



**Thèse présentée par
Brahim MANSOURI**

**Université Hassan II Aïn
Chock Faculté des Sciences
Juridiques, Economique et
Sociales Casablanca**

**SOUTENABILITE, DETERMINANTS ET
IMPLICATIONS MACRO-ECONOMIQUES
DES DEFICITS PUBLICS DANS LES PAYS
EN VOIE DE DEVELOPPEMENT :
CAS DU MAROC**

Janvier 2003



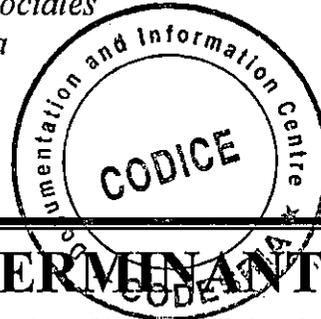
13 MARS 2007

11.02.05

MAN

13269

Université Hassan II Ain Chock
Faculté des Sciences Juridiques,
Economiques et Sociales
Casablanca



**SOUTENABILITE, DETERMINANTS ET
IMPLICATIONS MACRO-ECONOMIQUES
DES DEFICITS PUBLICS DANS LES PAYS
EN VOIE DE DEVELOPPEMENT :
CAS DU MAROC**

Thèse pour l'obtention du Doctorat d'Etat en Sciences Economiques

Préparée et soutenue publiquement par :

Brahim MANSOURI

Sous la direction du Professeur :

Mohamed Fouzi MOURJI

JURY :

- Président : Mohamed Fouzi MOURJI, Professeur de l'enseignement supérieur, Faculté de Droit, Casablanca
- Suffragants :
 - El Bachir KOUHLANI, Doyen de la Faculté de Droit, Casablanca (rapporteur)
 - Abdeljalil AGOURRAM, Professeur de l'enseignement supérieur, Faculté de Droit, Casablanca (rapporteur)
 - Lahcen OULHAJ, Professeur de l'enseignement supérieur, Faculté de Droit-Agdal, Rabat (rapporteur)
 - Abdellatif FAOUZI, ancien Directeur Général du CDVM, Inspecteur des Finances, Bank Al-Maghrib, Rabat

Janvier 2003

DEDICACE

A la mémoire de mon père qui a joué un rôle appréciable dans mon éducation et qui m'a tant encouragé moralement et matériellement.

A ma mère qui m'a appris la patience et la joie de travailler.

A ma femme Mina qui n'a épargné aucun effort moral et matériel pour me faciliter les conditions de travail.

A mes filles Sara, Houda, Yasmine et Hiba, sources de joie et de bonheur.

A mes frères et sœurs qui m'ont soutenu et encouragé.

A tous ceux qui œuvrent en faveur de l'enseignement et de la recherche.

REMERCIEMENTS

Monsieur le Professeur Fouzi MOURJI n'a épargné aucun effort pour nous montrer la bonne voie et nous aider fructueusement pour la mise sur pied de ce projet de recherche. C'est un grand plaisir pour nous de discuter avec Monsieur le Professeur Fouzi MOURJI et de bénéficier de ses qualités scientifiques et méthodologiques appréciables. Qu'il nous permette ici de recevoir nos félicitations et nos remerciements les plus sincères.

Nos remerciements vont également à messieurs les membres du jury, Abdeljalil AGOURRAM, Abdellatif FAOUZI, Bachir KOUHLANI et Lahcen OULHAJ, pour avoir accepté d'apprécier ce travail de recherche ainsi que pour leurs remarques et leurs suggestions pertinentes.

Ce travail de recherche a bénéficié d'un soutien financier de la part du *Council for the Development of Social and Economic Reserach in Africa* (CODESRIA) dans le cadre du *Programme de Petites Subventions pour la Rédaction de Thèses en Afrique*. Nous avons également profité du soutien bibliographique et de fructueuses discussions dans le cadre d'universités et d'instituts d'été que le CODESRIA avait organisés depuis 1998. Que cette institution trouve ici nos sincères remerciements.

Que l'Agence Universitaire de la Francophone accepte également nos vifs remerciements pour le soutien financier qu'elle a bien voulu nous accorder lors d'un séjour de recherche à l'Université du Québec à Montréal (UQAM). Que le corps enseignant - chercheur et le personnel administratif de cette université soient vivement remerciés pour leur accueil et soutien. En particulier, nous tenons à présenter nos vifs remerciements à Messieurs les Professeurs Paul-Martel ROY et Michel NORMANDIN de l'UQAM pour leur soutien et leurs directives.

Nous ne manquerions pas de remercier également la Fondation Ford qui parraine le *Middle East Research Competition Program* (MERC) pour le soutien financier qu'elle a bien voulu nous accorder dans le cadre d'un projet de recherche sur les implications macro-économiques de la politique budgétaire dans les pays en voie de développement. Que le *Lebanese Center for Policy Studies* (LCPS), basé à Beyrouth au Liban, et qui abrite le MERC, reçoive ici nos sincères remerciements pour sa qualité de travail et le soutien qu'il n'a jamais épargné de nous accorder.

Que l'*Economic Research Forum* (ERF) pour le Monde Arabe, l'Iran et la Turquie, soit ici remercié pour le soutien qu'il a bien voulu nous réserver dans le cadre de nos participations aux colloques qu'il avait organisés depuis octobre 2000. Nos vifs remerciements vont également aux organisateurs des colloques auxquels nous avons participé au Maroc et ailleurs.

Que tous ceux qui nous ont aidé de près ou de loin pour mener à bien ce projet de recherche reçoivent ici nos remerciements les plus sincères.

TABLE DES MATIERES

| | |
|--|-----------|
| Introduction générale..... | 1 |
| 1^{ère} partie : Mesure, soutenabilité et déterminants des déséquilibres financiers publics | 8 |
| <u>Chapitre I : Mesure à court terme et soutenabilité des déficits publics dans les pays en développement : une application au cas du Maroc</u> | 9 |
| <u>1- Mesure des déficits budgétaires à court terme.....</u> | 9 |
| <u>1- Mesure des déficits publics globaux.....</u> | 9 |
| 1.1- Mesure des déficits budgétaires conventionnels : les approches comptables et les problèmes de mesure | 10 |
| 1.1.1: Mesure des déficits budgétaires au Maroc : Les approches comptables | 10 |
| 1.1.1.1 : Le solde budgétaire dans l'optique de l'exercice..... | 10 |
| 1.1.1.2 : Le solde budgétaire dans l'optique de gestion..... | 10 |
| 1.1.2 : Problèmes de mesure des déficits budgétaires au Maroc | 11 |
| 1.1.2.1: Les limites d'une classification administrative des ressources et des charges du trésor..... | 12 |
| 1.1.2.2 : Des imprécisions au niveau de la nature de certaines dépenses publiques..... | 12 |
| 1.2- Variantes du déficit global et étendue du secteur public | 14 |
| 1.2.1 : Le déficit au comptant et le déficit sur la base des ordres de paiement..... | 14 |
| 1.2.1.1 : Déficit – Cash et déficit sur la base des ordres de paiements : les soubassements théoriques..... | 14 |
| 1.2.1.2 : Les difficultés inhérentes à l'intégration des arriérés de paiements dans le calcul des déficits au Maroc..... | 14 |
| 1.2.2 : Mesure du déficit budgétaire global : quelle étendue du secteur public? | 16 |
| 1.2.2.1 : Difficultés relatives à une couverture assez large du secteur public..... | 17 |
| 1.2.2.2 : Intégration des collectivités locales et des entreprises publiques dans l'estimation des déficits au Maroc..... | 17 |
| <u>2- Variantes spécifiques fondamentales du déficit public.....</u> | 22 |
| 2.1- Le déficit budgétaire courant | 22 |
| 2.1.1: Définition, intérêt et mesure du déficit budgétaire courant | 22 |
| 2.1.1.1: Définition et intérêt économique du solde budgétaire courant..... | 22 |
| 2.1.1.2: Mesure et évolution du déficit courant au Maroc | 23 |
| 2.1.2 : Analyse et déterminants fiscaux de la structure du déficit courant au Maroc | 24 |
| 2.1.2.1 : Structure du solde courant au Maroc : une méthodologie de décomposition | 24 |
| 2.1.2.2: Les déterminants fiscaux de la structure du solde courant..... | 26 |
| 2.2- Déficit primaires et déficits opérationnels : deux concepts fondamentaux..... | 28 |
| 2.2.1 : Le déficit primaire..... | 28 |
| 2.2.1.1 : Définition et signification économique du déficit primaire..... | 29 |
| 2.2.1.2 : Evolution du déficit primaire au Maroc | 30 |
| 2.2.2 : Le déficit opérationnel..... | 31 |
| 2.2.2.1 : Définition et intérêt économique du déficit opérationnel..... | 31 |

| | |
|---|-----------|
| 2.2.2.2 : Tentative de mesure du déficit opérationnel dans le cas marocain..... | 32 |
| II- Mesure des déficits publics à long terme : la soutenabilité..... | 34 |
| 1- Approche comptable de la soutenabilité des déficits publics..... | 34 |
| 1.1- Premières formulations et hypothèses initiales de l'approche comptable de la soutenabilité des déficits publics..... | 34 |
| 1.1.1: Origine et premières formulations de l'approche comptable de la soutenabilité..... | 35 |
| 1.1.1.1: Origine de l'approche comptable de la soutenabilité : une première équation dynamique..... | 35 |
| 1.1.1.2 : Expression des variables de l'équation dynamique en termes réels | 35 |
| 1.1.2: Hypothèses sur le solde primaire, le stock de la dette, le taux d'intérêt et la croissance économique..... | 36 |
| 1.1.2.1 : Distinction des cas où les variables sont exprimées en valeur et en proportions du PIB..... | 36 |
| 1.1.2.2: Signification économique de l'approche comptable de la soutenabilité : constance du ratio au PIB de la dette publique monétaire et non monétaire | 37 |
| 1.2- Essai d'examen et de reformulation de l'approche comptable de la soutenabilité dans le contexte d'une économie en développement : une application au cas du Maroc..... | 37 |
| 1.2.1 : Reformulation de l'approche comptable de la soutenabilité pour les pays en développement..... | 38 |
| 1.2.1.1 : Importance du financement des déficits par la création monétaire et l'endettement extérieur..... | 38 |
| 1.2.1.2 : Soutenabilité et sources de financement des déficits | 40 |
| 1.2.2 : Application de l'approche comptable de la soutenabilité au cas marocain | 40 |
| 1.2.2.1 : Estimation des ratios au PIB des stocks de la dette publique monétaire et non monétaire et les scénarios possibles | 41 |
| 1.2.2.2 : Les simulations : un degré de soutenabilité budgétaire dépendant de l'évolution anticipée des variables macro-économiques fondamentales..... | 42 |
| 2- Approche de la contrainte de la valeur actuelle..... | 42 |
| 2.1- Les premières formulations et les tests économétriques de la contrainte de la valeur actuelle..... | 42 |
| 2.1.1: Aperçu analytique général de la contrainte de la valeur actuelle..... | 42 |
| 2.1.1.1 : Origine et interprétation économique des tests de validité de la contrainte de la valeur actuelle | 43 |
| 2.1.1.2: Réécriture de la non présence du schéma de Ponzi en termes de ratios au PIB .45 | |
| 2.1.2: Les tests économétriques et les travaux empiriques sur la contrainte de la valeur actuelle dans les pays développés | 47 |
| 2.1.2.1: Méthodologie des tests économétriques de la contrainte de la valeur actuelle : les travaux pionniers de Hamilton et Flavin..... | 47 |
| 2.1.2.2: Les études empiriques de Kremers, Trehan et Walsh | 48 |
| 2.2- Essai de reformulation de la contrainte de la valeur actuelle dans les pays en développement : une application au cas marocain | 49 |
| 2.2.1 : Conception d'une méthodologie de reformulation de la contrainte de la valeur actuelle dans le contexte d'une économie en développement | 49 |

| | |
|---|----|
| 2.2.1.1 : Intégration de la création monétaire, de l'endettement extérieur libellé en devises étrangères et d'un solde budgétaire primaire augmenté | 49 |
| 2.2.1.2 : Méthodologie des tests économétriques de la soutenabilité au sens de la valeur actuelle dans le cas marocain | 50 |
| 2.2.2 : Application de l'approche de la contrainte de la valeur actuelle au cas marocain ... | 50 |
| 2.2.2.1 : Tests de racine unitaire et de cointégration des variables budgétaires sur données "trimestrialisées" | 50 |
| 2.2.2.2 : Une soutenabilité des déficits budgétaires dépendant de l'existence de relations d'équilibre à long terme entre les variables budgétaires..... | 52 |
| <u>Conclusion du chapitre I</u> | 53 |
| Chapitre II : Déterminants des déficits publics | 55 |
| <u>I- Déterminants des déficits publics au Maroc : une décomposition des variables budgétaires en variations discrétionnaires et induites</u> | 56 |
| 1- <u>Décomposition des variations des postes budgétaires : une première reformulation simple</u> . | 56 |
| 1.1 : Décomposition des postes budgétaires : une revue de la littérature théorique et empirique..... | 56 |
| 1.1.1: La littérature théorique relative à la décomposition des postes budgétaires..... | 56 |
| 1.1.1.1: Les travaux de Blanchard et Ziller..... | 56 |
| 1.1.1.2: Les travaux de Marshall, Rodriguez et Schmidt-Hebbel..... | 57 |
| 1.1.2: La littérature empirique relative à la décomposition des postes budgétaires | 58 |
| 1.1.2.1: L'étude de Marshall et Schmidt-Hebbel | 58 |
| 1.1.2.2: Les études d'Islam et Wetzel et de Morandé et Schmidt-Hebbel | 59 |
| 1.2- Essai de conception d'une méthodologie de décomposition budgétaire plus désagrégée : le cas simple d'un poste d'impôt..... | 60 |
| 1.2.1 : Une première formulation simple et plus désagrégée de la décomposition d'un poste d'impôt..... | 61 |
| 1.2.1.1 : Une nouvelle méthodologie de décomposition plus désagrégée | 61 |
| 1.2.1.2 : Une variante simplifiée de la nouvelle méthodologie de décomposition..... | 62 |
| 1.2.2 : Généralisation de la nouvelle méthodologie de décomposition aux postes de dépenses et de recettes publiques..... | 62 |
| 1.2.2.1 : Généralisation de la méthodologie de décomposition aux postes de recettes courantes..... | 62 |
| 1.2.2.2 : Généralisation aux divers postes de dépenses publiques | 63 |
| <u>2- Examen et application de la nouvelle méthodologie de décomposition au cas marocain</u> | 64 |
| 2.1- Décomposition de certains postes du budget de l'Etat marocain en variations discrétionnaires et induites..... | 64 |
| 2.1.1: Une méthodologie de décomposition de la masse salariale publique, des subventions et des autres transferts publics courants | 64 |
| 2.1.1.1: Méthodologie de décomposition de la masse salariale publique | 64 |
| 2.1.1.2: Méthodologie de décomposition des subventions et d'autres transferts publics courants..... | 66 |
| 2.1.2: Une méthodologie de décomposition des intérêts de la dette publique..... | 67 |

| | |
|--|-----------|
| 2.1.2.1 : Une méthodologie de décomposition des intérêts de la dette publique intérieure et extérieure..... | 67 |
| 2.1.2.2 : Une méthodologie de décomposition des intérêts de la dette publique totale agrégée..... | 72 |
| 2.2- Une application de la nouvelle méthodologie de décomposition au budget général de l'Etat marocain..... | 73 |
| 2.2.1 : Application de la nouvelle méthodologie à des postes budgétaires spécifiques | 73 |
| 2.2.1.1 : Application de la nouvelle méthodologie de décomposition au cas de la masse salariale publique et des subventions et autres transferts publics courants..... | 73 |
| 2.2.1.2 : Application de la nouvelle méthodologie de décomposition au cas des intérêts de la dette publique totale | 75 |
| 2.2.2 : Une décomposition du budget général et du déficit budgétaire en variations discrétionnaire et induite | 83 |
| 2.2.2.1 : Décomposition générale des dépenses et des recettes publiques en variations discrétionnaires et induites..... | 83 |
| 2.2.2.2 : Le rôle crucial des mesures discrétionnaires dans l'aggravation du déficit budgétaire au Maroc..... | 84 |
| II- Etude économétrique des déficits publics au Maroc et dans un échantillon de pays..... | 92 |
| 1- Déterminants des déficits publics : éclairages et hypothèses théoriques | 92 |
| 1.1: Les déterminants internes des déséquilibres financiers publics | 92 |
| 1.1.1: Le rôle des variables budgétaires dans l'évolution des déficits publics | 92 |
| 1.1.1.1 : Le rôle de l'inélasticité du système fiscal..... | 92 |
| 1.1.1.2: Le poids du degré de participation de l'Etat dans l'économie..... | 93 |
| 1.1.2 : Le niveau de développement économique et l'évolution des déficits publics | 93 |
| 1.1.2.1 : Le poids du niveau de développement économique | 94 |
| 1.1.2.2 : L'ambiguïté théorique du rôle du degré de développement économique dans l'accumulation des déficits publics | 94 |
| 1.2: Les déterminants externes des déséquilibres financiers publics..... | 94 |
| 1.2.1 : Le rôle du boom des recettes d'exportation dans l'évolution des déficits publics... .. | 94 |
| 1.2.1.1 : Le rôle ambigu des fluctuations des recettes d'exportation dans l'aggravation des déficits publics | 94 |
| 1.2.1.2 : Le boom des recettes d'exportation et les variables budgétaires au Maroc | 95 |
| 1.2.2 : L'impact de la dégradation des termes de l'échange sur l'évolution des déficits publics..... | 95 |
| 1.2.2.1 : Termes de l'échange et déficits publics : une relation ambiguë | 95 |
| 1.2.2.2 : Termes de l'échange et variables budgétaires au Maroc..... | 96 |
| 2- Etude économétrique : des soldes budgétaires sensibles à leurs déterminants fondamentaux | 97 |
| 2.1 : Réaction du solde budgétaire à ses déterminants dans le cas marocain : les résultats d'estimation d'un modèle à correction d'erreur..... | 97 |
| 2.1.1 : Le modèle de comportement du solde budgétaire, la mesure des variables et les tests préliminaires..... | 97 |
| 2.1.1.1 : Le modèle et la mesure des variables..... | 97 |
| 2.1.1.2 : Les tests préliminaires de racine unitaire et de cointégration sur les variables du modèle | 98 |
| 2.1.2 : Réaction du solde budgétaire à ses déterminants au Maroc : les résultats d'estimation d'un modèle à correction d'erreur | 100 |

| | |
|--|-----|
| 2.1.2.1 : L'impact positif du niveau de développement économique et de la croissance des recettes sur les soldes publics..... | 100 |
| 2.1.2.2 : L'effet négatif du degré de participation de l'Etat dans l'économie, de l'instabilité des recettes et de la capacité de contrôle des dépenses | 101 |
| 2.2 : Sensibilité des soldes budgétaires à leurs déterminants : une comparaison entre des échantillons de pays développés et de pays en développement | 102 |
| 2.2.1 : Déterminants des déficits publics : une analyse de données en coupe instantanée pour 30 pays en développement et 16 pays développés..... | 103 |
| 2.2.2.1 : Le modèle en coupe instantanée et les résultats de son estimation..... | 103 |
| 2.2.1.2 : Des résultats empiriques confirmant les spécificités budgétaires des pays en développement par rapport aux pays développés..... | 104 |
| 2.2.2 : Déterminants des déficits publics : un modèle à effets fixes pour des échantillons de pays en développement et de pays développés..... | 106 |
| 2.2.2.1 : Un modèle à effets fixes pour 30 pays en développement et 16 pays développés | 106 |
| 2.2.2.2 : Interprétation des résultats empiriques : une comparaison entre les pays en développement et les pays développés | 108 |
| <u>Conclusion du chapitre II</u> | 110 |
| <u>Conclusion de la première partie</u> | 111 |
| 2^{ème} partie : L'impact des déficits publics sur le taux d'inflation et le taux d'intérêt réel | 114 |
| Chapitre I : Déséquilibres financiers publics et inflation au Maroc et dans un échantillon de pays en développement : approches analytiques et empiriques | 114 |
| <u>I- Déficit publics et inflation : une revue du cadre théorique et une approche d'analyse sur données en coupe instantanée</u> | 115 |
| 1- <u>Déficits publics et inflation : le cadre théorique et analytique</u> | 115 |
| 1.1- Seigneuriage et inflation : survol et discussion du cadre théorique général | 115 |
| 1.1.1: Les concepts de base | 116 |
| 1.1.1.1: L'arithmétique monétariste, le seigneuriage et la théorie de l'inflation persistante | 116 |
| 1.1.1.2 : Création monétaire et intensité de l'inflation dans les pays en développement.... | 117 |
| 1.1.2: Les modèles de Friedman et de Cagan : base de la courbe <i>Laffer</i> de seigneuriage. 117 | |
| 1.1.2.1: Exposé des modèles de Friedman et de Cagan..... | 118 |
| 1.1.2.2 : Comparaison des modèles de Friedman et de Cagan : la place de l'inflation et de la croissance économique | 119 |
| 1.2- Seigneuriage, théorie de l'inflation optimale et théorie des jeux | 120 |
| 1.2.1 : Seigneuriage et théorie de l'inflation optimale..... | 120 |
| 1.2.1.1 : Définition et simulation de l'inflation optimale | 120 |
| 1.2.1.2 : Reformulation de l'inflation optimale : intégration de la croissance économique | 121 |
| 1.2.2 : Seigneuriage, inflation et théorie des jeux..... | 122 |
| 1.2.2.1 : Le contexte général de la relation entre le seigneuriage et l'inflation dans le cadre de la théorie des jeux..... | 122 |
| 1.2.2.2 : Reformulation de la courbe <i>Laffer</i> de seigneuriage dans le cadre de la théorie des jeux : une synthèse | 122 |

| | |
|--|-----|
| <u>2 - Etude empirique de l'impact des déficits publics sur l'inflation dans un échantillon de pays en voie de développement : une approche par analyse sur données en coupe instantanée</u> | 124 |
| 2.1: Quelques calculs préliminaires de corrélations simples | 124 |
| 2.1.1: Les corrélations inter – pays | 125 |
| 2.1.1.1 : Calcul des corrélations inter-pays entre les déficits publics, le financement monétaire et l'inflation | 125 |
| 2.1.1.2: Raisons de la faiblesse des corrélations inter – pays | 125 |
| 2.1.2 : Les corrélations intra - pays..... | 125 |
| 2.1.2.1 : Calcul des corrélations intra-pays entre les déficits, la création monétaire et l'inflation | 125 |
| 2.1.2.2 : Raisons de la faiblesse des corrélations intra-pays | 126 |
| 2.2: Hypothèse d'une relation non linéaire entre la création monétaire et l'inflation : estimation d'une forme quadratique pour un échantillon de pays en développement..... | 126 |
| 2.2.1 : Le modèle et le choix des pays de l'échantillon | 126 |
| 2.2.1.1 : Le modèle et la mesure des variables..... | 127 |
| 2.2.1.2 : L'échantillon et les niveaux de seignuriage..... | 127 |
| 2.2.2 : Estimation d'une courbe <i>Laffer</i> de seignuriage pour 33 pays en développement. 127 | |
| 2.2.2.1 : Estimation d'une forme quadratique confirmant l'existence d'une courbe <i>Laffer</i> de seignuriage..... | 127 |
| 2.2.2.2 : Une inflation relativement élevée pour un gain minimale de recettes de seignuriage | 129 |
| <u>II- Déficit publics et inflation au Maroc et dans un groupe de pays en développement : les enseignements d'une analyse de séries temporelles</u> | 129 |
| <u>1- Point de départ : estimation de fonctions de demande réelle de la base monétaire</u> | 130 |
| 1.1: La fonction de demande réelle de la base monétaire au Maroc | 130 |
| 1.1.1 : Les hypothèses théoriques concernant la demande réelle de la base monétaire au Maroc | 130 |
| 1.1.1.1 : Le choix du secteur privé en matière d'actifs financiers..... | 130 |
| 1.1.1.2 : L'absorbant du choc monétaire comme variable explicative additionnelle:.... | 131 |
| 1.1.2 : Résultats d'estimation d'une fonction de demande réelle de la base monétaire au Maroc | 132 |
| 1.1.2.1 : Mesure des variables du modèle de la demande réelle de la base monétaire et tests préliminaires de racine unitaire et de cointégration..... | 132 |
| 1.1.2.2 : Estimation d'un modèle à correction d'erreur confirmant l'impact négatif de l'inflation sur la demande réelle de la base monétaire..... | 135 |
| 1.2 : Estimation d'une fonction de demande réelle de la monnaie de base pour un groupe de pays en développement..... | 139 |
| 1.2.1 : Le modèle de la demande réelle de la monnaie de base, les pays de l'échantillon et les hypothèses initiales..... | 140 |
| 1.2.1.1 : Spécification de la fonction de demande réelle de la monnaie de base et sélection des pays de l'échantillon | 140 |
| 1.2.1.2 : Hypothèses sur les paramètres du modèle de la demande réelle de la monnaie de base..... | 141 |

| | |
|--|------------|
| 1.2.2 : Résultats d'estimation de la fonction de demande réelle de la base monétaire pour chaque pays de l'échantillon | 141 |
| 1.2.2.1 : Présentation des estimations de la fonction de demande réelle de la monnaie de base..... | 141 |
| 1.2.2.2 : Des résultats empiriques confirmant l'existence d'une relation négative entre la demande réelle de la base monétaire et l'inflation | 143 |
| <u>2- Essai de dérivation d'une relation à long terme entre le seignuriage et l'inflation : une comparaison entre le Maroc et un groupe de pays en développement.....</u> | 143 |
| 2.1 : La courbe <i>Laffer</i> de seignuriage : confirmation de l'existence d'une relation à long terme entre le seignuriage et l'inflation | 143 |
| 2.1.1 : Tests préliminaires sur le coefficient du revenu réel..... | 144 |
| 2.1.1.1 : Tests préliminaires dans le cas marocain | 144 |
| 2.1.1.2 : Tests préliminaires dans le cas du groupe de pays en développement..... | 145 |
| 2.1.2 : Les relations à long terme seignuriage – inflation : une comparaison entre le Maroc et un groupe de pays en développement..... | 145 |
| 2.1.2.1 : La courbe <i>Laffer</i> de seignuriage et l'inflation maximisant le seignuriage au Maroc..... | 146 |
| 2.1.2.2 : La courbe <i>Laffer</i> de seignuriage : une comparaison avec un groupe de pays en développement | 148 |
| 2.2 : Seignuriage et inflation : quelques simulations de politique économique | 150 |
| 2.2.1 : Simulations de l'interaction entre le seignuriage et l'inflation | 150 |
| 2.2.1.1 : Conduite et résultats des simulations | 150 |
| 2.2.1.2 : Une inflation additionnelle élevée pour des gains minimales de seignuriage .. | 152 |
| 2.2.2 : Seignuriage et inflation : interprétations et implications de politique économique | 153 |
| 2.2.2.1 : Les implications de politique économique du financement des déficits publics | 154 |
| 2.2.2.2 : Inflation et création monétaire : une comparaison avec d'autres agrégats monétaires..... | 155 |
| <u>Conclusion du chapitre I :</u> | 157 |
| <u>Chapitre II : Déficit publics, répression financière et taux d'intérêt réel.....</u> | 159 |
| <u>I- Impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels : un contexte de systèmes financiers dérégulés.....</u> | 159 |
| <u>1- Déficit publics et taux d'intérêt réels : survol et discussion de la littérature théorique et empirique</u> | 159 |
| 1.1 : La littérature théorique relative à la relation entre les déficits publics et les taux d'intérêt réels | 159 |
| 1.1.1 : La thèse libérale de l'éviction financière..... | 161 |
| 1.1.1.1 : Fondement de la thèse libérale : la théorie de fonds prêtables | 161 |
| 1.1.1.2 : la thèse de l'éviction financière dans les contextes d'une économie fermée et d'une économie ouverte..... | 162 |
| 1.1.2 : La thèse ricardienne et la thèse keynésienne/postkeynésienne | 162 |
| 1.1.2.1 : La nouvelle thèse ricardienne | 162 |
| 1.1.2.2 : La thèse keynésienne/postkeynésienne | 163 |
| 1.2- Déficit et taux d'intérêt dans un contexte de systèmes financiers dérégulés : survol et discussion des travaux empiriques | 165 |

| | |
|---|------------|
| 1.2.1 : Les études empiriques : une compétition des modèles économétriques..... | 165 |
| 1.2.1.1 : Exemples d'études empiriques épousant la thèse keynésienne - postkeynésienne | 165 |
| 1.2.1.2 : Une synthèse d'études empiriques épousant la thèse libérale de l'éviction financière et la thèse ricardienne..... | 166 |
| 1.2.2 : Limites des travaux empiriques consacrés à l'étude de l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt..... | 169 |
| 1.2.2.1 : Nuancer la thèse libérale de l'éviction : à propos des mécanismes de transmission des effets de la politique budgétaire..... | 169 |
| 1.2.2.2 : A propos du degré de rationalité des agents économiques, de l'illusion monétaire et de l'instabilité du taux de change..... | 170 |
| 2- Etude empirique de l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt au Maroc et dans un groupe de pays..... | 171 |
| 2.1 : Le financement des déficits budgétaires par l'emprunt intérieur et son impact sur le taux d'intérêt réel au Maroc | 172 |
| 2.1.1 : Politique budgétaire, coût réel du capital et croissance économique au Maroc..... | 172 |
| 2.1.1.1 : Le coût réel du capital et son impact sur la croissance économique au Maroc..... | 172 |
| 2.1.1.2 : Impact du coût réel du capital sur l'investissement au Maroc..... | 173 |
| 2.1.2 : Des exercices de simulation de l'impact de la politique budgétaire sur le taux d'intérêt réel au Maroc..... | 173 |
| 2.1.2.1 : Les simulations sous l'hypothèse selon laquelle la demande d'investissement est déterminée par le signal du taux d'intérêt..... | 174 |
| 2.1.2.2 : Les simulations sous l'hypothèse suivant laquelle les firmes sont rationnées sur le marché du crédit | 176 |
| 2.2- Déficit publics et taux d'intérêt réels dans un échantillon de pays à systèmes financiers plus libéralisés..... | 176 |
| 2.2.1: Déficit publics et taux d'intérêt réels dans les pays de l'OCDE..... | 177 |
| 2.2.1.1: Déficit publics dans les pays du G7 et taux d'épargne dans les pays de l'OCDE : une relation négative..... | 177 |
| 2.2.1.2: Epargne, déficits publics et taux d'intérêt réels dans les pays de l'OCDE : effet d'éviction financière? | 179 |
| 2.2.2 : Déficit publics et taux d'intérêt réels dans un groupe restreint de pays en développement à systèmes financiers relativement dérégulés..... | 181 |
| 2.2.2.1 : Les cas chilien et argentin | 182 |
| 2.2.2.2: Le cas zimbabwéen..... | 185 |
| II- Impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels : un contexte de systèmes financiers administrés..... | 187 |
| 1- Mesure et impact de la répression financière sur le crédit accordé au secteur privé | 187 |
| 1.1 : la répression financière : survol de la littérature et essai de mesure..... | 187 |
| 1.1.1: La répression financière : les fondements théoriques et les tentatives de mesure... .. | 188 |
| 1.1.1.1 : L'impact économique de la répression financière : les soubassements théoriques | 188 |
| 1.1.1.2 : Une revue de la littérature relative à la mesure de la répression financière | 190 |
| 1.1.2 : Essai de mesure de la répression financière au Maroc et dans un groupe de pays en voie de développement..... | 191 |
| 1.1.2.1 : La répression financière au Maroc : mesure et évolution..... | 191 |
| 1.1.2.2 : Comparaison de l'intensité de la répression financière à travers un groupe de pays en développement..... | 194 |
| 1.2 : Répression financière, déficits budgétaires et crédit accordé au secteur privé..... | 196 |
| 1.2.1 : Estimation de l'interaction entre la répression financière et les déficits budgétaires | 197 |
| 1.2.1.1 : La répression financière et les déficits budgétaires : les hypothèses de départ..... | 197 |
| 1.2.1.2: Une relation négative entre la répression financière et les soldes budgétaires | 197 |
| 1.2.2 : Impact de la répression financière sur le crédit accordé au secteur privé..... | 198 |

| | |
|---|-----|
| 1.2.2.1 : Répression financière et crédit accordé au secteur privé : les hypothèses initiales | 198 |
| 1.2.2.2 : Des stocks de crédit privé sensibles à la répression financière..... | 198 |
| 2- Taux d'intérêt réels bas et demande réelle des dépôts à terme : une analyse empirique | 199 |
| 2.1 : Impact de taux d'intérêt réels bas sur la demande réelle des dépôts bancaires à terme au Maroc | 199 |
| 2.1.1: Le modèle de la demande réelle des dépôts à terme et les tests préliminaires..... | 200 |
| 2.1.1.1 : Spécification du modèle de la demande réelle des dépôts à terme et les tests de racine unitaire..... | 200 |
| 2.1.1.2 : Tests de cointégration des variables du modèle..... | 201 |
| 2.1.2: Un modèle à correction d'erreur confirmant l'impact négatif de taux d'intérêt bas sur la demande réelle des dépôts à terme..... | 201 |
| 2.1.2.1: Les résultats d'estimation du modèle dynamique à correction d'erreur | 202 |
| 2.1.2.2 : Une épargne à long terme négativement affectée par des taux d'intérêt réels bas | 203 |
| 2.2 : Taux d'intérêt bas et demande réelle des dépôts à terme : analyse comparative du cas d'un groupe de pays en développement..... | 205 |
| 2.2.1 : Estimation du modèle de la demande réelle des dépôts à terme pour un groupe restreint de pays en développement | 205 |
| 2.2.1.1 : Le choix du groupe restreint de pays en développement et le modèle à estimer | 205 |
| 2.2.1.2 : Estimation du modèle pour le groupe des pays en développement | 205 |
| 2.2.2: Dépôts à terme et taux d'intérêt réels bas : interprétations et implications de politique économique | 206 |
| 2.2.2.1: Interprétation des résultats obtenus et comparaison avec le cas marocain..... | 206 |
| 2.2.2.2: Implications de politique économique : une répression financière entravant la mobilisation de l'épargne à long terme..... | 206 |
| Conclusion du chapitre II | 207 |
| Conclusion de la deuxième partie | 208 |
| 3^{ème} partie : Déficits publics, dépense privée et secteur externe | 211 |
| Chapitre I : Déficits publics et dépense privée en consommation et investissement | 211 |
| I- Déficits publics et consommation privée : une étude analytique et empirique | 212 |
| 1- Déficits publics et consommation privée au Maroc : une politique budgétaire évinçant la dépense privée en biens de consommation | 212 |
| 1.1: Déficits publics et consommation privée : survol et discussion de la littérature théorique et empirique | 212 |
| 1.1.1: Les controverses théoriques relatives à l'impact de la politique budgétaire sur la consommation privée | 212 |
| 1.1.1.1: Les divergences des paradigmes théoriques..... | 212 |
| 1.1.1.2: A propos des effets indirects des déficits publics sur la consommation privée | 214 |
| 1.1.2: Survol des études empiriques consacrées aux effets des déficits publics sur la consommation privée | 215 |
| 1.1.2.1: Rareté des études empiriques sur la sensibilité de la consommation privée aux variables budgétaires dans les pays en développement..... | 215 |
| 1.1.2.2 : Politique budgétaire et consommation privée au Maroc : un sujet inexploré.. | 216 |
| 1.2: Estimation de l'impact de la politique budgétaire sur la consommation privée au Maroc | 216 |
| 1.2.1: Réaction de la consommation privée aux variables budgétaires : des approches empiriques prenant en considération les spécificités de l'économie marocaine..... | 216 |

| | |
|---|------------|
| 1.2.1.1 : Des variables budgétaires évinçant la consommation privée réelle au Maroc | 217 |
| 1.2.1.2 : Une accumulation des déficits budgétaires affectant négativement la consommation privée au Maroc | 221 |
| 1.2.2: Une nouvelle approche plus appropriée pour tester les hypothèses ricardienne, keynésienne et du revenu permanent dans le cas marocain | 223 |
| 1.2.2.1 : Eclairages théoriques récents, spécification du modèle et nouvelles approches de mesure des variables | 223 |
| 1.2.2.2 : Estimation du modèle et tests des hypothèses théoriques : l'hypothèse de l'éviction directe contre l'hypothèse de l'équivalence ricardienne | 227 |
| 2- Déficit publics et consommation privée dans un échantillon de pays en développement : une approche par analyse sur données de panel | 229 |
| 2.1: Une fonction de consommation privée dépendant du revenu, des variables budgétaires et des contraintes de liquidité | 229 |
| 2.1.1: Le modèle de la consommation privée pour un échantillon de pays en développement et la mesure des variables | 230 |
| 2.1.1.1: Spécification du modèle de la consommation privée pour un échantillon de pays en développement | 230 |
| 2.1.1.2: Mesure des variables du modèle de la consommation privée | 230 |
| 2.1.2: Hypothèses sur les paramètres du modèle de la consommation privée au sein de l'échantillon de pays en développement | 231 |
| 2.1.2.1: Hypothèses sur les paramètres du revenu et des contraintes de liquidité | 231 |
| 2.1.2.2: Hypothèses sur les paramètres des variables budgétaires : des coefficients à signes théoriquement ambigus | 231 |
| 2.2: Estimation de la réaction de la consommation privée à ses déterminants fondamentaux au sein de l'échantillon de pays en développement | 232 |
| 2.2.1: Résultats d'estimation du modèle de la consommation privée réelle pour un échantillon de pays en développement | 232 |
| 2.2.1.1: Réaction positive de la consommation privée au revenu, aux dépenses publiques et aux contraintes de liquidité | 232 |
| 2.2.1.2: Réestimation du modèle avec désagrégation des variables budgétaires : une relation de complémentarité entre la consommation publique et la consommation privée | 234 |
| 2.2.2: Politique budgétaire et consommation privée dans les pays en développement : les implications de politique économique | 235 |
| 2.2.2.1: L'impact positif des déficits publics sur la consommation privée : la voie de la consommation publique | 235 |
| 2.2.2.2: A propos de la substituabilité entre les déficits publics et l'épargne privée | 236 |
| II- Déficit publics et investissement privé : entraînement ou éviction? | 236 |
| 1- Analyse de l'impact de la politique budgétaire sur l'investissement privé au Maroc | 237 |
| 1.1: Politique budgétaire et investissement privé : les fondements théoriques et les études empiriques | 237 |
| 1.1.1: Les soubassements théoriques | 237 |
| 1.1.1.1: Impact de l'investissement public sur l'investissement privé : les conditions de substituabilité et d'efficience | 238 |
| 1.1.1.2: Les conditions relatives aux modalités de financement et à l'impact sur la productivité et la croissance | 239 |

| | |
|---|------------|
| 1.1.2: Investissement public et investissement privé : les travaux empiriques..... | 240 |
| 1.1.2.1: Les travaux empiriques pionniers..... | 240 |
| 1.1.2.2: Les études empiriques récentes consacrées à certains pays en voie de développement..... | 243 |
| 1.2- Estimation des effets de la politique budgétaire sur l'investissement privé et la croissance économique au Maroc..... | 245 |
| 1.2.1: Variables budgétaires et investissement privé au Maroc : des approches en termes de flux et de stocks de capital..... | 245 |
| 1.2.1.1: Réaction positive de l'investissement privé à l'investissement public et son éviction par la consommation publique et la fiscalité..... | 245 |
| 1.2.1.2: Un investissement privé entraîné par le stock de capital public..... | 248 |
| 1.2.2 : L'impact du capital public sur la croissance économique au Maroc..... | 252 |
| 1.2.2.1: Les conditions climatiques et l'investissement public: des déterminants essentiels de la croissance économique réelle au Maroc..... | 253 |
| 1.2.2.2: Estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas pour le cas marocain : réaction positive du PIB réel aux stocks de capital public et privé..... | 254 |
| <u>2- Analyse de l'impact de la politique budgétaire sur l'investissement privé dans un échantillon de pays.....</u> | <u>256</u> |
| 2.1 : Investissement public et investissement privé dans un échantillon élargi de 30 pays développés et en voie de développement : une approche d'analyse sur données de panel... | 257 |
| 2.1.1: Impact de l'investissement public sur l'investissement privé : un modèle <i>between</i> pour les pays de l'échantillon..... | 257 |
| 2.1.1.1: une fonction d'investissement dépendant de l'investissement public, de la consommation publique et des contraintes de liquidité..... | 257 |
| 2.1.1.2: Estimation du modèle <i>between</i> : des résultats conformes aux prédictions de la thèse d'éviction..... | 258 |
| 2.1.2: Le modèle <i>within</i> et la prise en considération de l'effet retardé de l'investissement public sur l'investissement privé..... | 258 |
| 2.1.2.1: Investissement public et investissement privé : estimation du modèle à effets fixes pour l'échantillon élargi..... | 259 |
| 2.1.2.2: Résultats empiriques : entraînement de l'investissement privé par l'investissement public et son éviction par la consommation publique..... | 260 |
| 2.2: Politique budgétaire et investissement privé dans un échantillon de pays en développement..... | 260 |
| 2.2.1: Politique budgétaire et investissement privé : les enseignements d'une analyse sur données de panel pour un groupe de pays en développement..... | 260 |
| 2.2.1.1: Estimation du modèle à effets fixes pour un groupe de pays en développement..... | 260 |
| 2.2.1.2: Un effet d'entraînement plus significatif au sein du groupe des pays en développement..... | 261 |
| 2.2.2: Investissement public et investissement privé dans un groupe de pays en développement : les enseignements d'une analyse de données de séries temporelles..... | 262 |
| 2.2.2.1 : Choix des pays et estimation d'un modèle à variables budgétaires désagrégées..... | 262 |
| 2.2.2.2: Variables budgétaires et investissement privé : des résultats empiriques différents selon les pays..... | 263 |

| | |
|---|-----|
| <u>Conclusion du chapitre I</u> | 266 |
| Chapitre II : Relations entre les soldes budgétaires et le secteur externe : approches analytiques et empiriques | 268 |
| I- Soldes budgétaires, composantes de l'absorption publique et soldes externes | 268 |
| 1- Etude des relations entre les soldes budgétaires et externes | 268 |
| 1.1: Les fondements théoriques et les travaux empiriques | 269 |
| 1.1.1: Les soubassements théoriques | 269 |
| 1.1.1.1: Les approches monétaire et budgétaire de la balance des paiements et leur convergence | 269 |
| 1.1.1.2 : la nouvelle approche ricardienne | 275 |
| 1.1.2: Survol des études empiriques..... | 276 |
| 1.1.2.1 : les travaux empiriques concernant les pays développés | 276 |
| 1.1.2.2 : La littérature empirique concernant les pays en développement et ses limites | 277 |
| 1.2: Essai d'estimation des relations entre les soldes budgétaires et les soldes externes | 280 |
| 1.2.1 : Relation entre les soldes budgétaires et les soldes externes au Maroc | 280 |
| 1.2.1.1: Le cas marocain : une causalité bidirectionnelle à court et à long terme entre les soldes budgétaires et les soldes de la balance extérieure des biens et services | 281 |
| 1.2.1.2: Une causalité bidirectionnelle entre les soldes budgétaires et les soldes de la balance des paiements courants | 283 |
| 1.2.2: Relation entre les soldes budgétaires et les soldes externes dans un échantillon de pays | 286 |
| 1.2.2.1: Des soldes externes de biens et services significativement amenuisés par les soldes publics dans les pays en développement | 286 |
| 1.2.2.2: Une sensibilité forte des soldes externes courants aux déficits publics dans les pays en développement..... | 287 |
| 2- Soldes externes et composantes de l'absorption publique : quelles relations ? | 289 |
| 2.1: Interaction entre les soldes externes et les composantes de l'absorption publique au Maroc | 289 |
| 2.1.1: Tests de causalité à court et à long terme entre la consommation publique et les soldes externes au Maroc | 289 |
| 2.1.1.1: Relations entre la consommation publique et les soldes externes au Maroc : un modèle à correction d'erreur..... | 290 |
| 2.1.1.2: Impact substantiel de la consommation publique sur les soldes externes et sa faible réaction à l'ajustement des comptes externes | 292 |
| 2.1.2: Interaction entre l'investissement public et les soldes externes au Maroc | 293 |
| 2.1.2.1: Des dépenses d'investissement public amenuisant moins substantiellement les soldes externes | 293 |
| 2.1.2.2: Un ajustement externe reposant lourdement sur l'investissement public : un paradoxe manifeste..... | 296 |
| 2.2: Composantes de l'absorption publique et soldes externes : une comparaison entre des échantillons de pays développés et en voie de développement..... | 298 |
| 2.2.1: Impact de la consommation publique sur les soldes externes dans des échantillons de pays développés et de pays en développement..... | 299 |
| 2.2.1.1: Le cas d'un échantillon de pays en développement : l'impact négatif et statistiquement très significatif de la consommation publique | 299 |
| 2.2.1.2: Le cas d'un échantillon de pays développés : impact faible et statistiquement moins significatif de la consommation publique..... | 300 |
| 2.2.2: Impact de l'investissement public sur les soldes externes dans des échantillons de pays développés et en voie de développement | 301 |
| 2.2.2.1: Des dépenses d'investissement public amenuisant substantiellement les soldes externes dans un échantillon de pays en développement..... | 301 |
| 2.2.2.2: Des dépenses publiques d'investissement amenuisant moins substantiellement les soldes externes dans un échantillon de pays développés..... | 302 |

| | |
|--|-----|
| <u>II- Politique budgétaire et taux de change réel au Maroc</u> | 303 |
| <u>1- Impact des soldes budgétaires sur le taux de change réel au Maroc</u> | 303 |
| 1.1 : Dérivation d'une équation structurelle du taux de change réel à partir d'hypothèses théoriques et spécification d'un modèle à équations simultanées..... | 304 |
| 1.1.1: Une équation structurelle du taux de change réel dépendant du solde externe et des termes de l'échange..... | 304 |
| 1.1.1.1: Condition de l'équilibre macro-économique intérieur et dérivation d'une équation structurelle du taux de change réel..... | 304 |
| 1.1.1.2: Hypothèses sur les paramètres du modèle :..... | 305 |
| 1.1.2: Nécessité de spécifier un modèle à équations simultanées et mesure des variables..... | 306 |
| 1.1.2.1: Spécification du modèle à équations simultanées..... | 306 |
| 1.1.2.2: Mesure des variables du modèle..... | 306 |
| 1.2 : Estimation de l'impact du solde budgétaire sur le taux de change réel au Maroc :..... | 307 |
| 1.2.1: Les résultats empiriques et leur interprétation..... | 307 |
| 1.2.1.1: Estimation du modèle à équations simultanées..... | 307 |
| 1.2.1.2: Une surévaluation du taux de change réel s'expliquant en partie par le creusement des déficits budgétaires..... | 307 |
| 1.2.2: Déficits budgétaires et taux de change réel: les implications de politique économique..... | 308 |
| 1.2.2.1: Nécessité de l'ajustement budgétaire pour l'amélioration de la compétitivité – prix de l'économie nationale..... | 308 |
| 1.2.2.2: Intérêt d'une stratégie efficace d'ajustement budgétaire : une approche en termes de structure des dépenses publiques..... | 308 |
| <u>2- Absorption publique et taux de change réel au Maroc</u> | 309 |
| 2.1 : Une décomposition du solde externe et un modèle reformulé du taux de change réel..... | 309 |
| 2.1.1 : Une méthodologie de décomposition du solde externe et une nouvelle équation structurelle du taux de change réel..... | 309 |
| 2.1.1.1: Les soubassements théoriques de la décomposition du solde externe..... | 309 |
| 2.1.1.2: Décomposition du solde externe en absorptions publique et privée..... | 309 |
| 2.1.2 : Un modèle reformulé à équations simultanées pour étudier le comportement du taux de change réel au Maroc..... | 310 |
| 2.1.2.1: Présentation du modèle reformulé à équations simultanées..... | 310 |
| 2.1.2.2: Hypothèses sur le paramètre de l'absorption publique..... | 310 |
| 2.2 : Estimation du nouveau modèle reformulé et implications de politique économique... .. | 311 |
| 2.2.1 : Les résultats empiriques et leur interprétation..... | 311 |
| 2.2.1.1: Présentation des résultats empiriques..... | 311 |
| 2.2.1.2: Une absorption publique surévaluant le taux de change réel..... | 311 |
| 2.2.2 : Absorption publique et taux de change réel: les implications de politique économique..... | 312 |
| 2.2.2.1: Nécessité d'une réduction de l'absorption publique pour l'amélioration de la compétitivité – prix..... | 312 |
| 2.2.2.2 : Les dangers d'une réduction inappropriée des dépenses publiques..... | 312 |
| <u>Conclusion du chapitre II</u> | 313 |
| <u>Conclusion de la troisième partie</u> | 315 |
| <u>Conclusion générale</u> | 319 |
| Références bibliographiques :..... | i |

Introduction générale

Les trente années glorieuses de croissance ininterrompue dans les pays capitalistes développés se sont caractérisées depuis la fin de la deuxième guerre mondiale jusqu'à la fin des années 70, par l'application des principes de la théorie keynésienne qui avait préconisé dans les années 30, un interventionnisme accéléré des pouvoirs publics dans les domaines économique et social. En particulier, des politiques budgétaires expansionnistes et des déficits budgétaires élevés étaient, dans bien des cas, tolérés tant au niveau des instances gouvernementales qu'au sein des campus universitaires.

Ce n'est plus le cas à la fin des années 70 et au début des années 80 où l'on assiste dans les principaux pays développés à économie de marché, à un véritable renouveau néolibéral, comme le montrent les tendances libérales du gouvernement Thatcher en Grande Bretagne dès 1979 et l'Administration - Reagan aux Etats-Unis d'Amérique dès le début des années 80. Dans ces pays et au sein d'autres économies industrielles, se manifestait un regain d'intérêt pour des politiques d'équilibre budgétaire et de contrôle monétaire, en plus des mécanismes de coordination des politiques macro-économiques mis en œuvre afin de veiller au rééquilibrage des paiements extérieurs.

Sur le plan théorique, déjà au début des années 40, Hayek s'était opposé à Keynes quant à l'efficacité relative des politiques gouvernementales de stabilisation et de relance. En 1944, Hayek publia un petit ouvrage intitulé "La Route de la Servitude" et qui allait faire grand bruit. Il estimait que les gouvernements, sous le prétexte de la guerre, iraient se développer au-delà de ce que nécessite le maintien d'une activité économique saine et soutenue, et introduiraient des distorsions majeures dans le fonctionnement des mécanismes économiques (voir Hayek, 1980).

La conception néolibérale de Hayek allait être soutenue et complétée parce qu'il est convenu d'appeler aujourd'hui le mouvement néolibéral qui se fait de plus en plus entendre, et notamment vers la deuxième moitié des années 70 et le début des années 80. Ce mouvement néolibéral est représenté par des économistes comme les monétaristes (Friedman, 1982), les théoriciens du *public choice* (voir Lafay, 1987) et les économistes de l'offre.

Ces théoriciens sont hostiles au financement de l'activité économique par le déficit budgétaire, voire favorables à une discipline d'équilibre budgétaire strict. Au niveau international, ils préconisent une politique de libre-échange, seule susceptible selon eux, de conduire à la prospérité et à l'équilibre des paiements extérieurs.

Quant aux "pays en voie de développement", ils vivent depuis le début des années 80, l'heure des programmes d'ajustement structurel, recommandés par le Fonds Monétaire International et la Banque Mondiale. Comme le montrent les études effectuées par ces instances financières internationales ou financées par elles, un grand intérêt est conféré au désengagement de l'Etat conformément aux enseignements de la théorie néolibérale.

Les volets fondamentaux des programmes d'ajustement structurel sont généralement constitués de la régulation de la demande globale, de la libéralisation des prix, de la privatisation et de la libéralisation commerciale (L'Héritau, 1986).

Bien que ces divers volets soient évidemment interreliés, notre travail de recherche se situe dans le cadre de la problématique de gestion de la demande globale, notamment l'ajustement budgétaire. En particulier, notre projet de recherche s'efforce d'adopter des approches analytiques, empiriques et comparatives dans le but de mieux comprendre le concept de déficit budgétaire et d'appréhender ses effets sur certaines variables macro-économiques fondamentales dans le monde en développement en général et au Maroc en particulier.

Du point de vue de la formulation des programmes d'ajustement structurel, les diagnostics des déséquilibres internes et externes dans les économies du Sud, occupent une place primordiale. Les déficits budgétaires ont été dénoncés partout dans le monde en développement durant les années 80 et 90 du fait de leurs effets négatifs présumés sur les performances macro-économiques (Llau et Renversez, 1988 ; Easterly, Rodrigùez et Schmidt-Hebbel, 1994). Il est à noter cependant que très peu d'études analytiques et empiriques ont été réservées à la mesure des déficits publics, à leur soutenabilité, à leurs déterminants et à leurs implications macro-économiques. Les tentatives de regagner la stabilité macro-économique à travers l'ajustement budgétaire ont produit des résultats différents selon les pays, ce qui nous impose de nous interroger sur des questions concernant les conséquences macro-économiques des déficits publics et de la stabilisation budgétaire (Tanzi, 1994). Or, les relations entre les variables macro-économiques et les déficits publics demeurent entachées de grandes incertitudes. Si les déficits publics (ou l'ajustement budgétaire) exercent un effet dépressif sur la consommation et l'investissement privés tout en attisant les tensions inflationnistes, en exerçant des pressions sur les taux d'intérêt réels, en creusant le déficit de la balance des paiements courants et en appréciant le taux de change réel, ils peuvent mettre en péril les opportunités de croissance à long terme des économies en développement. Dès lors, des approches analytiques, empiriques et comparatives doivent être adoptées en vue d'apprécier le degré de soutenabilité des déficits budgétaires, d'identifier leurs déterminants et de repenser leurs implications macro-économiques. Notre projet de recherche va dans cette direction en axant l'étude sur le cas particulier du Maroc, où les études analytiques et empiriques sur ce sujet sont pratiquement inexistantes. Toutefois, un échantillon de pays en développement est également pris en considération dans ce travail de recherche. Les pays sélectionnés pour étude ont été choisis pour la diversité de leurs politiques budgétaires et autres politiques macro-économiques ainsi que pour leurs expériences en la matière et la mesure dans laquelle ils représentent le monde en développement au sens large. L'échantillon comprend des «ajusteurs» et des «non-ajusteurs», des pays à déficit budgétaire élevé et moins élevé, des économies de petite et de grande tailles, des cas où l'inflation est élevée et d'autres où elle est moins élevée, des pays à système financier développé et moins développé et avec ou sans accès au financement extérieur.

Notre projet de recherche vise généralement à tenter de répondre aux questions fondamentales suivantes : quoi? Pourquoi? Comment? En d'autres termes, les questions essentielles de notre problématique générale peuvent être formulées comme suit :

- Qu'est-ce que le concept de déficit budgétaire? Quels sont les problèmes qu'il pose sur le plan de sa mesure à court terme? Comment peut-on apprécier le degré de sa soutenabilité?
- Pourquoi y a-t-il accumulation des déficits publics? Quels sont leurs déterminants dans les pays en développement en général et au Maroc en particulier?

- Comment les déséquilibres financiers publics peuvent-ils affecter l'économie dans son ensemble? Quelles sont les variables macro-économiques fondamentales susceptibles d'être affectées par les déficits budgétaires?

Certes, notre travail de recherche aspire principalement à repenser les implications macro-économiques des déséquilibres financiers publics, c'est-à-dire à étudier analytiquement et empiriquement l'impact des déficits budgétaires sur les variables macro-économiques fondamentales. Toutefois, nous avons jugé opportun de nous concentrer d'abord sur le concept de déficit budgétaire lui-même avant de nous interroger sur ses implications macro-économiques.

Dans le but de répondre aux diverses questions posées, nous tenterons d'examiner, d'étendre et d'appliquer une variété d'approches analytiques, empiriques et comparatives. Le recours à de multiples approches aspire à mieux rendre compte de la complexité du concept de déficit budgétaire et de ses relations avec le monde économique.

En vertu de ce qui précède, notre travail de recherche est organisé de la manière suivante. Dans une première partie, nous axerons l'analyse sur le concept de déficit public en tentant d'appréhender la problématique de sa mesure à court et à long terme et d'estimer sa réaction à certains facteurs susceptibles de l'influencer. Dans une deuxième partie, nous tenterons d'estimer l'impact des déséquilibres financiers publics sur les taux d'inflation et les taux d'intérêt réels dans un échantillon de pays en voie de développement en général et au Maroc en particulier. Enfin, dans une troisième partie, nous essaierons d'estimer les effets des déficits publics sur la dépense privée et le secteur externe au Maroc et dans un échantillon de pays en voie de développement.

Chacune des trois parties est scindée en deux chapitres. Le premier chapitre de la première partie est réservé à la problématique de la mesure du solde budgétaire à court et à long terme. La première section de ce chapitre vise généralement à attirer l'attention sur une variété d'approches empiriques destinées à mieux comprendre le concept de déficit budgétaire à court terme sous un angle empirique. Plus précisément, dans la première section du premier chapitre de la première partie, nous tenterons d'examiner et d'appliquer de multiples approches analytiques et empiriques en proposant une mesure des déficits budgétaires conventionnels globaux et une variété de procédés visant à y apporter des raffinements. Toutes nos approches analytiques seront étayées par des applications au cas marocain. Etant soucieux de dépasser les limites de la mesure du déficit budgétaire à court terme, nous tenterons dans la deuxième section du premier chapitre de la première partie, d'étudier les caractéristiques intertemporelles des déséquilibres financiers publics. C'est sous cet angle que nous essaierons d'apprécier le degré de soutenabilité des déficits publics en recourant à deux approches fondamentales de soutenabilité de la politique budgétaire, à savoir l'approche comptable d'inspiration néoclassique et l'approche de la contrainte de la valeur actuelle qui s'inspire de la condition de non présence du schéma de Ponzi. Les deux approches ayant été conçues au départ pour les économies développées, nous tenterons de les appliquer au cas des économies en développement en prenant en considération les spécificités de telles économies. Concernant l'application des deux approches de soutenabilité au cas particulier du Maroc, nous essaierons de conduire des simulations sur la base d'une équation reformulée dans le cas de l'approche comptable et des tests économétriques relativement avancés dans le cas de l'approche de la contrainte de la valeur actuelle.

L'étude des déterminants des déficits publics repose également sur deux approches différentes. Dans le deuxième chapitre de la première partie, l'étude des déterminants des

déficits publics repose sur une nouvelle méthodologie de décomposition des variables budgétaires en variations discrétionnaires et induites ainsi que sur une étude économétrique visant à estimer la réaction des soldes budgétaires à certaines variables explicatives sélectionnées en conformité avec les éclairages théoriques existants et en formulant d'autres hypothèses. La première section de ce chapitre tente de survoler et de discuter les études théoriques et empiriques relatives à la décomposition des variables budgétaires, de proposer une première formulation simple de la décomposition et de généraliser la nouvelle méthodologie aux divers postes budgétaires et de l'appliquer au budget de l'Etat marocain. Notre méthodologie a au moins l'avantage de la précision et de la simplicité par rapport à des concepts compliqués et difficilement mesurables comme le déficit structurel et le déficit cycliquement ajusté (*cyclically adjusted deficit*). En vue de mieux appréhender les déterminants des déficits publics dans le monde en développement au sens large et au Maroc en particulier, nous avons jugé opportun de compléter notre méthodologie de décomposition des postes budgétaires en variations discrétionnaires et induites par une étude économétrique visant à estimer la sensibilité des soldes budgétaires à des variables macro-économiques fondamentales. Dans ce cadre, de multiples approches analytiques et empiriques seront adoptées en concentrant l'analyse sur un échantillon de pays (analyses de données en coupe instantanée et de données de panel) ainsi que sur le cas particulier du Maroc (techniques récentes en matière de séries temporelles).

Alors que la première partie est axée sur l'étude du concept de déficit budgétaire, sa mesure et ses déterminants, la deuxième et la troisième parties de ce travail de recherche sont réservées à l'étude des implications macro-économiques des déséquilibres financiers publics. Alors que certaines études concernant les effets économiques des déficits publics ont tendance à explorer l'impact de tels déficits sur la croissance économique globale (voir par exemple, Eken et al., 1997), notre projet de recherche vise à mieux comprendre les voies par lesquelles les déséquilibres financiers publics peuvent influencer sur l'économie dans son ensemble. Si les déficits budgétaires attisent les tensions inflationnistes, accélèrent la montée du coût réel de l'argent, évincent la dépense privée, tout en amenuisant les soldes externes et en appréciant les taux de change réels, ils seront à même de mettre en péril les opportunités de croissance économique à long terme. En général, l'hypothèse fondamentale de notre projet de recherche réside dans le fait que l'impact de la politique budgétaire sur une telle ou telle variable macro-économique est lié au mode de financement des déficits publics.

Les systèmes financiers étant sensibles aux fluctuations des taux d'inflation et du coût réel de l'argent, il serait judicieux d'appréhender les effets des déséquilibres budgétaires sur de tels systèmes à travers l'estimation de l'impact des déficits publics sur les taux d'inflation et les taux d'intérêt réels. En outre, l'impact des déficits publics sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé peut être appréhendé à travers les effets qu'exercent les déséquilibres budgétaires sur le niveau général des prix et le coût réel de l'argent en raison du fait que le taux d'inflation futur est un facteur d'incertitude pesant sur l'investissement et le taux d'intérêt réel est une composante essentielle du coût d'usage du capital. Cette question sera traitée en détail dans la deuxième partie de ce travail. Le premier chapitre traitera de l'impact des déficits budgétaires sur les taux d'inflation au Maroc et dans un échantillon de pays en développement. Ce chapitre présente d'abord le cadre théorique et analytique et tente d'estimer une courbe Laffer de seigneurage pour un échantillon de 33 pays en voie de développement avant de proposer sur la base d'éclairages théoriques, une estimation de la relation à long terme entre le financement monétaire et le taux d'inflation au Maroc dans un échantillon de pays en développement en recourant à des analyses de données de séries temporelles.

En particulier, la problématique du lien entre le déficit budgétaire et l'inflation dans le cas marocain retiendra toute notre attention. Dans ce cadre, le point de départ de notre étude analytique et empirique réside dans l'estimation d'une fonction de demande réelle de la base monétaire en prenant en considération les spécificités de l'économie marocaine. C'est de l'estimation d'une telle fonction que nous essaierons ensuite de dériver une relation à long terme entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et le taux d'inflation dans le cas marocain. Sous une optique comparative, une méthodologie similaire sera adoptée en vue d'estimer la relation à long terme entre les recettes de seigneurage et l'inflation dans un groupe de pays en voie de développement. Alors que certaines études statistiques sur cette question ne s'intéressent qu'au lien à court terme entre la création monétaire et l'inflation, notre méthodologie empirique vise à s'interroger sur la relation que le financement monétaire des déficits et le taux d'inflation peuvent entretenir *à long terme*.

Le deuxième chapitre de la deuxième partie aborde la problématique de l'impact des déséquilibres financiers publics sur les taux d'intérêt réels au Maroc et dans un échantillon de pays. En raison des disparités dans les caractéristiques institutionnelles des systèmes financiers à travers les pays, l'étude des relations entre les déficits publics et les taux d'intérêt réels sera menée dans deux contextes différents, à savoir le contexte de systèmes financiers dérégulés et le contexte de systèmes financiers administrés.

Dans le premier cas, nous tenterons en premier lieu de survoler et de discuter les travaux théoriques et empiriques en la matière avant d'essayer d'estimer l'impact des déséquilibres financiers publics sur le coût réel de l'argent au Maroc¹ et dans un échantillon de pays à systèmes financiers relativement libéralisés. En raison du fait que les données macro-économiques sont relativement fiables et les taux d'intérêt réels sont relativement libéralisés dans les pays développés en comparaison avec les pays en développement, une étude empirique de la relation entre les déficits publics et le taux d'intérêt réel long dans les pays de l'OCDE sera menée.

Dans le deuxième cas, c'est le phénomène de la répression financière qui retiendra notre attention. Ce phénomène s'est beaucoup amplifié dans maints pays en développement durant de longues périodes du fait de déficits publics élevés. L'un des aspects fondamentaux de la répression financière réside dans l'administration des taux d'intérêt et leur maintien à des niveaux inférieurs au taux d'inflation même si des taux d'intérêt réels négatifs sont susceptibles de déprimer la demande réelle des dépôts bancaires à terme, nécessaires pour la croissance économique à long terme. Nous tenterons de mesurer le phénomène de la répression financière au Maroc et dans un échantillon de pays en développement tout en explorant ses relations avec les déficits publics, le crédit accordé au secteur privé ainsi qu'avec la demande réelle des dépôts bancaires à terme².

1- L'endettement domestique du trésor marocain ayant atteint des proportions élevées dans un contexte où l'Etat commence à s'endetter à des taux d'intérêt proches de ceux du marché, il serait judicieux de s'interroger sur l'impact du financement obligatoire des déficits sur les taux d'intérêt réels sous l'hypothèse d'une mobilité imparfaite des capitaux à l'échelle internationale.

2- Il importe toutefois de souligner qu'à l'instar de maints pays en développement, le Maroc a connu une période de répression financière. Or, l'impact de l'accumulation des déficits publics sur le système financier marocain peut être appréhendé à travers la répression financière qu'elle est susceptible d'intensifier. Dans ce cadre, nous essaierons de proposer une mesure de la répression financière dans le cas marocain tout en explorant ses liens avec le volume du crédit disponible pour le secteur privé et les dépôts à terme. Une étude économétrique tentera de rendre compte de l'effet négatif sur la demande réelle des dépôts à terme, de l'administration des taux d'intérêt et de leur fixation à des niveaux inférieurs au taux d'inflation, qui constituent des aspects fondamentaux de la répression financière.

La troisième et dernière partie de notre travail de recherche tentera d'étudier analytiquement et empiriquement l'épineuse problématique de l'impact des déficits budgétaires sur la dépense privée et le secteur externe dans les pays en développement en général et au Maroc en particulier. Si les déficits publics évincent la dépense privée tout en amenuisant l'épargne extérieure et en appréciant le taux de change réel, ils seront à même de décourager le processus de croissance à long terme de l'économie nationale.

Le premier chapitre de la troisième partie aborde analytiquement et empiriquement la question des effets des déséquilibres financiers publics sur la dépense privée en consommation et investissement au Maroc et dans un échantillon de pays. La première section de ce chapitre traite des effets des déficits budgétaires sur la consommation privée alors que la deuxième section du chapitre sera réservée à l'étude de l'impact des déficits publics sur l'investissement privé. L'étude analytique et empirique de l'impact des déficits publics sur la consommation et l'investissement privés repose sur des analyses de données de panel (cas de l'échantillon de pays) et de séries temporelles (cas du Maroc) en s'inspirant de travaux théoriques et de rares études empiriques. Le recours à de multiples approches empiriques est dictée par le souci d'essayer de rendre compte de la complexité des liens pouvant exister entre les déséquilibres financiers publics et les composantes de la dépense privée. Dans le cas particulier du Maroc, l'estimation des effets de la politique budgétaire sur la dépense privée reposera sur une variété de modèles économétriques spécifiés conformément à la théorie économique et aux spécificités de l'économie marocaine ainsi que sur des méthodologies de mesure des variables, qui semblent novatrices. Nous aspirons par là à tester plusieurs hypothèses concernant les déterminants de la consommation et de l'investissement privés dans le cas marocain.

Le deuxième chapitre de la troisième partie tentera d'aborder la question de l'interaction entre les déséquilibres financiers publics et le secteur externe au Maroc et dans un échantillon de pays. La première section de ce chapitre traitera la problématique des liens entre les soldes budgétaires, les composantes de l'absorption publique et les soldes externes.

Dans le cas particulier du Maroc, nous tenterons d'explorer la causalité bidirectionnelle entre les soldes budgétaires et externes en recourant aux techniques les plus récentes en matière de séries temporelles. Alors que les études existantes en la matière se concentrent souvent sur l'étude de la relation univoque allant des soldes publics vers les soldes externes, nous avons jugé opportun d'examiner la relation dans l'autre direction en nous inspirant d'hypothèses théoriques.

Dans le cas de notre échantillon de pays, dans une perspective comparative, nous avons jugé judicieux de travailler sur des groupes de pays développés et de pays en voie de développement. Existe-t-il une relation entre les soldes publics et les soldes externes au sein de l'échantillon de pays? Une telle relation est-elle empiriquement vérifiée aussi bien pour les pays en développement que pour les pays développés? Existe-t-il des disparités entre les groupes de pays développés et de pays en voie de développement quant à l'ampleur et au degré de signification de l'impact des soldes publics sur les soldes externes? Telles sont les questions auxquelles nous essaierons de répondre en menant une analyse de données de panel.

Si des études empiriques démontrent parfois l'existence d'une relation positive entre les soldes publics et externes, elles ne cherchent guère à mieux comprendre l'impact respectif des composantes de l'absorption publique sur le secteur externe. Ces composantes étant des éléments majeurs des déficits budgétaires eux-mêmes, il importe de chercher à savoir comment les déséquilibres financiers publics affectent les soldes externes à travers les effets

respectifs de la consommation et de l'investissement publics. Cette importante question sera débattue analytiquement et empiriquement dans le cas particulier du Maroc ainsi que dans le cas d'échantillons de pays développés et de pays en voie de développement. En particulier, dans le cas marocain, nous chercherons non seulement à déterminer l'impact respectif des dépenses de consommation et d'investissement privés sur les soldes externes mais également à savoir dans quelle mesure l'ajustement des comptes externes s'appuyaient plus ou moins lourdement, à travers les dépenses extérieures courantes, sur la limitation des dépenses d'investissement et de consommation publics.

La deuxième section du deuxième chapitre de la troisième partie sera réservée à l'étude de l'impact des déficits budgétaires sur le taux de change réel dans le cas particulier du Maroc. En partant de la condition d'équilibre macro-économique intérieur, nous tenterons de dériver une équation structurelle du taux de change réel dépendant du solde externe et des termes de l'échange. En nous appuyant sur des hypothèses théoriques et en adoptant une méthodologie de décomposition du solde externe en absorptions publique et privée, nous tenterons de reformuler le modèle du taux de change réel. Par là, nous aspirons à explorer l'effet *indirect* du solde budgétaire sur le taux de change réel aussi bien à travers son impact sur le solde externe (équation structurelle de base) qu'à travers l'impact que peut exercer l'absorption publique sur le taux de change réel (équation structurelle reformulée). Dans les deux cas, il s'agira de spécifier et d'estimer des modèles à équations simultanées.

CODESRIA - BIBLIOTHÈQUE

1^{ère} partie :

**MESURE, SOUTENABILITE ET DETERMINANTS DES
DESEQUILIBRES FINANCIERS PUBLICS**

CODESRIA BIBLIOTHEQUE

1ERE PARTIE : MESURE, SOUTENABILITE ET DETERMINANTS DES DESEQUILIBRES FINANCIERS PUBLICS

On s'accorde généralement à dire que le solde budgétaire occupe une place de premier choix dans l'analyse et l'évaluation de l'incidence du budget public sur l'économie nationale. Son ampleur, son évolution et sa persistance sont à même de refléter la situation financière de l'Etat et d'apprécier les effets économiques des finances publiques ainsi que l'orientation générale de la politique macro-économique du gouvernement. Toutefois, le solde budgétaire n'est pas une notion facile à appréhender et à mesurer. L'analyse du concept du solde budgétaire est confrontée à des difficultés majeures au niveau tant méthodologique qu'empirique (Llau et Renversez, 1988; Blejer et Cheasty, 1991; Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbel, 1989, 1994).

C'est ainsi qu'au niveau théorique et méthodologique, une définition plus précise du solde budgétaire permet d'évaluer plus ou moins précisément la situation budgétaire de l'Etat. Une telle définition est également susceptible de faciliter les études portant sur l'impact de la politique budgétaire sur les variables macro-économiques fondamentales. La définition théorique du solde public est intimement liée à la notion de contrainte budgétaire du gouvernement telle qu'elle a été formulée principalement par Carl Christ (Christ, 1968, 1979, 1987, 1996a, 1996b, 1996c). Christ (1968 : 53) explicite cette contrainte de la manière suivante : *"en choisissant un certain dosage de politiques budgétaire et monétaire, les autorités publiques (y compris la Banque centrale) sont limitées par une contrainte budgétaire. Cette contrainte est moins sévère que celle d'un individu ou d'une firme privée parce que les autorités publiques disposent du pouvoir d'émettre de la monnaie. Toutefois, la contrainte du budget public est d'une importance capitale. Elle exige qu'à tout moment, les dépenses publiques totales (paiements de transferts et acquisition de biens et services) doivent être égales au total des flux de financement de toutes sources (y compris l'émission de la monnaie). Cela signifie qu'il existe une contrainte à l'encontre de la liberté de l'Etat de choisir arbitrairement des variables de politique économique comme les dépenses publiques, les impôts, le montant net à emprunter du secteur privé et le montant net de la nouvelle quantité de monnaie à émettre. A titre d'exemple, si l'Etat a déjà décidé du montant de ses dépenses, ses impôts, son emprunt et ses autres moyens de financement en plus de la quantité de monnaie à émettre, il n'aura aucun choix supplémentaire à propos de la quantité de monnaie à créer : le montant net créé doit être tel que le total des flux de financement égale les dépenses totales"*. Ainsi, en général, comme le note Carl Christ dans une autre étude (voir Christ, 1979 : 526), *"la contrainte budgétaire de l'Etat est l'exigence que le total des dépenses publiques de toutes sortes égale le total du financement de toutes sources, y compris la création monétaire"*. Formellement, on peut écrire la contrainte budgétaire de l'Etat de la manière suivante :

$$DEP_t = REC_t + \Delta EMPI_t + \Delta EMPE_t + \Delta MON_t \quad (1)$$

où DEP , REC , $EMPI$, $EMPE$ et MON sont respectivement les dépenses publiques totales, les recettes fiscales et non fiscales courantes, l'emprunt intérieur, l'emprunt extérieur et la monnaie de base. Δ est la différence première et t indique le temps.

L'expression (1) peut s'écrire d'une autre façon pour faire ressortir le déficit budgétaire global :

$$DEF_t = \Delta EMPI_t + \Delta EMPE_t + \Delta MON_t \quad (1.1)$$

où DEF est le déficit budgétaire global.

Les déficits budgétaires comme conventionnellement définis, mesurent la différence entre les emplois totaux de l'Etat, y compris les paiements d'intérêts mais non compris les paiements concernant l'amortissement du stock en cours de la dette publique, et les recettes totales au comptant, y compris les recettes fiscales et non fiscales et les dons, mais non compris les recettes d'emprunt. En ce sens, les recettes courantes (fiscales et non fiscales) sont enregistrées comme des recettes de l'Etat alors que les recettes d'emprunt ne le sont pas. De cette manière, les déficits budgétaires reflètent l'écart à couvrir par l'emprunt public net, y compris l'emprunt direct en provenance de la Banque centrale.

Au niveau empirique, et comme le montrent Blejer et Cheasty (1991 : 1644), *"en pratique, les politiques budgétaires peuvent être appliquées d'une manière inappropriée parce que les mesures conventionnelles du déficit budgétaire produisent de faux calculs de la contrainte budgétaire du secteur public et donnent une image fallacieuse de la situation budgétaire. En vue de diagnostiquer les problèmes économiques et d'y trouver des solutions d'ordre budgétaire, une mesure relativement correcte du besoin de financement net du secteur public est une nécessité vitale"*.

Dans le cadre des problèmes liés à la mesure des déficits budgétaires, il importe de noter que l'impact de la politique budgétaire peut être apprécié en rapport avec un cadre temporel. Cependant, le déficit a tendance à être considéré comme un sommaire des transactions publiques durant une seule période budgétaire, généralement une année. En ce sens, ses implications à long terme reçoivent souvent moins d'attention. En outre, si les déficits budgétaires s'accumulent et persistent, très peu d'études analytiques et empiriques s'interrogent sur les raisons de cette situation.

Dans ce qui suit, nous traiterons, dans un premier chapitre, de la mesure des déficits budgétaires à court et à long terme avant de procéder, dans un deuxième chapitre, à l'étude empirique de leurs déterminants.

Chapitre I : Mesure à court terme et soutenabilité des déficits publics dans les pays en développement : une application au cas du Maroc

Alors que la mesure des déficits publics à court terme vise généralement à rendre compte d'une quantification appropriée des déficits budgétaires conventionnels et à prendre en considération des variantes spécifiques des déséquilibres financiers publics, la mesure des déficits budgétaires à long terme aspire à prendre en compte les caractéristiques inter-temporelles des déséquilibres. En d'autres termes, la mesure à long terme des déficits budgétaires permet d'appréhender le degré de soutenabilité de la politique budgétaire. La première section du présent chapitre aborde la mesure des déficits publics à court terme alors que la deuxième section traite de la soutenabilité des déficits.

I- Mesure des déficits budgétaires à court terme

Le déficit budgétaire est souvent appréhendé à un niveau global. Il importe toutefois de prendre en considération plusieurs variantes spécifiques des déséquilibres financiers publics.

1- Mesure des déficits publics globaux

La mesure des déficits budgétaires conventionnels soulève d'emblée le problème de l'approche comptable à adopter et des éventuels problèmes relatifs à leur estimation. Il existe également plusieurs variantes du déficit global et la mesure de ce dernier pose directement le

problème de la prise en compte d'une certaine étendue du secteur public (gouvernement central, collectivités locales, entreprises publiques, etc.).

1.1- Mesure des déficits budgétaires conventionnels : les approches comptables et les problèmes de mesure

Avant d'apprécier les incohérences de mesure du déficit budgétaire au Maroc, il importe d'abord de préciser les approches comptables sur lesquelles une telle mesure repose.

1.1.1: Mesure des déficits budgétaires au Maroc : Les approches comptables

Dans le cadre de la comptabilité publique, le solde budgétaire permet l'équilibrage des recettes et des dépenses publiques. Son appréhension est différente selon qu'on se réfère à la loi de finances initiale ou à son exécution.

Dans le cadre du budget de l'Etat, les dépenses et les recettes ne sont que prévisionnelles. Par conséquent, le solde budgétaire qui est la différence entre les recettes courantes et les dépenses totales, n'est que prévu ou estimé.

La loi de finances, complétée éventuellement par des lois rectificatives, permet de dégager un solde budgétaire déterminé par les estimations du gouvernement. Or, puisque ce solde n'est qu'estimé officiellement, il reste un indicateur insuffisant et ne peut permettre ni une appréciation pertinente de la situation budgétaire ni une évaluation de l'impact de la politique budgétaire sur l'économie nationale.

1.1.1.1 : Le solde budgétaire dans l'optique de l'exercice

Une alternative est de déterminer le solde budgétaire d'après l'exécution de la loi de finances. Au cours de cette exécution, d'importantes modifications sont souvent apportées aux prévisions budgétaires initiales (insuffisance de ressources, reports, annulations, etc.).

Ainsi, le solde budgétaire effectif s'éloigne souvent beaucoup du solde prévu ou estimé. Ce solde budgétaire d'après l'exécution de la loi de finances pose directement le problème de l'imputation comptable des opérations découlant du budget de l'Etat. La comptabilisation de ces opérations peut se faire selon les deux optiques de l'exercice et de gestion.

Dans l'optique de l'exercice, on rattache l'ensemble des ressources et des charges publiques à la loi de finances qui les a autorisées quelque soit l'année de leur réalisation effective. Il s'agit là de ce qu'on appelle dans le jargon des finances publiques, le principe des *faits générateurs*. Ainsi, c'est la différence entre les recettes et les dépenses publiques ayant pris naissance au cours d'une année donnée qui détermine le solde budgétaire, même si la réalisation effective des dépenses et des recettes dépasse le cadre d'une année.

L'hypothèse qui est derrière cette approche comptable est que l'impact des opérations budgétaires se fait sentir sur l'économie avant même leur réalisation effective. Sur le plan juridique, l'optique de l'exercice répond à des exigences de contrôle.

1.1.1.2 : Le solde budgétaire dans l'optique de gestion

Quant à l'optique de gestion, elle consiste à rattacher les flux budgétaires à l'année où elles sont effectivement soldées quelque soit l'année où elles ont pris naissance (principe des encaissements - décaissements). Puisque les fonds de financement à drainer par le trésor

équivalent à des besoins réels et effectifs, le solde de gestion correspond bien à l'activité réelle du trésor.

Au Maroc, c'est sur une base hétérogène que se fait l'enregistrement comptable des opérations budgétaires. Selon l'article 23 de la loi organique des finances du 18 septembre 1972, c'est le système de gestion qui est appliqué. En ce sens, les recettes sont rattachées au budget de l'année où elles sont effectivement encaissées par un comptable public. Quant aux dépenses publiques, elles sont rattachées au budget de l'année au cours de laquelle les ordonnances sont visées par les comptables assignataires. Toutefois, c'est un système de gestion aménagé ou prolongé qui est appliqué en matière d'enregistrement comptable des dépenses publiques. En ce sens, ces dépenses sont comptabilisées après ordonnancement, c'est-à-dire après le visa de la trésorerie générale. *"De ce fait, un délai plus ou moins long peut séparer le moment de la constatation de la dépense (émission) et celui de son paiement effectif par le comptable public. Ce décalage a nécessité le passage dans les écritures comptables du trésor par le compte de fonds réservés"* (Boussetta, 1992 : 72-73). Ce système de comptabilisation suppose ainsi que certaines dépenses publiques sont réalisées alors qu'elles ne sont pas encore effectivement réglées.

Tout en étant conscient de ses limites, c'est la notion de solde budgétaire d'après l'exécution de la loi de finances dans l'optique du système de gestion qui est souvent adoptée dans les projets de recherche sur les déficits budgétaires au Maroc. Cependant, la mesure de ces déficits dans le cas marocain est entachée de maintes incohérences. Dans ce qui suit, de telles incohérences sont discutées en détail.

1.1.2 : Problèmes de mesure des déficits budgétaires au Maroc

Les chiffres officiels indiquent que le déficit budgétaire au Maroc a connu une baisse importante durant les années 80 et 90 après avoir atteint des niveaux alarmants durant la période s'étalant de 1976 à 1983.

Doit-on accepter ces chiffres tels qu'ils sont présentés dans les documents statistiques officiels comme les *Rapports de Bank Al-Maghrib*, *l'Annuaire Statistique du Maroc*, *le Maroc en Chiffres*, etc.? Le déficit budgétaire au Maroc est-il convenablement défini et correctement mesuré? Le chercheur au Maroc est souvent dérouté lorsqu'il constate que le déficit budgétaire change d'une source statistique à l'autre, voire même au sein d'une même source. C'est ainsi que les tableaux retraçant *"l'évolution des ressources et des charges du trésor"* reproduits dans les divers numéros des Rapports de Bank Al-Maghrib, présentent nettement des incohérences de taille qui faussent l'analyse des déficits budgétaires et leur comparaison dans le temps, en raison notamment du contenu changeant des dépenses publiques. Les Rapports de Bank Al-Maghrib commettent l'erreur de confondre les modes de classification des dépenses publiques telles qu'elles sont établies par la Division des Opérations du Trésor du Ministère des Finances. Comme le montre Berrada (1995 : 48), *"le tableau relatif à l'évolution des charges et des ressources du Trésor (Bank Al-Maghrib) est, à des degrés divers, conforme tantôt à la classification budgétaire ou classique (jusqu'en 1982), tantôt à la classification économique des dépenses de l'Etat (1983-1984), tantôt à la classification du FMI (situation des charges et des ressources du Trésor avant rééchelonnement à partir de 1986)"*. Puisque les Rapports de Bank Al-Maghrib adoptent tantôt une classification tantôt une autre, la composition des dépenses publiques varie et le déficit budgétaire revêt un caractère hétérogène.

1.1.2.1: Les limites d'une classification administrative des ressources et des charges du trésor

Adoptant une méthode de classification administrative ou classique avant 1983, les auteurs des Rapports de Bank Al-Maghrib incluent à la fois les intérêts et l'amortissement de la dette publique parmi les dépenses ordinaires et les dépenses d'équipement réalisées par l'Etat (y compris celles concernant la défense nationale), les unités publiques dotées de budgets annexes et les collectivités locales parmi les dépenses d'investissement.

Une telle méthode fausse les montants des déficits publics ainsi que leur signification. Comme le montrent Blejer et Cheasty (1991 : 1646), le chiffrage des soldes budgétaires doit prendre en considération ce qu'on peut appeler le critère de la dette publique. Dans ce cas, les transactions sont considérées comme affectant le déficit, et sont ainsi classées *au dessus de la ligne* (c'est-à-dire comme recettes ou dépenses) si elles ne créent pas ou elles n'éteignent pas une exigibilité de l'Etat. Dans le cas contraire, ces transactions sont considérées comme un financement positif ou négatif des déficits budgétaires. Ceci nous ramène à faire le constat du premier biais que comporte la classification administrative ou classique adoptée par les auteurs des Rapports de Bank Al-Maghrib. En effet, la prise en compte de l'amortissement de la dette publique parmi les dépenses courantes de l'Etat relève d'une conception tronquée des statistiques budgétaires. Certes, les paiements d'intérêts sur la dette publique constituent logiquement une partie intégrante des dépenses courantes de l'Etat, mais les paiements relatifs à une partie du principal de cette dette doivent être enregistrés au-dessous de la ligne, c'est-à-dire comme source (négative) de financement des déficits. A notre sens, il est aisé de comprendre que le soubassement économique de cette importante distinction réside dans le fait qu'une variation du niveau des dépenses publiques nettes affecte la demande agrégée alors que le remboursement de la dette en cours ne représente pas un revenu additionnel pour les détenteurs d'actifs et laisse, dès lors, inchangées, les pressions sur la demande globale.

L'inclusion du remboursement du principal de la dette publique parmi les dépenses courantes en général et des dépenses de la dette en particulier, notamment de 1978 à 1982, a induit une sous-évaluation de l'excédent du budget ordinaire avant 1980, à aggraver le déficit courant entre 1980 et 1982 et à accroître le déficit global durant la période.

1.1.2.2 : Des imprécisions au niveau de la nature de certaines dépenses publiques

Un autre biais des statistiques budgétaires reproduites par les auteurs des Rapports de Bank Al-Maghrib réside dans le fait que les dépenses d'équipement militaires figurent parmi les dépenses d'investissement du secteur public, ce qui a entraîné une surévaluation de l'excédent ordinaire, notamment de 1978 à 1980 et une aggravation du déficit ordinaire de 1980 à 1982. Comme l'a souligné Berrada (1995 : 49), *"au sens où on l'entend en économie, cette catégorie de dépenses représente en réalité l'emploi de ressources à des fins de consommation et non pas d'investissement"*.

Un troisième biais réside dans le fait qu'il n'est pas tenu compte des intérêts de la dette militaire extérieure dans le chiffrage des dépenses publiques courantes, ce qui a induit une sous-évaluation du service de la dette.

Si les auteurs des rapports de Bank Al-Maghrib adoptent une méthode de classification administrative ou classique des dépenses publiques entre 1978 et 1982, ils changent de méthode durant la période 1983-1984, en adoptant une classification économique des charges

de l'Etat. Cela signifie qu'il n'est tenu compte que des intérêts de la dette publique : les dépenses de la dette publique n'incluent pas le remboursement du principal. Cependant, les intérêts de la dette militaire extérieure sont exclus des dépenses courantes de l'Etat : seuls les intérêts de la dette domestique et le reliquat après rééchelonnement des intérêts de la dette civile extérieure sont pris en considération.

La structure des dépenses d'investissement a également subi des modifications. Durant la période 1983-1984, leur montant égale celui découlant de la classification budgétaire, net du solde du fonds de concours des budgets annexes et des comptes spéciaux du trésor. Par conséquent, le montant des dépenses d'investissement doit être minoré de 407 millions de dirhams en 1983 (excédent du fonds) et majoré de 233 (déficit du fonds).

En 1985, les auteurs du Rapport de Bank Al-Maghrib omettent d'inclure les gains de rééchelonnement des intérêts de la dette militaire extérieure, ce qui a gonflé les intérêts de la dette et donc les dépenses publiques courantes¹. En plus, les services de Bank Al-Maghrib ont inclus parmi les dépenses d'investissement, les intérêts et l'amortissement de la dette militaire extérieure, ce qui crée une composition hétérogène des dépenses d'investissement et de la dette.

Berrada (1995 : 51) a remarqué qu'à partir de 1986, *"la structure des dépenses de la dette autant que des dépenses d'investissement connaît à nouveau quelques modifications dont les usagers du Rapport de l'institut d'émission ne sont guère tenus informés"*. A partir de cette année, les gains de rééchelonnement des emprunts extérieurs civils et militaires sont venus en déduction des intérêts de la dette. Toutefois, en 1987, les auteurs du Rapport de Bank Al-Maghrib ont surestimé la valeur des intérêts de la dette extérieure de 598 millions de dirhams, à hauteur du reliquat de la dette militaire extérieure. Quant aux dépenses d'investissement, elles se confondent au moins durant la période 1986-1992, avec les dépenses en capital. Or, il existe une différence importante entre ces deux types de dépenses. Comme Berrada (1995 : 52) l'a clairement montré, *"la particularité des dépenses en capital est qu'elles ne font pas cas des charges de la dette militaire extérieure (amortissement + intérêts)"*.

Ces diverses incohérences font que la structure des charges de l'Etat, et donc des soldes budgétaires, présente un caractère trompeur. Une mesure relativement précise des déficits budgétaires au Maroc doit prendre lesdites incohérences en considération. Toutefois, puisque nous menons une étude des implications macro-économiques des déficits publics dans un échantillon de pays en voie de développement, y compris le Maroc, et pour des raisons de comparabilité sur le plan de la politique budgétaire à travers cet échantillon, nous recourons à des sources de mesure provenant des institutions financières internationales comme les *Statistiques Financières Internationales* (annuaire du FMI), *Government Statistics Yearbook* (FMI), *World Development Indicators* (CD-ROM, Banque Mondiale) et *Global Development Finance* (CD-ROM, Banque Mondiale). D'ailleurs, puisque nous menons une étude empirique utilisant les techniques économétriques, il est très hasardeux de travailler sur des séries de variables macro-économiques puisées dans les documents statistiques nationaux (*Annuaire Statistique du Maroc*, *Rapports de Bank Al-Maghrib*, *Maroc en Chiffres*, etc.). En plus des incohérences dans la mesure des déficits publics, il est impossible d'admettre, à titre d'exemple, que les séries temporelles du PIB aux prix courants et du PIB aux prix constants produisent un taux d'inflation négatif pour quelques années de la décennie 70!²

1 - Comme l'a montré Berrada (1995 : 51), l'omission en 1985 des gains de rééchelonnement a gonflé les intérêts de la dette publique à concurrence de 604 millions de dirhams.

2 - Les séries chronologiques du PIB aux prix courants et aux prix constants constituent juste un exemple d'incohérence statistique parmi d'autres. Comme nous le verrons plus loin, la contribution principale de notre projet de recherche réside

1.2- Variantes du déficit global et étendue du secteur public

Les raffinements à apporter au déficit budgétaire global à court terme concernent notamment la distinction entre le déficit de caisse et le déficit sur la base des ordonnancements ainsi que le degré de couverture du secteur public (gouvernement central, collectivités locales, entreprises publiques, etc.)

1.2.1 : Le déficit au comptant et le déficit sur la base des ordres de paiement

La réconciliation des déficits de caisse (déficit cash ou déficit au comptant) avec les déficits calculés sur la base des ordres de paiement constitue souvent un problème épineux. Dans ce qui suit, nous tenterons d'abord de discuter les fondements théoriques concernant une telle classification avant d'aborder le problème relatif à l'intégration des arriérés de paiements dans le calcul des déficits publics et de procéder à une application au cas du Maroc.

1.2.1.1 : Déficit – Cash et déficit sur la base des ordres de paiements : les soubassements théoriques

Alors que le déficit au comptant comprend uniquement les dépenses effectivement payées, le déficit base ordonnancement inclut également les dépenses émises ou ordonnancées. De ce fait, le déficit budgétaire global base ordonnancement intègre les arriérés de paiement du secteur public alors que le déficit au comptant n'en tient pas compte. Comme le remarquent Easterly et Schmidt-Hebbel (1994 : 68), *"une alternative aux déficits de caisse est la mesure des déficits sur la base des ordonnancements, qui reflètent des actions de revenu ou de dépense mesurées au moment où elles prennent place, même si elles n'impliquent pas immédiatement des flux de caisse au comptant. L'accumulation d'arriérés sur les intérêts, les salaires et les dépenses en biens et services pourraient créer une situation où les déficits sur la base des ordonnancements sont plus larges que les déficits de caisse"*.

Comme le montrent Diamond et Schiller (1988), si les délais de paiement ne sont pas anticipés, les arriérés de paiement représenteront un emprunt forcé de la part des offreurs. Il en découle que la mesure au comptant du besoin d'emprunt de l'Etat ne reflète pas fidèlement les sources de crédit pour l'Etat. En revanche, lorsque les délais de paiement sont anticipés, les offreurs augmenteront leurs prix de biens et services vendus à l'Etat en vue de compenser les pertes attendues. Tout se passe ainsi comme si l'Etat paie une prime sur ses diverses acquisitions.

1.2.1.2 : Les difficultés inhérentes à l'intégration des arriérés de paiements dans le calcul des déficits au Maroc

La définition des arriérés de paiement de l'Etat est toutefois plus compliquée qu'on ne le croit. En effet, les délais du processus des dépenses sont parfois justifiables. En outre, les arriérés de paiement peuvent être accumulés à travers des dépenses extra - budgétaires et leur

dans la spécification, l'estimation et le test de relations entre les variables budgétaires et les variables macro-économiques fondamentales. Or, certaines variables ne seraient pas probablement à prendre au sérieux lorsqu'elles sont puisées dans les documents statistiques nationaux. Reprenons l'exemple du PIB ci-dessus indiqué. En divisant le PIB aux prix courants par le PIB aux prix constants et en multipliant par 100, on obtiendra normalement le déflateur du PIB ou l'indice implicite des prix du PIB. Le taux de croissance de ce déflateur donne une mesure du taux d'inflation domestique. Le chercheur est tellement dérouté en trouvant dans ce cas un taux d'inflation négatif alors que l'inflation mesurée par l'indice des prix à la consommation est largement positive.

émergence peut être couverte par des avantages fiscaux compensatoires accordés aux fournisseurs (*offsetting tax reliefs*).

En général, "l'existence d'arriérés qui ne peuvent pas être adéquatement mesurés, réduit la validité du déficit comme mesure de la contrainte budgétaire de l'Etat ou de son impact sur l'économie" (Blejer et Cheasty, 1991 : 1650). Pire encore, les pays ayant des problèmes chroniques de liquidité ont développé des règles formelles destinées à convertir les arriérés en instruments de dette à long terme. Il s'agit dans ce cas de détentions involontaires de titres de la dette publique.

Dans certains cas, l'émission de titres en reconnaissance de dette envers les fournisseurs est enregistrée dans le budget de l'Etat comme un règlement au comptant des arriérés de paiement, ce qui surévalue le déficit de caisse¹.

| Tableau N°1 : EVOLUTION DE LA VARIATION DES ARRIERES (en millions de Dirhams et en % du PIB) | | |
|--|------------------------|-------------|
| Année | Variation des arriérés | |
| | En millions de Dirhams | En % du PIB |
| 1980 | 764 | +1.03 |
| 1981 | 569 | +0.72 |
| 1982 | 2961 | +3.19 |
| 1983 | 572 | +0.58 |
| 1984 | 3514 | +3.13 |
| 1985 | 1353 | +1.05 |
| 1986 | -544 | -0.35 |
| 1987 | -751 | -0.48 |
| 1988 | -2263 | -1.24 |
| 1989 | 1982 | +1.02 |
| 1990 | -2128 | -1.00 |
| 1991 | -485 | -0.20 |
| 1992 | 341 | +0.14 |
| 1993 | -1411 | -0.57 |
| 1994 | -289 | -0.10 |
| 1995 | 893 | +0.32 |
| 1996 | 675 | +0.21 |

Sources : Banque Mondiale, Ministère des Finances, Faini (1994), FMI.

Dans le cas particulier du Maroc, l'Etat a accumulé des arriérés de paiements depuis la fin des années 70 jusqu'à 1985. "Puisque les déficits de caisse ne prennent pas en compte l'accumulation des arriérés financiers, ils ne peuvent pas refléter la pleine pression qu'exerce la politique budgétaire sur les ressources disponibles" (Faini, 1994 : 376). En ce sens, les déficits de caisse sous-estiment la taille du problème budgétaire quand les arriérés de paiement s'accumulent et la surévaluent quand ces mêmes arriérés sont réglés. Leur accumulation consacre une crise de solvabilité de l'Etat et constitue une sorte de "rééchelonnement forcé", du moins jusqu'en 1985-1986, date marquant le début d'un processus d'apurement des arriérés, "une fois reconnus officiellement leur existence et

¹ - Cet état de figure est observé surtout en Afrique Subsaharienne francophone où on a imposé un rationnement du crédit bancaire dans le cadre de la Zone Franc, ce qui a alimenté une accumulation des arriérés comme source de financement résiduel.

notamment leurs effets déstructurants sur l'économie marocaine en général et la santé financière des entreprises en particulier" (Berrada, 1995 : 56).

Tableau N° 2 : EVOLUTION DU DEFICIT BUDGETAIRE AU MAROC AU COMPTANT ET SUR LA BASE DES ORDRES DE PAIEMENTS (EN % DU PIB)

| Années | Solde global au comptant | Solde base ordres de paiements |
|--------|--------------------------|--------------------------------|
| 1980 | -9,70 | -10,73 |
| 1981 | -13,36 | -14,08 |
| 1982 | -11,44 | -14,63 |
| 1983 | -7,75 | -8,33 |
| 1984 | -6,02 | -9,15 |
| 1985 | -7,28 | -8,33 |
| 1986 | -7,67 | -8,02 |
| 1987 | -4,48 | -4,96 |
| 1988 | -3,20 | -1,96 |
| 1989 | -5,13 | -6,15 |
| 1990 | -2,24 | -1,24 |
| 1991 | -2,10 | -1,90 |
| 1992 | -1,39 | -1,53 |
| 1993 | -2,61 | -2,04 |
| 1994 | -3,20 | -3,10 |
| 1995 | -4,40 | -4,72 |

Source : World Development Indicators (CD-ROM, Banque Mondiale 1999), Ministère des Finances, FMI, Faini (1994).

En ignorant ces arriérés dans l'évaluation des déficits publics, la crise des finances publiques est fallacieusement appréciée et apparaît de ce fait moins prononcée que dans les faits. Il est donc plus approprié de traiter les arriérés de paiement comme une source involontaire de financement des déficits et de mesurer ainsi les déficits budgétaires sur la base des ordonnancements. En d'autres termes, l'équation (1.1) deviendra :

$$DEF_t = \Delta EMPI_t + \Delta EMPE_t + \Delta MON_t + \Delta ARR_t \quad (1.2)$$

Où ARR est le montant des arriérés de paiements, et les autres variables sont comme déjà indiquées.

Si cette correction est faite pour le cas marocain, l'image du déficit budgétaire changera substantiellement. Le tableau 1 montre l'évolution de la variation des arriérés de paiements de l'Etat marocain entre 1980 et 1996, et le tableau 2 retrace l'évolution de deux variantes du solde budgétaire, à savoir le solde budgétaire global au comptant (déficit cash avant dons) et le solde budgétaire global sur la base des ordres de paiements, c'est-à-dire en tenant compte des arriérés considérés ici comme une source de financement du déficit.

1.2.2 : Mesure du déficit budgétaire global : quelle étendue du secteur public?

Lors de la mesure des déficits publics, on considère souvent que les finances publiques sont limitées au seul gouvernement central. Or, dans les faits, le secteur public comprend en plus du gouvernement central, diverses entités dont les transactions doivent être prises en considération lors du calcul des soldes budgétaires. Dans la suite de cette section, nous étudierons d'abord les difficultés inhérentes à une couverture assez large du secteur public avant de nous pencher sur la mise en exergue des limites du déficit du gouvernement central

dans le cas marocain et de tenter d'intégrer les collectivités locales et les entreprises publiques dans l'estimation du solde budgétaire.

1.2.2.1 : Difficultés relatives à une couverture assez large du secteur public

Il est très difficile, à un niveau opérationnel, de délimiter l'étendue du secteur public pour une mesure plus précise des soldes publics. L'Etat effectue de plus en plus des opérations usuellement associées à d'autres secteurs comme les entreprises publiques, les institutions financières publiques, les agences publiques et administratives à but non lucratif et d'autres entités qui remplissent des fonctions quasi - publiques comme les systèmes de pension privés effectuant des opérations concernant les employés aussi bien privés que publics.

Il est généralement difficile de procéder à des comparaisons entre pays sur un plan budgétaire en raison de l'existence de différences inter - pays dans l'introduction de telles ou telles entités publiques lors de la mesure des soldes publics. Comme le notent Easterly et Schmidt-Hebbel (1994 : 67), lors de la mesure des déficits publics, la composition du secteur public va du gouvernement central jusqu'au secteur public total consolidé (en ajoutant au gouvernement central, les collectivités locales, la sécurité sociale, les entreprises publiques non financières, la Banque centrale et, possiblement, les banques commerciales publiques), en passant par le secteur public non financier consolidé (en déduisant du secteur public total consolidé, la Banque centrale et les banques commerciales publiques). Bien qu'une mesure du déficit, basée sur une couverture plus large du secteur public, soit la plus recherchée pour une évaluation plus précise de la situation budgétaire, elle est souvent indisponible et n'est pas exempte de controverses (voir Blejer and Chu, 1988; Buitier, 1983, 1990; Kotlikoff, 1988; Tanzi, Blejer and Teijeiro, 1987). C'est le solde budgétaire dans l'optique de la comptabilité nationale qui permet de déterminer avec précision la situation budgétaire à ce sens large. Ce sont les comptes nationaux qui permettent de cerner les opérations du secteur institutionnel de l'administration publique, secteur comprenant l'administration centrale, les collectivités locales et l'administration de la sécurité sociale. En comptabilité nationale, le compte capital du secteur institutionnel fait apparaître une capacité (solde positif) ou un besoin de financement (solde négatif). C'est ce solde qui est retenu dans les travaux de l'OCDE.

1.2.2.2 : Intégration des collectivités locales et des entreprises publiques dans l'estimation des déficits au Maroc

Au Maroc, il n'existe pas de données quantitatives à long terme sur les dépenses et recettes de l'administration centrale dans l'optique de la comptabilité nationale, et il n'existe pas pratiquement de données sur le solde public consolidé, regroupant l'administration centrale, les collectivités locales et l'administration de la sécurité sociale. La Direction de la Statistique a tenté de préparer, sur la période 1980-1982, des documents comptables pouvant faire apparaître la notion de besoin de financement. Outre le fait que ces documents comptables ne couvrent qu'une période très courte, ils ne concernent que le besoin de financement de la seule administration centrale. De même, les "Comptes et Agrégats de la Nation" de la Direction de la Statistique présentent un compte capital de l'administration publique, qui ne concerne que l'administration centrale. Nous examinerons dans ce qui suit, le panorama général du secteur public en étudiant successivement les secteurs de l'administration centrale, des entreprises publiques et des collectivités locales ainsi que les interactions entre eux.

Au Maroc, les opérations de l'administration centrale sont reprises dans le budget général ainsi que dans un certain nombre de comptes hors - budget dénommés budgets annexes et

comptes spéciaux du trésor. Il existe des transferts et subventions qui passent du Budget Général aux collectivités locales, aux entreprises publiques et aux autres entités publiques.

Le Maroc s'est lancé depuis 1976, dans un processus de décentralisation dans le but de déléguer aux collectivités locales une responsabilité plus accrue dans le domaine du développement économique et social. Une telle politique de décentralisation s'est trouvée renforcée en 1987 avec la décision de transférer aux collectivités locales 30% des recettes de la taxe sur la valeur ajoutée et d'éliminer les autres transferts. Cette décision a été complétée par une réforme de la fiscalité locale destinée à permettre aux collectivités locales de drainer plus de ressources propres par le biais de l'impôt. Depuis 1990, il a été décidé de transférer aux collectivités locales plus de responsabilité dans le domaine de l'investissement en vue d'accélérer davantage le processus de décentralisation et de réduire les déséquilibres budgétaires au niveau des collectivités locales.

Malgré les efforts de décentralisation déployés depuis 1976, les collectivités locales demeurent encore sous la tutelle du Ministère de l'intérieur et les données quantitatives relatives aux opérations effectuées par ces collectivités restent souvent très limitées, ce qui nous empêche d'avoir une idée précise sur leur situation budgétaire et donc de procéder à la détermination de soldes publics allant au delà du seul gouvernement central. Ce manque de données quantitatives rend également difficile de déterminer l'impact de la crise financière des années 80 sur les collectivités locales, leur réaction à la crise et les mesures d'ajustement adoptées pour y faire face (voir Antonini et al., 1992).

Suite à une conférence internationale sur les finances des collectivités locales, tenue au Maroc en 1989, on a commencé à se rendre compte de l'intérêt que présente une analyse de la situation budgétaire des collectivités locales (voir Banque Mondiale, 1990). Une action conjointe des ministères de l'Intérieur et des Finances a débouché pour la première fois sur la présentation d'une image consolidée de la structure budgétaire des collectivités locales sur la période 1988-1990. C'est ce qui est présenté dans le tableau 3 qui est remodelé pour corriger certaines incohérences primaires. C'est ainsi que, par exemple, *"les collectivités locales considèrent le service de la dette comme une dépense courante sans établir de distinction entre les paiements d'intérêts et les amortissements qui devraient normalement être traités comme source négative de financement. De plus, l'excédent provenant des crédits budgétaires accumulés d'année en année et non utilisés (représentant donc un stock) est repris en tant que ressources pour les dépenses d'équipement d'une année donnée (qui représentent un flux)"* (Antonini et al., 1992 : 13). Ainsi, l'approche purement administrative ou classique qui caractérise la structure des ressources et des charges au niveau du gouvernement central (voir supra) continue à dominer les comptes des collectivités locales, et des corrections, remodelages et compléments deviennent dès lors nécessaires avant que ces comptes puissent être présentés sous une forme comparable à celle des comptes budgétaires remodelés du gouvernement central.

Comme le montre le tableau 3, l'essentiel des ressources du budget de fonctionnement consolidé des collectivités locales provient des recettes fiscales et des commissions et revenus de la propriété, le reste est constitué des transferts du gouvernement central. Sur la période 1988-1990, les ressources ordinaires consolidées des collectivités locales montent en moyenne à environ 3,2 milliards de Dirhams, soit 1,6% du PIB, dont à peu près un quart provient des transferts du gouvernement central. Les traitements et salaires dominent les dépenses courantes (1,3 milliards de Dirhams ou 0,6% du PIB, soit plus de 50% des dépenses courantes, comparé à un tiers pour le gouvernement central). En revanche, les paiements d'intérêts ne représentent que 5% des dépenses courantes contre 30% pour le gouvernement

central. Le solde ordinaire s'élevait à environ 1 milliard de Dirhams en moyenne sur la période et était supérieur au montant des transferts courants. Quant au montant des dépenses d'équipement, il semble très significatif en termes absolus et en proportion du budget consolidé des collectivités locales (2,68 milliards de Dirhams, soit environ 57,60% des dépenses totales, en moyenne sur la période, contre 25% environ pour le gouvernement central).

Tableau N°3 : BUDGET CONSOLIDE DES COLLECTIVITES LOCALES AU MAROC

| | Millions de DH | | | En % du total | | | En % du PIB | | |
|--|----------------|---------|---------|---------------|------|------|-------------|------|------|
| | 1988 | 1989 | 1990 | 1988 | 1989 | 1990 | 1988 | 1989 | 1990 |
| Recettes totales : | 2657 | 2991 | 3825 | 100 | 100 | 100 | 1,5 | 1,6 | 1,8 |
| <i>Recettes des CL :</i> | 1957 | 2085 | 2672 | 73,7 | 69,7 | 69,9 | 1,1 | 1,1 | 1,3 |
| Recettes fiscales | 1194 | 1272 | 1630 | 44,9 | 42,5 | 42,6 | 0,7 | 0,7 | 0,8 |
| Produits de services | 411 | 438 | 561 | 15,5 | 14,6 | 14,7 | 0,2 | 0,2 | 0,3 |
| Produits et rev. biens : | 117 | 125 | 160 | 4,4 | 4,2 | 4,2 | 0,1 | 0,1 | 0,1 |
| Autres recettes | 234 | 250 | 321 | 8,6 | 8,4 | 8,4 | 0,1 | 0,1 | 0,2 |
| <i>Subventions de fonctionn.:</i> | 700 | 906 | 1153 | 26,3 | 30,3 | 30,1 | 0,4 | 0,5 | 0,6 |
| Dépenses totales : | 4158 | 5040 | 6136 | 100 | 100 | 100 | 2,3 | 2,6 | 3,0 |
| <i>Dépenses de fonctionn. :</i> | 1992 | 2162 | 2586 | 47,9 | 42,9 | 42,1 | 1,1 | 1,1 | 1,2 |
| Dépenses de salaires | 1069 | 1214 | 1577 | 25,7 | 24,1 | 25,7 | 0,6 | 0,6 | 0,8 |
| Matériels et frais de Fonct. : | 755 | 745 | 768 | 18,2 | 14,8 | 12,5 | 0,4 | 0,4 | 0,4 |
| Intérêts : | 120 | 151 | 186 | 2,9 | 3,0 | 3,0 | 0,1 | 0,1 | 0,1 |
| Subventions : | 31 | 33 | 40 | 0,7 | 0,7 | 0,7 | 0,0 | 0,0 | 0,0 |
| Autres : | 17 | 19 | 15 | 0,4 | 0,4 | 0,2 | 0,0 | 0,0 | 0,0 |
| Solde ordinaire : | 665 | 829 | 1230 | | | | 0,4 | 0,4 | 0,6 |
| <i>Dépenses d'équipement :</i> | 2166 | 2878 | 3552 | | | | 1,2 | 1,5 | 1,7 |
| Déficit global (avt. Transf.): | -1501 | -2049 | -2313 | | | | -0,8 | -1,1 | -1,1 |
| Transferts d'équipement ¹: | 2171 | 3065 | 2296 | | | | 1,2 | 1,6 | 1,1 |
| Déficit global (ap. transf.): | 670 | 1016 | -17 | | | | 0,4 | 0,5 | -0,0 |
| Financement : | -670 | -1016 | 17 | | | | -0,4 | -0,5 | 0,0 |
| Tirages nets : | 521 | 560 | 275 | | | | 0,3 | 0,3 | 0,1 |
| Tirages : | 604 | 738 | 490 | | | | 0,3 | 0,4 | 0,2 |
| FEC : | 280 | 405 | 490 | | | | | | |
| Autres ² : | 324 | 333 | 0 | | | | | | |
| Amortissements : | 83 | 178 | 215 | | | | 0,0 | 0,1 | 0,1 |
| Accumulation excédents(-) | -1191 | -1576 | -258 | | | | -0,7 | -0,8 | -0,1 |
| Pour Mémoire: | | | | | | | | | |
| PIB : | 181 583 | 191 576 | 207 876 | | | | | | |
| Transferts totaux TVA : | 2871 | 3971 | 3449 | | | | | | |

Source : Antonini et al. (1992), Ministère de l'Intérieur, Ministère des Finances; estimations de la B. Mondiale.

¹ Sont inclus, en 1989, 958 millions de Dh qui furent reportés de l'année précédente.

² Sont inclus, en 1988, 320 millions de DH de la CDG et 4 millions de DH en provenance de l'étranger. Sont inclus, en 1989, 324 millions de DH du Trésor et 9 millions de DH en provenance de l'étranger.

Tableau N° 4: CONTRIBUTIONS BUDGETAIRES TOTALES AUX ENTREPRISES PUBLIQUES

| | 1979-82 | 1983-86 | 1987-90 | 1991-94(*) |
|-------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Subventions d'équipement : | 1 113 | 1529 | 1128 | 1157 |
| Subventions de fonctionnement | 310 | 477 | 665 | 958 |
| Subventions de capital(**) : | 233 | 144 | 0 | 322 |
| Intérêts et avances : | 163 | 50 | 0 | 0 |
| Total : | 1819 | 2200 | 1793 | 2436 |
| En % du PIB : | 2,40 | 1,80 | 1,00 | 0,90 |
| En % des dépenses du GC: | 7,00 | 6,10 | 3,50 | 3,40 |

Notes: (*) : toutes les entreprises publiques sont comprises sauf les offices régionaux de mise en valeur agricole (ORMVA);

(**) : valeurs estimées; (***) : y compris les contributions en capital et les subventions irrégulières.

Source : Antonini (1992); Ministère des Finances; estimations de la Banque Mondiale.

Tableau N° 5 : FLUX FINANCIERS ENTRE LE GOUVERNEMENT CENTRAL (GC) ET LES ENTREPRISES PUBLIQUES PRINCIPALES

| | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 |
|---|------|------|------|------|------|------|
| Impôt sur les sociétés(*) : | 501 | 945 | 491 | 336 | 356 | 292 |
| Impôt sur les salaires(**) : | 203 | 237 | 332 | 366 | 412 | 447 |
| Dividendes : | 1542 | 60 | 679 | 513 | 220 | 820 |
| Taxe export. Phosphates : | 218 | 198 | 164 | 157 | 163 | 140 |
| Droits de douane : | 1025 | 937 | 798 | 949 | 1225 | 1309 |
| Flux totaux provenant des entreprises publiques : | 3489 | 2377 | 2463 | 2321 | 2376 | 3008 |
| En % du PIB : | 2,7 | 1,5 | 1,6 | 1,3 | 1,2 | 1,4 |
| En % des recettes du GC : | 13,0 | 8,1 | 7,5 | 5,6 | 5,4 | 5,9 |
| Subventions d'équipement : | 1247 | 1257 | 749 | 937 | 934 | 641 |
| Subventions de fonctionnement : | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Flux totaux provenant du GC : | 1247 | 1257 | 749 | 937 | 934 | 641 |
| En % du PIB : | 1,0 | 0,8 | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 0,3 |
| En % des dépenses du GC : | 3,2 | 3,4 | 1,8 | 1,9 | 1,7 | 1,1 |
| Flux nets : | 2442 | 1120 | 1714 | 1384 | 1442 | 2367 |
| En % du PIB : | 1,7 | 0,7 | 1,1 | 0,8 | 0,8 | 1,1 |
| P.M : Déficit du GC (+) : | 9,2 | 5,4 | 5,9 | 4,5 | 5,9 | 3,4 |

Notes: (*) : inclut l'IBP/IS, la taxe urbaine, la taxe d'édilité et la patente; (**) : inclut les prélèvements sur les traitements et les salaires et la participation à la solidarité nationale.

Source : Antonini(1992); Ministère des Finances; estimations de la Banque Mondiale

Tableau N°6 : EVOLUTION DES FLUX FINANCIERS NETS DE L'ENSEMBLE DES ENTREPRISES PUBLIQUES (en % du PIB)

| 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 |
|------|-------|------|------|------|-------|------|-------|------|------|-------|------|
| 0.60 | -0.60 | 0.90 | 0.60 | 0.10 | -0.30 | 0.20 | -0.10 | 0.10 | 0.20 | -0.10 | 1.20 |

Source : World Development Indicators (CD-ROM, Banque Mondiale, 1999).

L'autre composante du secteur public, en plus du gouvernement central et des collectivités locales, est constituée du secteur des entreprises publiques¹. Comme le montre le tableau 4, suite au programme de stabilisation budgétaire au niveau du gouvernement central durant les années 80, les contributions budgétaires totales aux entreprises en proportion du PIB n'a pas cessé de diminuer durant la décennie, de 2,4% en moyenne sur la période 1979-1982 à 1,8% en 1983-1987 et à 1% en 1987-1990. En pourcentage des dépenses totales du gouvernement central, ces contributions totales ont été réduites de moitié de 1979 à 1990. En somme, la chute des contributions totales du gouvernement central aux entreprises locales reflète l'ajustement budgétaire entrepris au niveau central durant les années 80. Quant aux flux financiers en provenance des entreprises publiques, elles ont enregistré des fluctuations durant les années 80. Le tableau N° 5 illustre ces flux pour 11 principales entreprises publiques entre 1985 et 1990. En pourcentage du PIB, ces flux ont été évalués à 2,7% en 1985 contre seulement 1,4% en moyenne durant les années 1986-1990. En gros, les flux financiers *nets* en provenance des 11 principales entreprises publiques au profit du gouvernement central sont positifs sur la période 1985-1990 : 1,3% en moyenne sur la période. Toutefois, si nous prenons en considération toutes les entreprises publiques, les flux nets en pourcentage du PIB deviennent plus faibles et même négatifs pour certaines années. Le tableau N°6 illustre l'évolution des flux nets en pourcentage du PIB pour l'ensemble des entreprises publiques durant la période 1980-1991. En moyenne annuelle sur la période, ces flux montent seulement à 0,20% du PIB².

En somme, la prise en compte d'une couverture aussi large que possible du secteur public ainsi que du contenu budgétaire de certaines transactions au sein d'un tel secteur public consolidé a un intérêt conceptuel et méthodologique d'une grande importance. Dans ce qui précède, nous avons tenté autant que faire se peut de mettre en exergue cet intérêt conceptuel et méthodologique. Malheureusement, l'indisponibilité sur une période assez longue de séries temporelles des variables budgétaires pouvant couvrir une étendue assez large du secteur public pour le cas du Maroc nous contraint dans la majorité des cas à ne considérer que les variables budgétaires afférentes au gouvernement central dans le cadre de l'étude analytique et empirique des implications macro-économiques des déficits publics.

1- Les entreprises publiques ont été créées à l'époque du protectorat français dans le but de contrôler les ressources naturelles et autres secteurs-clés de l'économie (l'OCP et le BRPM ont été créés respectivement en 1920 et en 1928; après la deuxième guerre mondiale, d'autres entreprises publiques ont vu le jour dans d'autres domaines). Après l'indépendance, le nombre d'entreprises publiques s'est multiplié dans le but de générer des opportunités d'emploi et de promouvoir le développement économique et social. Par le biais de certains circuits, les entreprises publiques exercent un impact macro-économique important :

- du côté de l'offre, les entreprises publiques offrent des biens et services de base, essentiels pour la croissance et le développement;
- en rapport avec l'extérieur, les entreprises publiques, en important des biens et services, absorbent une grande partie des ressources financières extérieures, contribuant à l'accumulation de la dette extérieure, mais il ne faut pas oublier qu'elles génèrent aussi des recettes en devises importantes.

Au niveau des finances publiques, elles bénéficient de transferts du gouvernement central mais contribuent aussi au Budget en versant des impôts et des dividendes (voir le tableau 9 retraçant les contributions budgétaires totales aux entreprises publiques et le tableau 10 décrivant les flux financiers entre le gouvernement central et les entreprises publiques).

² - En consolidant les entreprises publiques, on occulte le fait que celles qui profitent des transferts (généralement des entreprises à caractère administratif) appartiennent souvent à une catégorie d'entreprises différentes de celles qui paient les impôts et les dividendes (entreprises à caractère industriel et commercial).

2- Variantes spécifiques fondamentales du déficit public

Même s'il existe plusieurs versions concurrentes du déficit conventionnel à court terme, toutes ces versions ont au moins une caractéristique commune. En effet, pour mesurer le déficit conventionnel à court terme, on introduit toutes les transactions budgétaires en leur associant le même poids. Dans d'autres situations, les décideurs de la politique budgétaire procèdent parfois à des calculs alternatifs du déficit budgétaire en vue de déterminer l'impact de diverses transactions budgétaires (comme l'investissement, les importations, le service de la dette, etc.) sur certaines variables macro-économiques fondamentales comme l'épargne, la balance des paiements, le taux d'inflation, etc. Dans ce cadre, on peut axer l'analyse sur trois variantes spécifiques du déficit budgétaire : le déficit courant, le déficit primaire et le déficit opérationnel.

2.1- Le déficit budgétaire courant

Avant d'analyser le déficit courant au Maroc et d'étudier les déterminants fiscaux de son évolution, nous tenterons d'abord de le définir, de préciser son intérêt économique et de procéder à sa mesure.

2.1.1: Définition, intérêt et mesure du déficit budgétaire courant

Les études portant sur les soldes budgétaires omettent parfois de préciser l'intérêt économique du solde courant. Après la définition du solde courant, c'est son intérêt économique qui retiendra notre attention.

2.1.1.1: Définition et intérêt économique du solde budgétaire courant

Le déficit courant (ou ordinaire) permet de déterminer l'épargne publique et le budget consacré aux dépenses publiques de capital. Formellement, on peut exprimer le solde budgétaire courant comme suit :

$$SBC_t = RECC_t - DEPC_t = EPP_t = SBG_t + DEPK_t \quad (1.3)$$

où SBC , $RECC$, $DEPC$, EPP , SBG et $DEPK$ sont respectivement le solde budgétaire courant, les recettes courantes, les dépenses courantes, l'épargne publique, le solde budgétaire global et les dépenses publiques en capital.

L'épargne publique permet d'évaluer la capacité de l'Etat à financer les dépenses de capital sans recourir à l'emprunt ou à la création monétaire. En ce sens, un solde budgétaire courant négatif indique que le secteur public désépargne et qu'il doit dès lors emprunter pour financer les dépenses publiques d'investissement.

Le déficit courant est un concept d'un intérêt particulier pour les économistes : la budgétisation des dépenses de capital du secteur public souffre de limites sérieuses en comparaison avec les procédures comptables qu'adoptent les firmes privées.

Comme le notent Conklin et Sayeed (1983 : 28), dans les années soixante, on estimait que les dépenses courantes doivent être financées par les impôts et taxes alors que, comme s'il s'agit d'une firme privée, l'Etat pourrait légitimement financer son investissement socialement rentable en recourant à l'endettement. Néanmoins, dans plusieurs pays en voie de développement, les recettes courantes ne suffisent même pas à financer les dépenses courantes. Cela signifie alors que l'emprunt et/ou la création monétaire doivent permettre de

financer à la fois les dépenses publiques d'investissement et une partie des dépenses publiques courantes.

Tableau N°7 : EVOLUTION DU SOLDE BUDGETAIRE COURANT AU MAROC
(en millions de Dirhams et en % du PIB)

| <u>Années</u> | <u>Solde courant en valeur</u> | <u>Solde courant en % du PIB</u> |
|---------------|--------------------------------|----------------------------------|
| 1971 | +625,50 | +2,92 |
| 1972 | +672,70 | +2,96 |
| 1973 | +1154,84 | +4,63 |
| 1974 | +1575,00 | +4,69 |
| 1975 | +686,35 | +1,89 |
| 1976 | -2108,85 | -5,14 |
| 1977 | -699,56 | -1,40 |
| 1978 | -1083,20 | -1,96 |
| 1979 | -1276,03 | -2,06 |
| 1980 | -1455,10 | -1,96 |
| 1981 | -2032,92 | -2,57 |
| 1982 | -737,70 | -0,79 |
| 1983 | -235,52 | -0,24 |
| 1984 | -264,10 | -0,23 |
| 1985 | -2504,38 | -1,93 |
| 1986 | -3966,06 | -2,56 |
| 1987 | +155,33 | +0,01 |
| 1988 | +2669,26 | +1,46 |
| 1989 | +1877,78 | +0,97 |
| 1990 | +8795,25 | +4,13 |
| 1991 | +7467,28 | +3,08 |
| 1992 | +10471,92 | +4,31 |
| 1993 | +9576,02 | +3,84 |
| 1994 | +6342,90 | +2,27 |
| 1995 | +4920,20 | +1,75 |

Source : nos calculs sur la base de données brutes de la Banque Mondiale (*World Development Indicators on CD-ROM, 1999*).

2.1.1.2: Mesure et évolution du déficit courant au Maroc

Pour le cas du Maroc, le tableau N°7 présente l'évolution du solde budgétaire courant entre 1971 et 1996, en valeur et en proportion du PIB aux prix courants du marché. Comme déjà indiqué, ce solde courant est défini comme étant la différence entre les recettes publiques courantes et les dépenses publiques courantes totales. Nous définissons les dépenses courantes totales comme étant la somme des dépenses consacrées à la consommation générale de l'Etat (salaires, traitements et matériel destiné à des fins de fonctionnement), des dépenses de subventions et d'autres transferts courants et des charges afférentes à la dette publique intérieure et extérieure (ces dernières ne comprenant pas les paiements du principal de la dette contrairement à ce que recommande une classification *classique* ou purement *administrative* des charges de l'Etat qu'utilisent les auteurs des rapports de Bank Al-Maghrib).

Le tableau 7 montre que le budget de l'Etat marocain, après avoir enregistré un excédent courant sur la période 1971-1975, a dégagé des déficits courants sur la période 1976-1986. En revanche, le solde courant devient positif entre 1987 et 1995. Sur la période 1971-1995, le solde courant moyen est de l'ordre de (+0,73) points de pourcentage du PIB. Il monte en

moyenne à (+3,42) points de pourcentage du PIB entre 1971 et 1975; à (-1,90) points de pourcentages du PIB entre 1976 et 1986, et à (+2,43) points de pourcentages du PIB sur la période 1987-1995. Cela signifie que le solde courant était généralement positif entre 1971 et 1975 avant de commencer à devenir négatif entre 1976 et 1986, période coïncidant avec l'adoption d'une politique économique relativement expansionniste. Suite à la mise en œuvre d'un programme d'ajustement budgétaire dans les années 80, La désépargne publique s'est transformée en épargne, comme le montre l'évolution du solde budgétaire courant sur la période 1987-1995.

2.1.2 : Analyse et déterminants fiscaux de la structure du déficit courant au Maroc

Nous proposons de décomposer le solde courant dans le cas marocain en vue d'étudier l'évolution de sa structure dans le temps et ses déterminants fiscaux. Nous exposerons d'abord notre méthodologie de décomposition avant d'analyser l'évolution de la structure du solde et ses déterminants fiscaux.

2.1.2.1 : Structure du solde courant au Maroc : une méthodologie de décomposition

Il serait intéressant d'examiner la structure de la variation du solde budgétaire courant en vue de déterminer les facteurs (dépenses et recettes) qui ont présidé à la formation du solde. Sous cette optique, nous proposons la décomposition suivante de la variation du solde courant:

$$\Delta(SBC) = \Delta(RECF) + \Delta(RNF) - \Delta(CGE) - \Delta(SATC) - \Delta(INT) \quad (1.4)$$

Avec *SBC*, *RECF*, *RNF*, *CGE*, *SATC* et *INT* désignant respectivement le solde budgétaire courant, les recettes fiscales, les recettes non fiscales, la consommation générale de l'Etat, les subventions et autres transferts courants et les paiements d'intérêts de la dette publique intérieure et extérieure.

L'expression (1.4) permet de décomposer la variation du solde budgétaire courant en variations des recettes courantes et des dépenses courantes. Le tableau N°8 présente les résultats d'une telle décomposition.

Comme le montre le tableau 8, en moyenne, sur la période 1972-1975, la variation de l'excédent budgétaire courant est de 15,216 millions de Dirhams et la variation des recettes y a contribué à raison de 1077,5 millions de Dirhams contre 332,25 millions de Dirhams seulement pour les recettes non fiscales.

Du côté des dépenses publiques courantes, c'est la consommation générale de l'Etat qui détient la part de lion avec une variation moyenne sur la période 1972-1975 de l'ordre de 822,0334 millions de Dirhams contre 542 millions de Dirhams pour les subventions et autres transferts publics courants et 30,50 millions de Dirhams pour les paiements d'intérêts. En moyenne, sur la période 1976-1986, la variation du déficit budgétaire courant est de l'ordre de -422,9457 millions de Dirhams.

Alors que les recettes publiques courantes n'ont augmenté en moyenne que de 2123 millions de Dirhams (2043 millions de Dirhams pour les recettes fiscales et 80 millions de Dirhams pour les recettes non fiscales), les dépenses liées à la consommation générale de l'Etat, aux subventions et aux intérêts de la dette publique ont augmenté respectivement de 1621, 255 et

670 millions de Dirhams. Enfin, sur la période 1987-1995, l'excédent budgétaire courant s'est amélioré de 987,362 millions de Dirhams. La contribution moyenne de la variation des recettes fiscales à cette amélioration de l'épargne publique est de l'ordre de 4111,11 millions de Dirhams contre 1348,22 millions de Dirhams pour les recettes non fiscales. Du côté des dépenses, la consommation générale de l'Etat a augmenté en moyenne de 3042,338 millions de Dirhams contre 999,58 millions de Dirhams pour les paiements d'intérêts et 629,67 millions de Dirhams pour les subventions et autres transferts publics courants.

Tableau N°8: STRUCTURE DE LA VARIATION DU SOLDE COURANT AU MAROC (en millions de Dirhams)

| | $\Delta(\text{SBC})$ | $\Delta(\text{RECF})$ | $\Delta(\text{RNF})$ | $\Delta(\text{CGE})$ | $\Delta(\text{SATC})$ | $\Delta(\text{INT})$ |
|------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| 1972 | 47.20 | 400.00 | 45.00 | 179.80 | 175.00 | 43.00 |
| 1973 | 482.16 | 590.00 | 239.00 | 95.84 | 238.00 | 13.00 |
| 1974 | 480.80 | 1230.00 | 2074.00 | 1127.20 | 1749.00 | 7.00 |
| 1975 | -889.30 | 2090.00 | -1029.00 | 1885.29 | 6.00 | 59.00 |
| 1976 | -2795.19 | -110.00 | 182.00 | 3290.19 | -572.00 | 149.00 |
| 1977 | 1409.29 | 2980.00 | -248.00 | 1039.71 | 14.00 | 269.00 |
| 1978 | -383.84 | 900.00 | 113.00 | 1220.64 | -109.00 | 285.00 |
| 1979 | -192.83 | 1800.00 | 657.00 | 1758.83 | 578.00 | 313.00 |
| 1980 | -179.08 | 1900.00 | -201.00 | 358.08 | 1122.00 | 398.00 |
| 1981 | -577.82 | 1600.00 | 1316.00 | 1490.82 | 837.00 | 1166.00 |
| 1982 | 1295.22 | 2800.00 | 1170.00 | 1921.78 | 533.00 | 220.00 |
| 1983 | 502.18 | 1100.00 | -972.00 | -345.18 | -434.00 | 405.00 |
| 1984 | -28.58 | 2300.00 | -132.00 | 824.58 | 479.00 | 893.00 |
| 1985 | -2240.28 | 2600.00 | 929.00 | 3034.28 | 943.00 | 1792.00 |
| 1986 | -1461.67 | 4600.00 | -1929.00 | 3236.67 | -585.00 | 1481.00 |
| 1987 | 4121.39 | 3000.00 | 1205.00 | 880.61 | -273.00 | -524.00 |
| 1988 | 2513.93 | 6400.00 | 1965.00 | 3406.07 | 227.00 | 2218.00 |
| 1989 | -791.48 | 3500.00 | 284.00 | 2370.48 | 467.00 | 1738.00 |
| 1990 | 6917.47 | 5700.00 | 1697.00 | 2583.53 | -862.00 | -1242.00 |
| 1991 | -1327.97 | 5500.00 | 302.00 | 3846.97 | 916.00 | 2367.00 |
| 1992 | 3004.64 | 7900.00 | -430.00 | 2901.36 | 1022.00 | 542.00 |
| 1993 | -895.90 | 1200.00 | 7546.00 | 5318.90 | 2415.00 | 1908.00 |
| 1994 | -3233.13 | 3200.00 | -411.00 | 2794.13 | 2133.00 | 1095.00 |
| 1995 | -1422.69 | 600.00 | -24.00 | 1162.70 | -378.00 | 1214.00 |

Source : nos calculs à partir des données de "World Development Indicators" (CD-ROM, Banque Mondiale, 1999).

Ces données suggèrent que l'amélioration des recettes courantes, notamment fiscales, doit être un objectif primordial pour tout effort visant à redresser l'épargne publique et à éviter ainsi un recours plus massif à l'endettement intérieur et extérieur. Cela ne doit pas cependant passer par une aggravation de la pression fiscale déjà élevée, mais par des réformes structurelles et institutionnelles visant à lutter contre l'évasion et la fraude fiscales. Néanmoins, l'ajustement budgétaire doit également s'appuyer sur la rationalisation des dépenses de consommation générale de l'Etat et des subventions¹.

1- Bien que ces données statistiques présentent une utilité indéniable, notamment lors de la comparaison des comptes de l'Etat avec les autres composantes des comptes nationaux, ou lors de l'évaluation des comptes de l'Etat selon les normes comptables du secteur privé, les recettes et les dépenses courantes sont souvent disponibles sur une base cash (au comptant) plutôt que sur la base des ordres de paiements, contrairement aux comptes sectoriels et/ou des entreprises. Il est très difficile de distinguer les arriérés de paiements sur les dépenses publiques courantes de ceux concernant les dépenses publiques d'investissement. En outre, certains concepts comptables de l'investissement sont plus étroits que ne le veut l'économiste. A titre d'exemple, en comptabilité publique marocaine, une grande partie de l'investissement en capital humain est considérée comme un emploi courant malgré son importance dans l'explication de la croissance (voir par exemple les

2.1.2.2: Les déterminants fiscaux de la structure du solde courant

Il est à noter que dans le cadre du programme d'ajustement structurel, les prêts subventionnés pour la réalisation de programmes d'investissement peuvent générer des déficits courants élevés en raison du fait que l'Etat, en bénéficiant de ces prêts subventionnés, se préoccupe peu de la rationalisation des dépenses courantes, destinée à dégager un solde courant positif et à financer ainsi une partie des investissements publics. Toutefois, ce constat souffre de certaines anomalies. En effet, lors de l'évaluation des résultats des programmes d'ajustement dans les pays en voie de développement, on a l'habitude d'oublier que les politiques structurelles (comme les réformes fiscales) impliquent souvent une courbe en *J*, en ce sens que, par exemple, les recettes fiscales peuvent chuter lors de la transition vers le système fiscal souhaité. Il peut en résulter une diminution de l'épargne publique en anticipation d'une amélioration à moyen terme.

Tableau 9 : RECETTES FISCALES AU MAROC

| Années | Recettes fiscales (valeur) | Recettes fiscales (% PIB) |
|--------|----------------------------|---------------------------|
| 1970 | 3190,00 | 16,42 |
| 1971 | 3320,00 | 15,53 |
| 1972 | 3720,00 | 16,40 |
| 1973 | 4310,00 | 17,30 |
| 1974 | 5540,00 | 16,50 |
| 1975 | 7630,00 | 20,97 |
| 1976 | 7520,00 | 18,34 |
| 1977 | 10500,00 | 21,10 |
| 1978 | 11400,00 | 20,67 |
| 1979 | 13200,00 | 21,28 |
| 1980 | 15100,00 | 20,38 |
| 1981 | 16700,00 | 21,13 |
| 1982 | 19500,00 | 21,00 |
| 1983 | 20600,00 | 20,78 |
| 1984 | 22900,00 | 20,38 |
| 1985 | 25500,00 | 19,69 |
| 1986 | 30100,00 | 19,45 |
| 1987 | 33100,00 | 21,12 |
| 1988 | 39500,00 | 21,66 |
| 1989 | 43000,00 | 22,17 |
| 1990 | 48700,00 | 22,88 |
| 1991 | 54200,00 | 22,36 |
| 1992 | 62100,00 | 25,56 |
| 1993 | 63300,00 | 25,40 |
| 1994 | 66500,00 | 23,80 |
| 1995 | 67100,00 | 23,82 |

Source : World Development Indicators (CD-ROM, Banque Mondiale, 1999).

modèles de Barro, 1990 et de Barro et Sala-i-Martin, 1995); et, en revanche, comme nous l'avons déjà souligné, les dépenses militaires qui, au lieu d'être considérées comme dépenses (courantes) de consommation, sont comptabilisées comme dépenses d'investissement. Dans le premier cas, les données officielles surestiment le déficit budgétaire courant ou sous-évaluent l'excédent, alors que dans le second cas, elles sous-estiment le déficit courant ou surévaluent l'excédent. En général, la combinaison courant/capital de tout projet d'investissement peut être déterminée de plusieurs manières pour diverses mesures de l'épargne publique.

Le tableau N°9 montre l'évolution des recettes fiscales au Maroc durant la période 1970-1995, en valeurs et en pourcentage du PIB aux prix courants du marché. L'examen de ce tableau indique que la fiscalité n'a pas notablement contribué à l'amélioration des soldes budgétaires. Les recettes fiscales en pourcentage du PIB ont fluctué autour de 21% jusqu'à 1987.

Sans le prélèvement fiscal sur les produits pétroliers introduit en 1986, les recettes fiscales auraient pu décliner dramatiquement à partir de la deuxième moitié des années 80. Effectivement, ce prélèvement fiscal représentait, à titre d'exemple, 2,44% du PIB en 1986, 2,78% en 1987, 3,26% en 1988 et 2,71% en 1989. Cette évolution insatisfaisante des recettes fiscales peut être expliquée par plusieurs facteurs. Dans les années 80, le gouvernement marocain a mis en œuvre, avec le soutien du FMI et de la Banque Mondiale, de vastes programmes de réforme du système fiscal, concernant aussi bien la fiscalité directe que la fiscalité indirecte. Néanmoins, en raison à la fois de problèmes d'exécution et du fait que les réformes structurelles ne peuvent donner leurs fruits qu'à moyen et long terme, le rendement fiscal est resté en deçà des résultats escomptés. Comme le montre Tanzi (1994 : 521), entre la conception d'une politique de réforme et son exécution effective, il existe plusieurs étapes dont chacune est un véritable goulet d'étranglement potentiel qui pourrait empêcher la politique d'avoir son plein effet ou pourrait même changer son impact dans la mauvaise direction; le résultat final est en quelque sorte différent de l'intention originale. Par conséquent, il n'est pas toujours légitime d'établir une relation mathématique entre la modification d'un instrument de politique économique (les taux d'imposition) et l'atteinte d'un objectif de cette même politique (augmentation des recettes fiscales). Concernant le constat suivant lequel le rendement fiscal ne peut s'améliorer qu'à moyen terme, il importe de remarquer toutefois que le processus de réforme du système fiscal marocain a commencé déjà en 1986 sans que les recettes fiscales connaissent une amélioration notable (voir tableau N°9).

Un autre facteur pouvant expliquer l'évolution des recettes fiscales réside dans les tensions inflationnistes. Il est généralement estimé qu'une inflation élevée réduit la valeur réelle des recettes fiscales en raison des délais de recouvrement. "*Les délais de recouvrement des impôts qui ne sont pas pleinement indexés (par exemple, des droits d'accise nominalement fixés) conduisent à un déclin des recettes réelles quand l'inflation augmente*" (Easterly and Schmidt-Hebbel, 1994 : 28). Cet effet inflationniste ne serait pas probablement significatif au Maroc en raison des niveaux d'inflation relativement moins élevés, du moins si on croit les statistiques officielles. Cet effet est peut-être également compensé par le mécanisme des tranches "grimpeuses" du revenu, à travers lequel les contribuables sont taxés à des taux d'imposition croissants en vue d'éviter l'impact négatif de l'inflation sur les recettes fiscales nominales.

Nous avons essayé d'estimer l'effet de l'inflation sur les recettes fiscales réelles dans le cas particulier du Maroc. Pour cela, nous avons mené une régression simple des recettes fiscales réelles sur le PIB réel ($PIBR_t$) et le taux d'inflation (π) mesuré par la première différence du logarithme népérien de l'indice des prix à la consommation. L'estimation a donné les résultats suivants sur la période 1970-1995 :

$$\text{Log}(RFR_t) = -2,74 + 0,75\text{Log}(PIBR_t) - 0,04\pi_t + 0,40\text{Log}(RFR_{t-1}) \quad (1.5)$$

(-2,55)(3,40) (-0,09) (2,50)

$$R^2 = 0,977; R^2 \text{ ajusté} = 0,974; D-W = 2,28; F - \text{Statistic} = 302,83 \text{ (prob.} = 0,01).$$

Comme attendu, la régression (1.5) montre qu'effectivement, l'inflation, dans le cas marocain, n'a pas un effet négatif significatif sur les recettes fiscales réelles (t-statistic = -0.09; probabilité = 0.92).

La réforme de la politique commerciale engagée au Maroc dès 1984 pourrait également expliquer en partie la faible performance des recettes fiscales. Une telle réforme a induit une chute des droits de douane, destinée à rationaliser le régime du commerce extérieur et à réduire la protection excessive dont bénéficiaient les industries de substitution aux importations. Ceci a amorcé une chute des taxes sur les transactions internationales en proportion du PIB jusqu'à 1987, date où on a institué la taxe spéciale à l'importation, ce qui a pu redresser légèrement les recettes.

Le solde budgétaire courant constitue une variante spécifique du solde public¹. Dans ce qui suit, nous axerons l'analyse sur deux autres variantes du solde public, à savoir le solde primaire et le solde opérationnel.

2.2- Déficits primaires et déficits opérationnels : deux concepts fondamentaux

Le déficit primaire et le déficit opérationnel constituent deux variantes spécifiques fondamentales du déficit budgétaire. Nous analyserons d'abord le déficit primaire avant d'étudier le déficit opérationnel.

2.2.1 : Le déficit primaire

Il importe dans ce qui suit de définir le déficit primaire et de préciser sa signification économique avant d'étudier son évolution dans le temps.

¹- Une autre variante du solde budgétaire est destinée à mesurer l'impact du secteur public sur la demande globale. Comme le notent Blejer et Cheasty (1991 : 1652), "puisque les divers éléments des dépenses et des recettes publiques génèrent des diminutions et des augmentations nettes différentes de la demande agrégée, les décideurs de la politique économique ont parfois ambitieusement tenté d'isoler dans la mesure du déficit, la contribution de l'Etat à cette demande agrégée". A titre d'exemple, on peut tenter de séparer, lors du calcul du solde budgétaire, les dépenses en biens et services de celles concernant les transferts. La raison de cette séparation réside dans le fait que si les propensions à consommer des secteurs public et privé diffèrent, il importe d'identifier l'utilisateur ultime des ressources budgétaires. Puisque les transferts financés par les impôts et taxes redistribuent le pouvoir d'achat d'une partie du secteur privé au profit d'une autre, ils doivent être assimilés, en termes de leur impact sur la demande globale, à des impôts négatifs plutôt qu'à des dépenses en biens et services (pour plus de détails sur cette question, voir Boskin, 1982; Buiter, 1985; Bean et Buiter, 1987). En outre, conformément à l'analyse keynésienne, l'introduction des transferts publics parmi les dépenses pourrait surestimer la contribution de l'Etat à la demande globale en raison de l'existence de délais dans la façon par laquelle ces transferts sont dépensés par les bénéficiaires.

En général, concernant le cas du Maroc, le ratio moyen des dépenses publiques en biens et services au PIB est de l'ordre de 14,72 % alors que celui des dépenses de subventions et autres transferts courants est de l'ordre de 3,96 %. Pour bien visualiser la tendance générale de ces types de dépenses dans le temps, nous avons procédé au calcul des ratios tendanciels au PIB des dépenses publiques en biens et services et des dépenses de subventions et autres transferts courants, en utilisant une méthode de lissage empruntée à Hodrick et Prescott (1982). Les résultats détaillés d'une telle estimation ont été présentés dans une étude antérieure (voir Mansouri, 2001). Comme attendu, le lissage des séries montre que le ratio au PIB des dépenses en biens et services tend à augmenter malgré le fléchissement des années 80 suite à la mise en œuvre de l'ajustement budgétaire. Quant aux dépenses de subventions et autres transferts courants, elles ont tendance à chuter dès la fin des années 70 et le début des années 80, et le mouvement de leur déclin tend à s'accélérer durant les années 80 et la première moitié des années 90. Ceci montre combien les dépenses à caractère social supportent le lourd fardeau de l'ajustement. Nous verrons plus loin (voir 3^{ème} partie) comment les dépenses publiques en capital supportent également le poids de l'austérité budgétaire malgré leur contribution positive à la promotion de l'investissement privé et à l'accélération de la croissance économique réelle.

Les décideurs de la politique budgétaire ont également pensé, lors du calcul des soldes budgétaires conventionnels, à séparer le déficit budgétaire "domestique" du déficit budgétaire "étranger". De tels calculs sont utiles notamment lors de la comparaison inter - pays (voir par exemple, Mackenzie (1981) et Gil-Diáz (1988) qui ont tenté d'estimer les déficits domestiques pour un groupe de pays producteurs de pétrole).

2.2.1.1 : Définition et signification économique du déficit primaire

Le solde budgétaire primaire peut être défini comme étant la somme du solde budgétaire global et des paiements d'intérêts, ou, toutes choses égales par ailleurs, le déficit budgétaire primaire égale la différence entre le déficit global et les paiements d'intérêts de la dette publique. Dans le premier cas, un solde primaire positif est un excédent budgétaire alors que dans le second cas, le solde primaire doit être négatif pour qu'on puisse parler d'excédent. Formellement, nous pouvons écrire :

$$SBP_t = SBG_t + INT_t \text{ ou } : DBP_t = DBG_t - INT_t \quad (1.6)$$

SBP , SBG , INT et DBP représentent respectivement le *solde* budgétaire primaire, le solde budgétaire global, les paiements d'intérêts sur la dette publique intérieure et extérieure et le *déficit* budgétaire primaire.

**Tableau 10 : EVOLUTION DES DEFICITS BUDGETAIRES
(GLOBAL ET PRIMAIRE) AU MAROC (%DU PIB)**

| Années | solde budgétaire global | Solde budgétaire primaire |
|--------|-------------------------|---------------------------|
| 1971 | -2,99 | -1,95 |
| 1972 | -3,84 | -2,67 |
| 1973 | -2,05 | -0,93 |
| 1974 | -4,01 | -3,16 |
| 1975 | -9,18 | -8,23 |
| 1976 | -17,60 | -16,40 |
| 1977 | -15,37 | -13,84 |
| 1978 | -10,47 | -8,75 |
| 1979 | -9,73 | -7,54 |
| 1980 | -9,70 | -7,33 |
| 1981 | -13,36 | -9,66 |
| 1982 | -11,44 | -8,06 |
| 1983 | -7,75 | -4,17 |
| 1984 | -6,02 | -2,07 |
| 1985 | -7,28 | -2,46 |
| 1986 | -7,67 | -2,70 |
| 1987 | -4,48 | +0,11 |
| 1988 | -3,20 | +1,96 |
| 1989 | -5,13 | +0,62 |
| 1990 | -2,24 | +2,42 |
| 1991 | -2,10 | +2,96 |
| 1992 | -1,39 | +3,90 |
| 1993 | -2,61 | +3,30 |
| 1994 | -3,20 | +2,50 |
| 1995 | -4,40 | +1,66 |

Source : nos calculs sur la base de World Development Indicators (CD-ROM, Banque Mondiale, 1999).

Certains économistes ont l'habitude de reporter la formule (1.6) et de l'appliquer en vue de calculer les soldes ou les déficits budgétaires primaires. Or, ce qui importe le plus c'est de comprendre le raisonnement économiques qui est derrière une telle formule. En excluant les paiements d'intérêts qui sont dans une large mesure hors du contrôle des autorités budgétaires, le déficit primaire est un indicateur plus précis des efforts de redressement des déséquilibres budgétaires existants. En ce sens, le déficit primaire permet de lever les effets des déficits antérieurs sur les déficits actuels et de mesurer ainsi la façon dont les actions de l'Etat améliorent ou aggravent l'endettement net du secteur public. De ce fait, le déficit primaire est

un concept important pour toute évaluation de la soutenabilité des déficits publics (voir infra). Comme le note la Banque Mondiale (voir World Bank, 1988 : 56), "même si les déficits budgétaires peuvent être accumulés indéfiniment, le solde primaire doit devenir éventuellement positif en vue de couvrir au moins une partie des intérêts de la dette en cours". Le déficit structurel est généralement présenté comme une mesure de l'impact de la politique budgétaire discrétionnaire mais il a l'inconvénient d'inclure une variable non discrétionnaire importante, à savoir les paiements d'intérêts sur la dette publique intérieure et extérieure, et cette composante des dépenses publiques est prédéterminée par la taille des déficits publics qui se sont accumulés dans le passé.

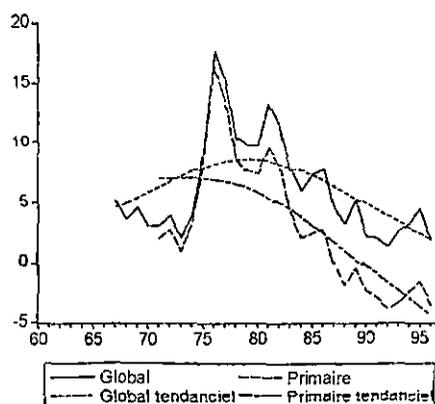
2.2.1.2 : Evolution du déficit primaire au Maroc

L'évolution des soldes budgétaires global et primaire au Maroc durant la période 1971-1995 est retracée dans le tableau N°10. Ce tableau montre clairement comment l'exclusion des paiements d'intérêts du calcul du déficit induit un solde primaire qui modifie plus ou moins substantiellement la taille du déséquilibre budgétaire.

La différence entre les ratios au PIB des déficits global et primaire se situe aux alentours de 1% jusqu'à 1976, aux alentours de 2% jusqu'à 1980, aux environs de 4% entre 1981 et 1984 et au voisinage de 5% à partir de 1985. Ceci reflète l'importance de l'évolution dans le temps des intérêts de la dette publique intérieure et extérieure, et donc le déclin du déficit budgétaire primaire qui devient un excédent à partir de 1987. Le graphique 1 confirme une telle évolution. En vue d'examiner la tendance générale des déficits global et primaire, le graphique 1 présente également l'évolution tendancielle des deux déficits en appliquant la méthode de lissage de Hodrick-Prescott (1982). L'évolution tendancielle montre clairement que le déficit budgétaire global tend à augmenter durant les années 70 et le début des années 80 avant de commencer à chuter suite à la mise en œuvre de l'ajustement budgétaire alors que le déficit primaire tend à diminuer timidement durant les années 70 avant d'amorcer une chute plus prononcée durant les années 80 et la première moitié des années 90 et devient ainsi un excédent budgétaire hors intérêts de la dette.

C'est cette évolution du déficit primaire et non pas du déficit global qui indique bien l'effort d'ajustement entrepris par les autorités marocaines sur le plan budgétaire. Toutefois, comme nous le verrons plus loin (voir infra), c'est la structure des variables budgétaires qui compte le plus chaque fois qu'il s'agit d'ajuster le budget public. En ce sens, l'ajustement budgétaire n'est pas une pure affaire comptable : c'est une stratégie scientifique visant à cibler les types de dépenses publiques à réduire et à optimiser les recettes fiscales et non fiscales.

GRAPHIQUE 1 : Evolution du déficit budgétaire au Maroc
(diverses définitions) en % du PIB



2.2.2 : Le déficit opérationnel

Le déficit opérationnel est une variante spécifique importante du déficit budgétaire. Nous essaierons dans ce qui suit de définir ce concept fondamental et de préciser son intérêt économique avant de tenter de le mesurer dans le cas marocain.

2.2.2.1 : Définition et intérêt économique du déficit opérationnel

Si le solde budgétaire primaire permet d'exclure du solde budgétaire global, les paiements d'intérêts de la dette publique qui constituent en fait une composante non discrétionnaire des dépenses publiques, il omet cependant de lever des paiements d'intérêts, les effets de l'inflation.

En excluant les paiements d'intérêts induits par l'inflation de la mesure du déficit, on se base implicitement sur l'hypothèse qu'ils peuvent être assimilés aux paiements d'amortissements.

Formellement, nous proposons d'exprimer le déficit budgétaire opérationnel comme suit :

$$\begin{aligned}
 DBO_t &= DBG_t - DPI_{t-1} \cdot i_t + DPI_{t-1} \cdot r_t \\
 &= DBP_t + DPI_t \cdot r_t \\
 &= DBP_t + DPI_{t-1} \cdot (i_t - \pi_t) \\
 &= DBG_t - DPI_{t-1} \cdot \pi_t
 \end{aligned}
 \tag{1.7}$$

DBG , DBP et DPI représentent respectivement le déficit budgétaire global, le déficit budgétaire primaire et le stock en cours de la dette publique intérieure. Quant aux variables i , r et π , elles indiquent respectivement le taux d'intérêt nominal sur la dette publique domestique, le taux d'intérêt réel et le taux d'inflation mesuré soit par le taux de variation de l'indice des prix à la consommation soit par le taux de variation du déflateur du PIB nominal.

La facture intérêts de la dette est hors du contrôle de la politique budgétaire courante non seulement parce qu'elle représente le coût des déficits antérieurs, mais aussi parce que la politique monétaire peut affecter les taux d'intérêt et donc les paiements d'intérêts. En outre, les fluctuations du taux d'inflation peuvent modifier significativement la taille du service de la dette publique en termes nominaux. On peut repenser l'impact de l'inflation sur le budget de l'Etat de plusieurs manières. Comme le montre Tanzi (1977), l'inflation peut avoir des effets de distorsions sur les recettes publiques réelles et peut affecter la valeur réelle des actifs et exigibilités de l'Etat. En outre, alors qu'elle est susceptible de réduire la valeur réelle du stock en cours d'une dette publique non indexée, elle peut compenser les créanciers d'une telle érosion de leurs actifs réels grâce à des taux d'intérêts nominaux élevés. En d'autres termes, une partie des paiements d'intérêts est en fait une partie de l'amortissement de la dette (paiement d'une partie du principal).

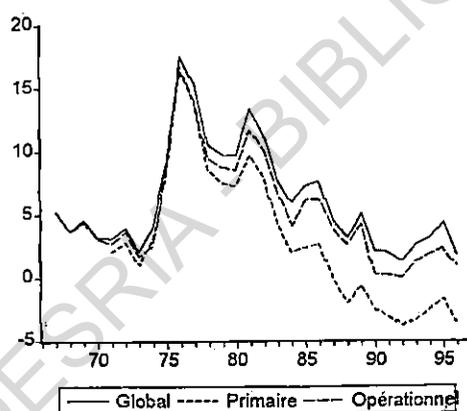
Si la composante inflationniste des taux d'intérêt n'est pas levée de la facture des intérêts de la dette publique intérieure, le déficit sera surévalué par la taille de l'élément d'amortissement inclus comme paiements d'intérêts au dessus de la ligne alors qu'en fait, cette composante doit être comptabilisée au dessous de la ligne (Blejer and Cheasty, 1991, Easterly et Schmidt-Hebbel, 1994).

Ce qui importe le plus dans le cadre de cette variante du déficit budgétaire est de connaître le raisonnement économique qui est derrière son calcul. En fait, on exclut les paiements d'intérêts induits par l'inflation sous l'hypothèse qu'ils sont similaires à l'amortissement de la dette dans leurs effets sur l'économie nationale. Cela signifie qu'ils ne représentent pas un nouveau revenu pour les détenteurs des titres de la dette publique : en termes réels, ils n'affectent pas la demande agrégée. En revanche, ils peuvent être dépensés sans réduire la richesse nette des détenteurs de titres de la dette publique. Ces intérêts réels ont ainsi un impact expansionniste similaire à tout autre type de dépense publique. En procédant à cette importante correction, on obtient le solde budgétaire opérationnel qui peut être évalué soit au comptant soit sur la base des ordres de paiements, c'est-à-dire en tenant compte des arriérés de paiements de l'Etat.

2.2.2.2 : Tentative de mesure du déficit opérationnel dans le cas marocain

Le graphique 2 présente le ratio au PIB du déficit opérationnel au comptant (déficit caisse) en comparaison avec le déficit global et le déficit primaire. Comme logiquement attendu, le déficit opérationnel est toujours moins élevé que le déficit global puisqu'on déduit de ce dernier la partie des paiements d'intérêts de la dette publique domestique, due à l'inflation ($D_{t-1} * \pi_t$).

GRAPHIQUE 2 : Evolution du déficit opérationnel au Maroc en comparaison avec le déficit global et le déficit primaire (en % du PIB)



NB : les ratios de déficits représentés dans ce graphique sont calculés par nous-mêmes sur la base de données statistiques brutes puisées dans "Statistiques Financières Internationales" du FMI (divers numéros) pour le déficit global, "World Development Indicators" de la Banque Mondiale (CD-ROM, 1999) pour les variables permettant de calculer le déficit primaire et "Central Government Statistics Yearbook" du FMI (divers numéros) pour les variables permettant de calculer le déficit opérationnel (notamment le stock en cours de la dette publique intérieure). Quant au taux d'inflation entrant dans le cadre du calcul du déficit opérationnel, nous l'avons mesuré par la première différence du logarithme népérien de l'indice des prix à la consommation (source : Statistiques Financières Internationales, FMI, divers numéros).

En d'autres termes, comme le montre l'expression (1.7), on majore le déficit primaire des intérêts réels de la dette publique intérieure ($D_{t-1} * r_t = D_{t-1} * (i_t - \pi_t)$). Ainsi, le déficit opérationnel est souvent plus élevé que le déficit primaire. Toutefois, l'écart entre le déficit global et le déficit opérationnel n'est pas très prononcé ; il est même très minime jusqu'à 1975 avant de commencer à se creuser quelque peu à partir de 1976, coïncidant avec une inflation plus élevée, même si l'écart reste globalement constant durant la période. L'écart entre le déficit opérationnel et le déficit primaire est également minime jusqu'à 1975, mais commence

à s'amenuiser à partir de 1976 en raison d'un endettement et de taux d'intérêt réels croissants¹ qui deviennent même positifs à partir du début de la moitié des années 80.

Le déficit opérationnel offre des signaux utiles aux décideurs de la politique économique, notamment dans un environnement où les taux d'inflation sont très élevés. Dans le cas particulier du Maroc, le taux d'inflation n'est pas très élevé, ce qui explique l'écart relativement faible entre le déficit global et le déficit opérationnel. Ceci dit, les limites macro-économiques du déficit opérationnel résident surtout dans le fait qu'en excluant les paiements d'intérêts dus à l'inflation du déficit conventionnel global, l'aptitude d'évaluer l'impact des déficits publics sur l'inflation s'estompe (voir infra, deuxième partie, chapitre II).

En guise de conclusion sur cette section, tout en montrant comment certaines données statistiques relatives à la politique budgétaire peuvent être trompeuses, nous avons tenté de corriger le solde budgétaire à court terme dans le cas marocain en examinant de multiples variantes des déficits et en offrant des chiffres et des représentations graphiques à l'appui de notre approche.

En particulier dans le cas marocain, on a souvent tendance à limiter le calcul des soldes budgétaires au seul solde au comptant. En prenant en compte les arriérés des paiements, nous avons montré comment la taille du déséquilibre budgétaire peut changer plus ou moins substantiellement. Dans le cadre des études effectuées en la matière, on tend également à ne prendre en considération que le solde du seul gouvernement central. Comme nous l'avons souligné, même si des problèmes persistent au niveau de la collecte des données statistiques, une mesure relativement précise du solde public doit intégrer les soldes des collectivités locales et des entreprises publiques.

Tout en contribuant à mieux préciser l'intérêt économique de certaines variantes spécifiques du solde budgétaire, nous avons essayé d'analyser empiriquement de telles variantes dans le cas marocain. En particulier, les soldes budgétaires courant, primaire et opérationnel ont retenu une attention particulière dans notre étude analytique et empirique. Alors qu'on est parfois conscient de l'intérêt de ces diverses variantes du déficit à court terme, elles ont reçu très peu d'attention, en particulier dans le cas du Maroc. Notre contribution dans ce cadre est essentiellement d'ordre conceptuel et méthodologique et vise à susciter le débat pour d'autres études ultérieures.

Il est à noter toutefois que les divers développements de ce premier chapitre ne considèrent les déficits budgétaires que dans un cadre temporel court, généralement pour une année. C'est ce que nous avons appelé les déficits conventionnels, en ce sens qu'ils ignorent la contrainte budgétaire inter - temporelle du secteur public. Or, les développements récents de la théorie du consommateur ont amélioré la compréhension du comportement du secteur public. On estimait que le secteur public, ayant moins de contraintes de liquidité que tout individu privé, ne finance pas ses dépenses complètement par le biais de son revenu courant (recettes courantes). Récemment, des événements critiques à l'échelle internationale ont révélé que

1- Nous démontrons que la différence entre le déficit opérationnel et le déficit primaire égale les paiements réels d'intérêts. En effet, $DBO_t - DBP_t = \{DBP_t - DPI_{t-1} \cdot i_t + DPI_{t-1} \cdot (i_t - \pi_t)\} - (DBG_t - DPI_{t-1} \cdot i_t) = DPI_{t-1} \cdot (i_t - \pi_t) = DPI_{t-1} \cdot r_t$

l'Etat, même si son cycle de vie est infini, est contraint comme les consommateurs privés, par la taille de son revenu permanent. Le deuxième chapitre de la présente partie se penche en détail sur l'étude des caractéristiques inter - temporelles des déficits publics au Maroc.

II- Mesure des déficits publics à long terme : la soutenabilité

La crise de la dette internationale de la fin des années 70 et du début des années 80 a révélé qu'il existe des limites à l'aptitude de l'Etat à rembourser ses dettes en comptant sur les générations futures et à continuer ainsi à financer sa consommation présente¹ (Garcia, 1998). Les débats sur la sécurité sociale américaine ont donné naissance à la prise de conscience des implications pour aujourd'hui des engagements de l'Etat à dépenser à l'époque présente et à rembourser demain. Les limites de la mesure conventionnelle du déficit deviennent particulièrement évidentes lorsque le comportement du secteur public est perçu dans un cadre inter - temporel plutôt qu'annuel, et quand l'attention est concentrée sur la *soutenabilité des déficits* plutôt que sur la gestion de la demande à court terme.

Le terme "soutenabilité" est peut-être le plus fréquemment utilisé au sein des cercles de prise de décision en matière de politique économique au cours des années 90 : développement soutenable, politiques environnementales soutenables, dette soutenable, déficits soutenables, etc. *"La mesure des déficits soutenables permet de passer des déficits conventionnels ou des contraintes budgétaires intra - temporelles à une mesure des déficits, compatible avec la richesse nette du secteur public ou les contraintes budgétaires inter - temporelles"* (Easterly et Schmidt-Hebbell, 1994 : 68). En matière de politique budgétaire, deux approches fondamentales ont été développées pour évaluer ou tester la soutenabilité de la dette et/ou des déficits publics : l'approche comptable et l'approche de la contrainte de la valeur actuelle. Ce sont ces deux différentes approches que nous allons tenter d'étudier dans le cadre de la présente section.

1- Approche comptable de la soutenabilité des déficits publics

L'approche comptable de la solvabilité du secteur public a été développée par Buiter (1983, 1985, 1990) et Van Wijnbergen (1989). Elle permet d'obtenir une estimation du déficit public soutenable considéré comme un solde qui peut être financé sans augmenter le volume de la dette publique (en proportion du PIB) sous contrainte de taux de croissance économique, de taux d'intérêt et de taux d'inflation déterminés. Elle est généralement considérée comme une approche de la soutenabilité de la politique budgétaire même si certains auteurs l'interprètent comme une façon d'évaluer la compatibilité de la politique budgétaire avec certaines cibles de la politique macro-économique. Nous tenterons d'abord de discuter les premières formulations et les hypothèses initiales de l'approche comptable dans le contexte d'une économie développée avant d'essayer d'examiner et de reformuler dans le contexte d'une économie en voie de développement, avec une application au cas particulier du Maroc.

1.1- Premières formulations et hypothèses initiales de l'approche comptable de la soutenabilité des déficits publics

Dans ce qui suit, nous tenterons d'exposer les origines et les premières formulations de l'approche comptable de la soutenabilité avant de discuter certaines hypothèses relatives au

¹ La crise de l'endettement international de 1982, la crise argentine de 1990, la crise brésilienne de 1991 et de 1999, la crise mexicaine de 1994-1995 et la crise asiatique de 1997 ont donné naissance à une floraison de la littérature sur la soutenabilité des déficits publics et du compte courant de la balance des paiements (voir, par exemple, Branson, 1990; Ghani et Zang, 1995; Cuddington, 1997; Garcia, 1998).

solde budgétaire, au stock de la dette publique, au taux d'intérêt et à la croissance économique.

1.1.1: Origine et premières formulations de l'approche comptable de la soutenabilité

L'origine de l'approche comptable de la soutenabilité des déficits publics est liée au concept de la contrainte budgétaire du secteur public. C'est de cette contrainte que la première équation dynamique de la condition de soutenabilité est née.

1.1.1.1: Origine de l'approche comptable de la soutenabilité : une première équation dynamique

Le point de départ de cette approche est la contrainte de financement du secteur public qui relie le déficit conventionnel aux variations des sources de financement.

Or, pour un pays développé, il est supposé que le montant des recettes de seigneurage (financement monétaire) est minime et que toute la dette du secteur public est dénommée en unités monétaires domestiques (voir Cuddington, 1997). Sous cette optique, on peut réduire la contrainte de financement du secteur public à une simple équation dynamique reliant le stock de la dette de la période précédente (y compris les intérêts) et le solde public primaire au stock de la dette de la période suivante.

Formellement, nous pouvons écrire :

$$DP_t = (1 + r_t) \cdot DP_{t-1} - SBP_t \quad (2)$$

où DP_t , r_t , et SBP_t indiquent respectivement le stock de la dette en cours, le rendement *ex-post* de la dette publique et le solde budgétaire primaire en période t .

L'équation (2) implique que le stock de la dette en période t égale le stock en $t-1$ majoré des paiements d'intérêts et du déficit budgétaire primaire (avec $DBP = -SBP > 0$). Ce dernier représente alors le flux de la dette publique en période t , destiné à financer des dépenses publiques autres que les intérêts de la dette publique. En ajoutant les paiements d'intérêts ($r_t \cdot DP_{t-1}$) à ce flux de la dette, on obtient le déficit budgétaire global (DBG). Nous aurons alors:

$$DP_t - DP_{t-1} = DBG_t + r_t \cdot DP_{t-1} \quad (2.1)$$

Ceci implique que :

$$\Delta DP_t = DBG_t \quad (2.2)$$

L'équation (2.2) implique que le déficit budgétaire global n'est que le flux de la dette publique (ΔDP_t) en période t .

1.1.1.2 : Expression des variables de l'équation dynamique en termes réels

L'équation (2) peut être interprétée en termes nominaux ou réels. Cependant, les hypothèses auxiliaires exigées par les tests économétriques sont probablement satisfaits si on considère l'équation en termes réels (Cuddington, 1997).

Ainsi, r , SBP et DP sont interprétés ici comme des variables réelles, c'est-à-dire qu'on retranche le taux d'inflation du taux d'intérêt nominal pour obtenir une estimation de r et on

divise le déficit primaire nominal et le stock nominal de la dette publique par un indice de prix pour déterminer les variables réelles correspondantes.

1.1.2 : Hypothèses sur le solde primaire, le stock de la dette, le taux d'intérêt et la croissance économique

Des hypothèses sur certaines variables permettent de mieux comprendre l'approche comptable de la soutenabilité des déficits publics. De telles hypothèses peuvent être faites en supposant que toutes les variables soient exprimées en valeur ou bien en proportion du PIB.

1.1.2.1 : Distinction des cas où les variables sont exprimées en valeur et en proportions du PIB

Etant donné des cheminements dans le temps des variables r_t et SBP_t , la contrainte de financement du secteur public représentée par l'équation (2) décrit la tendance temporelle du stock de la dette, c'est-à-dire la dynamique de l'accumulation ou de la diminution de la dette :

- Si $SBP = 0$, le budget primaire est équilibré et $DP_t = (1+r_t).DP_{t-1} \Leftrightarrow \Delta DP_t = r_t.DP_{t-1}$. Le stock de la dette croîtra ainsi à un taux égal au taux d'intérêt réel.
- Si $SBP < 0$, le solde primaire est un déficit et $DP_t = (1+r_t).DP_{t-1} + DBP_t \Leftrightarrow \Delta DP_t = r_t.DP_{t-1} + DBP_t$. Puisque $DBP > 0$, le stock de la dette croîtra à un taux supérieur au taux d'intérêt réel (r).
- Si $SBP > 0$, le solde primaire est un excédent et $DP_t = (1+r_t).DP_{t-1} - DBP_t \Leftrightarrow \Delta DP_t = r_t.DP_{t-1} - DBP_t$. Le stock de la dette croîtra ainsi à un taux inférieur au taux d'intérêt réel.
- Si SBP est constant dans le temps, le taux de croissance de la dette tendra asymptotiquement vers r . En effet, si SBP est une constante c , nous aurons :

$$\Delta DP_t = r_t.DP_{t-1} - c; \text{ et} \tag{2.3}$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \Delta DP_t = r_t.DP_{t-1}$$

Reprenons l'équation (2). En divisant par le PIB, nous aurons :

$$\frac{DP_t}{PIB_t} = \frac{(1+r_t).DP_{t-1} - SBP_t}{PIB_t}$$

Ceci implique que :

$$dp_t = (1+r_t)dp_{t-1} - sbp_t \tag{2.4}$$

où dp et sbp représentent respectivement les ratios au PIB du stock de la dette publique et du solde budgétaire primaire.

En utilisant l'identité ($Y_t = (1+g_t).Y_{t-1}$), g étant le taux de croissance du PIB, nous aurons :

$$dp_t = \left[\frac{(1+r_t)}{(1+g_t)} \right].dp_{t-1} - sbp_t \tag{2.5}$$

Ceci signifie que :

$$\Delta dp_t = \left[\frac{(r_t - g_t)}{(1+g_t)} \right].dp_{t-1} - sbp_t \tag{2.6}$$

L'équation (2.6) montre que si toutes les variables sont définies en termes réels, de telle sorte que g est le taux réel de la croissance économique¹, le ratio dp variera comme suit :

- si $sbp = 0$, le budget primaire est équilibré et le ratio dp de la dette publique au PIB croîtra (*diminuera*) à peu près au taux $(r - g)$ selon que $r > g$ ($r < g$);
- si $sbp > 0$, le budget primaire est excédentaire et le ratio dp croîtra à un taux inférieur à $(r - g)$ si $r > g$ ou diminuera à un taux supérieur à $(r - g)$ si $r < g$;
- si $sbp < 0$, le budget primaire est déficitaire et le ratio dp croîtra à un taux supérieur à $(r - g)$ si $r > g$ ou diminuera à un taux inférieur à $(r - g)$ si $r < g$.

1.1.2.2: Signification économique de l'approche comptable de la soutenabilité : constance du ratio au PIB de la dette publique monétaire et non monétaire

Selon l'approche comptable de la soutenabilité de la politique budgétaire, un déficit (ou solde) budgétaire primaire est défini comme soutenable s'il génère un ratio dette publique/PIB constant, étant donné une cible déterminée du taux de croissance économique et un taux d'intérêt réel constant. Dans ce cadre, en supposant pour un pays développé que le montant des recettes de seigneurage est minime et que toute la dette du secteur public est libellée en unités monétaires domestiques, le ratio du solde primaire soutenable est déterminé en maintenant la variation du ratio de la dette au PIB égal à 0 (zéro). Ainsi, en reprenant l'équation (2.6), nous pouvons écrire :

$$\Delta dp_t = [(r_t - g_t)/(1 + g_t)] \cdot dp_{t-1} - sbp_t = 0 \quad (2.7)$$

Ceci implique que :

$$[(r_t - g_t)/(1 + g_t)] \cdot dp_{t-1} = sbp_t \quad (2.8)$$

Nous démontrons que pour que le déficit (ou solde) primaire soit soutenable, il faut qu'il soit maintenu chaque année à un niveau déterminé par l'équation (2.8), c'est-à-dire à un niveau compatible avec la constance du ratio dette publique/PIB. Si le taux d'intérêt réel est supérieur au taux de croissance économique, ce qui est le cas dans la plupart des pays, surtout développés, il est nécessaire de dégager un excédent primaire pour maintenir stable le ratio dette publique/PIB. En effet, il est aisé de constater que si $(r_t - g_t) > 0$, sbp doit être positif, ce qui implique que le budget primaire doit dégager un solde excédentaire.

1.2- Essai d'examen et de reformulation de l'approche comptable de la soutenabilité dans le contexte d'une économie en développement : une application au cas du Maroc

En prenant en considération les spécificités des économies en développement, il est possible de reformuler l'approche comptable de la soutenabilité des déficits publics. La reformulation d'une telle approche nous permettra d'effectuer d'un exercice d'application pour le cas marocain.

1 - Si g est le taux réel de la croissance économique, g sera généralement petit (tendant vers zéro) et le rapport $(r_t - g_t)/(1 + g_t)$ tendra vers $(r_t - g_t)$.

2. Cependant, dans plusieurs cas, surtout dans les pays développés, le taux de croissance réel de l'économie est inférieur au taux d'intérêt réel. En théorie (voir Abel et al., 1989), une économie où le taux de croissance économique est supérieur au taux d'intérêt réel est qualifiée de dynamiquement inefficace en ce sens qu'elle sur-accumule des capitaux.

1.2.1 : Reformulation de l'approche comptable de la soutenabilité pour les pays en développement

En prenant en compte l'importance du financement des déficits par la création monétaire et l'endettement extérieur dans les pays en développement, il est possible de reformuler l'approche comptable de la soutenabilité.

1.2.1.1 : Importance du financement des déficits par la création monétaire et l'endettement extérieur

L'une des caractéristiques fondamentales de la politique budgétaire dans les pays en développement réside dans le fait que les montants du financement monétaire des déficits publics est parfois élevé en comparaison avec les pays industrialisés et qu'une grande partie de la dette extérieure est libellée en devises étrangères.

Comme le constatent Easterly et Schmidt-Hebbel (1994 : 42), *"le seignuriage est principalement un phénomène de pays en voie de développement - parmi les pays industrialisés, seules la Grèce, l'Italie et l'Espagne ont un ratio de seignuriage au PIB supérieur à 1%. Le seignuriage moyen est plus que le double de ce niveau dans les pays en voie de développement"*¹.

Ainsi, étant donné que les gouvernements dans les pays en voie de développement financent les déficits publics aussi bien par la dette intérieure et extérieure que par la création monétaire, il importe de réécrire la contrainte budgétaire du gouvernement en tenant compte de ces spécificités.

En réécrivant la contrainte budgétaire du gouvernement, représentée par l'équation (10); nous aurons :

$$DPI_t + E.DPE_t + M_t = (1+i).DPI_{t-1} + (1+i^*).E.DPE_{t-1} + M_{t-1} - SBP_t \quad (2.9)$$

où DPI , DPE et M indiquent respectivement le stock nominal de la dette intérieure, le stock nominal de la dette extérieure en monnaie étrangère et la monnaie de base, i est le taux d'intérêt nominal sur la dette intérieure, i^* est le taux d'intérêt nominal sur la dette extérieure, E est le taux de change nominal; les autres variables sont comme déjà définies.

L'équation (2.9) signifie tout simplement que les stocks de la dette monétaire (M) et non monétaire (DPI et DPE) en période t sont égaux aux stocks en période $t-1$, majorés du déficit budgétaire global ($i.DPI + i.DPE + DBP$). En manipulant l'équation (2.9), nous obtiendrons :

$$\Delta DPI_t + \Delta E.DPE_t + \Delta M_t = i.DPI_{t-1} + i^*.E.DPE_{t-1} - SBP_t \quad (3)$$

L'équation (3) représente la contrainte budgétaire du secteur public. Si le budget primaire est déficitaire ($SBP < 0$), la contrainte budgétaire égalise le déficit nominal total au dessus de

1. L'étude d'Easterly et Schmidt-Hebbel (1994) est basée sur des données statistiques concernant 35 pays en développement et 15 pays industrialisés sur la période 1970-1988. Le seignuriage est calculé par le ratio au PIB réel de la somme annuelle des variations mensuelles déflatées par l'indice des prix à la consommation de la monnaie de base. Parmi les pays industrialisés, la Grèce, l'Espagne et l'Italie ont les montants de seignuriage les plus élevés, soit respectivement 2,8, 2,3 et 2,2 pour cent du PIB. Les douze autres pays industrialisés n'enregistrent en moyenne que moins de 0,40% de seignuriage. Quant aux 35 pays en voie de développement pris en considération, ils enregistrent 2,1% de seignuriage en moyenne, avec les ratios les plus élevés pour la Jordanie (5%), l'ex - Zaïre (4,4%), l'Argentine (4,2%), le Chili (3,7%), le Pérou (3,6%), la Turquie (3,4%), le Ghana et le Mexique (3,1% chacun), et la Bolivie (2,9%). Dans une autre étude, Fischer (1982) a trouvé des ratios de seignuriage de valeurs similaires pour un groupe de pays en voie de développement.

la ligne (c'est-à-dire la somme du déficit nominal et des paiements nets d'intérêts, soit $DBG = DBP + \text{intérêts}$) et les sources de financement au dessous de la ligne (c'est-à-dire la variation absolue de la dette publique monétaire et non monétaire).

En divisant par le PIB nominal et en considérant que le budget primaire est déficitaire ($DBP = -SBP$), nous aurons :

$$dbp + i.dpi + i^*.dpe^* = \Delta dpi + \Delta dpe^* + \Delta m \quad (3.1)$$

où les variables en minuscules sont des ratios au PIB nominal.

Puisque l'approche comptable de la soutenabilité des déficits publics exige la constance des ratios au PIB des stocks de la dette publique monétaire (M) et non monétaire (DPI et DPE), le taux de croissance de ces stocks dans le temps doit être toujours égal au taux de croissance du PIB nominal. Ce dernier, noté ρ , peut être déterminé comme suit :

$$\rho = d(\text{Log PIB}) = d(\text{Log}(P.Y)) = \frac{1}{P}.dP + \frac{1}{Y}.dY = \pi + g \quad (3.2)$$

où P et Y désignent respectivement le déflateur du PIB et le PIB réel; π et g sont respectivement le taux d'inflation et le taux de croissance du PIB réel.

En prenant en considération la condition (3.2), nous obtiendrons :

$$dbp + i.dpi + i^*.dpe = (p + g)(dpi + m) + (p + g - s)dpe \quad (3.3)$$

Ceci nous donne :

$$\begin{aligned} dbp &= (p + g - i).dpi + (p + g).m + (p + g - s - i^*).dpe \\ &= (g - (i - p)).dpi + (p + g).m + (p + g - s - i^* + p^* - p^*).dpe \\ &= (g - (i - p)).dpi + (p + g).m + (g - (i^* - p^*) - (s + p^* - p)) \end{aligned} \quad (3.4)$$

Dans l'expression (3.4), s est le taux de variation du taux de change nominal appliqué à la dette extérieure en vue de l'exprimer en unités monétaires nationales. On déduit ce taux de variation de $(\pi + g)$ parce qu'il est à même d'augmenter le financement extérieur en monnaie nationale du déficit budgétaire au delà du taux de croissance du PIB nominal si s est négatif (appréciation nominale) ou de le diminuer en deçà du taux de croissance du PIB nominal si s est positif (dévaluation nominale). L'expression $(i - \pi)$ dans l'équation (3.4) est le taux d'intérêt réel (r) de la dette publique domestique, $(i^* - \pi^*)$ est le taux d'intérêt réel étranger (r^*), π^* étant le taux d'inflation étranger. Quant à l'expression $(s + \pi^* - \pi)$ à droite de l'équation (3.4), elle représente le taux de variation du taux de change réel (e). En effet, nous pouvons exprimer le taux de change réel (λ) comme étant le taux de change nominal " E " (nombre d'unités monétaires nationales pour une unité monétaire étrangère) multiplié par le rapport entre un indice des prix étrangers (P^*) et un indice des prix domestiques (P). Formellement, nous pouvons écrire :

$$\lambda = E.(P^*/P) \quad (3.5)$$

Le taux de variation du taux de change réel s'écrira alors :

$$e = d\left(\text{Log}\left(E.\frac{P^*}{P}\right)\right) = \frac{dE}{E} + \frac{dP^*}{P^*} - \frac{dP}{P} = s + \pi^* - \pi \quad (3.6)$$

Ainsi, l'équation (3.4) devient :

$$dbp = (g - r).dpi + (\pi + g).m + (g - r^* - e).dpe \quad (3.7)$$

C'est cette dernière équation qui nous permettra d'apprécier la soutenabilité des déficits suivant l'approche comptable.

1.2.1.2 : Soutenabilité et sources de financement des déficits

L'équation (3.7) exprime le déficit public primaire soutenable¹ selon l'approche comptable de la solvabilité du secteur public et montre que la condition de soutenabilité exige que le déficit primaire en proportion du PIB ne doit pas excéder la somme de trois sources de financement :

- les recettes dues à la taxe d'inflation sur la base monétaire (soit $\pi.m$) et à l'augmentation de la demande de monnaie de base due à la croissance économique réelle (soit $g.m$);
- l'excédent de la croissance domestique sur le taux réel de la dette publique intérieure (soit $(g - r).dpi$);
- l'excédent de la croissance domestique sur le coût réel² de la dette publique extérieure (soit $(g - r^* - e).dpe$).

Ainsi, les déficits budgétaires primaires sont considérés soutenables s'ils n'impliquent pas des parts croissantes de la dette et de la monnaie de base par rapport au PIB. En l'absence de demandes explicites pour les titres publics (voir Buiter, 1983, 1985, 1990; Van Wijnbergen, 1989), l'approche comptable de la solvabilité du secteur public définit la soutenabilité dans un sens plus restrictif, c'est-à-dire en maintenant constants les ratios à l'output de la dette monétaire et non monétaire³.

1.2.2 : Application de l'approche comptable de la soutenabilité au cas marocain

Nous proposons d'appliquer l'approche comptable de la soutenabilité au cas marocain. Pour cela, il importe d'abord d'estimer les ratios au PIB des stocks de la dette monétaire et non monétaire pour une année de base avant d'envisager les scénarios possibles et de conduire des exercices de simulation.

1- Il existe plusieurs formules permettant d'exprimer la soutenabilité de la politique budgétaire puisqu'elles sont basées sur des variantes différentes de la contrainte budgétaire de l'Etat. Ainsi, Ghani et Zang (1995) ont utilisé la formule suivante pour le cas de l'Ethiopie : $dbp = (g - r).dp + d(dp) + (\pi + g).m$, dp étant la dette publique et les autres variables sont comme déjà définies. Nous pensons que cette formule est moins précise que celle que nous utilisons parce qu'elle ne prend pas en compte la différence entre la dette intérieure et la dette extérieure pour un pays en voie de développement, et elle intègre la variation de la dette publique (c'est-à-dire $d(dp)$) parmi les sources de financement du déficit (au dessous de la ligne). En fait, la soutenabilité exige que les variations absolues des stocks de la dette monétaire et non monétaire s'annulent. En ce sens, nous avons obtenu l'équation (3.7) de la soutenabilité des déficits primaires en annulant les variations absolues des stocks. En effet, la contrainte budgétaire de l'Etat dans un pays en voie de développement implique que le déficit primaire en proportion du PIB ne doit pas dépasser la somme de six sources de financement ($d(dpi)$; $d(m)$; $d(E.dpe^*)$; $(g - r).dpi$; $(\pi + g).m$ et $(g - r^* - e).E.dpe^*$). Ceci implique que :

$$dbp = d(dpi) + d(m) + d(E.dpe^*) + (g - r).dpi + (\pi + g).m + (g - r^* - e).E.dpe^*$$

La condition de la soutenabilité exige que $d(dpi) = d(m) = d(E.dpe^*) = 0$, ce qui nous donne l'équation (3.7).

2- $(r^* + e).dpe$ représente le coût réel total de la dette extérieure. C'est tout simplement les intérêts réels de la dette ($r^*.dpe$) majorés des pertes dues à la dévaluation réelle (si $e > 0$) ou minorés des gains dus à l'appréciation réelle du taux de change (si $e < 0$).

3- Comme l'exprime Garcia (1998 : 5), "dans un sens strict, toute chose est une dette. La monnaie est seulement un type spécial de dette non porteuse d'intérêts"

1.2.2.1 : Estimation des ratios au PIB des stocks de la dette publique monétaire et non monétaire et les scénarios possibles

Les stocks de la dette intérieure, de la dette extérieure et de la monnaie de base sont estimés à 42%, 57% et 20% du PIB pour l'année 1997. L'équation de base destinée à conduire les tests de soutenabilité est celle représentée par l'équation (3.7).

$$dbp = (g - r).dpi + (\pi + g).m + (g - r^* - e).dpe \quad (3.8)$$

où dbp , dpi , m et dpe désignent respectivement les ratios au PIB du déficit budgétaire primaire, du stock de la dette publique intérieure, de la monnaie de base et du stock de la dette extérieure. g , π , r , r^* et e indiquent respectivement le taux de croissance économique, le taux d'inflation intérieur, le taux d'intérêt réel domestique et le taux d'intérêt réel étranger.

Tableau N° 11 : ESTIMATION DES DEFICITS BUDGETAIRES SOUTENABLES POUR LE CAS DU MAROC (EN % DU PIB) EN ADOPTANT L'APPROCHE COMPTABLE.

| | Scénarios | | |
|--|-----------|---------|----------|
| | Base | Haut | Bas |
| <u>Variables macro-économiques :</u> | | | |
| Taux de croissance réel | 0,02500 | 0,0600 | 0,02000 |
| Taux d'intérêt nominal domestique | 0,06000 | 0,0700 | 0,08000 |
| Taux d'inflation domestique | 0,03000 | 0,0400 | 0,05000 |
| Taux d'intérêt réel intérieur | 0,03000 | 0,0300 | 0,03000 |
| Taux d'intérêt nominal extérieur | 0,05000 | 0,0500 | 0,06000 |
| Taux d'inflation étranger | 0,03000 | 0,0300 | 0,03000 |
| Taux d'intérêt réel extérieur | 0,02000 | 0,0200 | 0,03000 |
| Dépréciation du taux de change réel | 0,02000 | 0,0100 | 0,05000 |
| <u>Déficit budgétaire soutenable :</u> | | | |
| Taxe d'inflation ($\pi.m$) | 0,00600 | 0,0080 | 0,01000 |
| Seigneuriage dû à la croissance réelle ($g.m$) | 0,00500 | 0,0120 | 0,00400 |
| Effet dette domestique ($(g - r).dpi$) | -0,00210 | 0,0126 | -0,00420 |
| Effet dette extérieure ($(g - r^*).E.dpe$) | 0,00285 | 0,0228 | -0,00570 |
| Gains de capital sur la dette extérieure | -0,01140 | -0,0057 | -0,02850 |
| Déficit budgétaire primaire soutenable | 0,00035 | 0,0497 | -0,02440 |
| Paiements d'intérêts sur la dette intérieure | 0,02520 | 0,0294 | 0,03360 |
| Paiements d'intérêts sur la dette extérieure | 0,02850 | 0,0285 | 0,03420 |
| Déficit budgétaire global soutenable | 0,05405 | 0,1076 | 0,04340 |

Source : nos estimations sur la base de données brutes de la Direction de la Statistique, de la Banque Mondiale, du FMI et du Ministère des Finances.

Nous envisageons trois scénarios possibles : un scénario de base, un bas scénario et un haut scénario. Le scénario de base suppose que le taux de croissance réel se situe aux alentours de 2,25% par an, soit la moyenne annuelle du taux de croissance économique durant la période 1990-1997. Il suppose également que le taux d'intérêt réel intérieur est de l'ordre de 3%. Quant au taux d'intérêt réel étranger, il est supposé être de l'ordre de 2% par an, et le taux de change réel est supposé se déprécier de 2%.

Le bas scénario suppose que le taux de croissance est légèrement moins élevé (de l'ordre de 2%) et que le taux d'intérêt réel intérieur est d'environ 3%. Quant au taux d'intérêt réel

étranger, il est supposé être de 3%, et le taux de dévaluation réelle est de 5%, reflétant le besoin pressant d'une dépréciation réelle du Dirham, notamment en vue de stimuler les exportations.

Le haut scénario suppose que le taux de croissance économique est de l'ordre de 6% par an, compatible avec les projections intentionnées du gouvernement, que le taux d'intérêt réel intérieur est d'environ 3% et que le taux de change réel se déprécie de 1%. Quant au taux d'intérêt réel extérieur, il est supposé être de l'ordre de 3%.

1.2.2.2 : Les simulations : un degré de soutenabilité budgétaire dépendant de l'évolution anticipée des variables macro-économiques fondamentales

Le tableau 11 présente les résultats de simulation des soldes budgétaires primaires et globaux au Maroc, en conformité avec la structure estimée des exigibilités publiques monétaires et non monétaires ainsi qu'avec les hypothèses faites sur l'évolution des variables macro-économiques dans le cadre des trois scénarios ci-dessus envisagés.

La première partie du tableau résume les variables macro-économiques exigées pour appliquer l'équation du déficit primaire soutenable. Quant à la deuxième partie du tableau 11, elle présente une décomposition des déficits budgétaires primaire et global. Dans le cadre du scénario de base, le budget peut dégager un déficit primaire de l'ordre de 0,035 % du PIB au plus pour que la politique budgétaire demeure soutenable. Ceci correspond à un déficit budgétaire global soutenable de l'ordre de 5,40% du PIB. Le bas scénario est plus exigeant : la condition de soutenabilité implique que le budget doit dégager un surplus primaire de l'ordre de 2,44% du PIB, correspondant à un déficit budgétaire global soutenable de l'ordre de 4,34 % du PIB. Quant au haut scénario, il voit l'avenir plus rose en supposant un taux de croissance économique nettement plus élevé et un taux de change réel relativement stable. De ce fait, le budget peut continuer à enregistrer un déficit primaire de l'ordre de 4,97% du PIB, correspondant à un déficit global de 10,76 % du PIB.

2- Approche de la contrainte de la valeur actuelle

C'est une approche dont l'exigence est moins prononcée que celle de l'approche comptable qui impose la constance dans le temps des ratios dette/PIB. Elle vise à tester la condition de l'absence du schéma de Ponzi (*no Ponzi game*) de la dette publique en s'inspirant de l'approche néoclassique de la solvabilité. Dans le cadre de la présente sous-section, nous tenterons d'exposer les premières formulations de la contrainte de la valeur actuelle ainsi que les tests économétriques y afférentes avant d'essayer de reformuler l'approche pour les pays en voie de développement et de l'appliquer au cas du Maroc.

2.1- Les premières formulations et les tests économétriques de la contrainte de la valeur actuelle

Nous présentons dans ce qui suit, un aperçu général de la contrainte de la valeur actuelle et nous discuterons les tests économétriques et les travaux empiriques en la matière.

2.1.1: Aperçu analytique général de la contrainte de la valeur actuelle

Développée par Hamilton et Flavin (1988), Grilli (1989), Wilcox (1989), Buitier et Patel (1990) et Blanchard (1990), l'approche de la contrainte de la valeur actuelle teste la solvabilité du secteur public en comparant le taux de croissance du ratio de la dette publique et le taux d'intérêt réel. "Si le ratio de la dette augmente systématiquement plus vite que le taux d'intérêt

réel, le secteur public est considéré insolvable" (Easterly et Schmidt-Hebbel, 1994 : 68). Parmi les applications, nous pouvons citer les études récentes effectuées par Buiter et Patel (1990) pour l'Inde et Werner (1991) pour le Mexique.

2.1.1.1 : Origine et interprétation économique des tests de validité de la contrainte de la valeur actuelle

Comme nous l'avons déjà souligné, toutes les approches de soutenabilité de la politique budgétaire ou de la solvabilité du secteur public, pour un pays industrialisé, où le montant du financement monétaire est minime et la dette publique est totalement libellée en monnaie nationale, partent de l'équation (2) matérialisant la contrainte budgétaire du secteur public. Effectivement, l'approche de la contrainte de la valeur actuelle commence par l'équation (2) et l'itère T périodes, ce qui donne :

$$DP_{t-1} = \sum_{j=0}^T \left(\frac{SBP_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} \right) + \frac{DP_{T+1}}{(1+r)^{T+1}} \quad (3.9)$$

Pour la simplicité de l'exposé, on suppose ici que le taux d'intérêt réel (r) est constant dans le temps¹. La condition de l'absence du schéma de Ponzi (*no Ponzi game*) implique que le dernier terme de l'équation (3.9) tend vers zéro, ce qui nous donne :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{DP_{T+1}}{(1+r)^{T+1}} = 0 \quad (3.10)$$

La condition (3.10) implique que la valeur actuelle de la dette publique dans le futur infini converge vers zéro. Pour que ceci puisse se produire, le stock de la dette réelle, qui est au numérateur, doit croître plus lentement que le taux d'intérêt réel qui est le taux de croissance du dénominateur².

La condition (3.10) de l'absence du schéma de Ponzi est particulièrement justifiée par le fait que les prêteurs pourraient probablement ne pas avoir la volonté de permettre à l'Etat de payer perpétuellement leurs intérêts courants en empruntant encore davantage (Cuddington, 1997)³. Si les prêteurs ont la volonté de permettre ceci à l'Etat, la dette pourrait croître à un taux égal au taux d'intérêt réel, ce qui implique que la dette réelle anticipée ne convergerait pas vers zéro.

Imposer la condition de non présence du schéma de Ponzi implique que la dette publique à tout point dans le temps, doit être égale à la valeur actuelle des soldes primaires futurs anticipés. Garcia (1998 : 5) exprime clairement cette condition en affirmant que "*le trésor*

¹ - Certains tests économétriques exigent l'hypothèse forte que le taux d'intérêt réel soit constant, mais d'autres tests exigent seulement l'hypothèse que le taux d'intérêt réel soit stationnaire, en ce sens qu'il n'a ni une racine unitaire, ni un trend stochastique ni un élément de marche aléatoire (*random-walk element*). Cependant, comme l'a montré Rose (1988), même l'hypothèse de stationnarité n'est pas exempte de controverses.

² - En effet, le taux de croissance du dénominateur dans l'équation (3.10) peut s'écrire :

$$\frac{(1+r)^{T+1} - (1+r)^T}{(1+r)^T} = r$$

³ - Dans ce cadre, Cuddington (1997 : 7) estime que "*la limite essentielle de l'approche comptable de la soutenabilité est qu'elle tente de déterminer le déficit budgétaire finançable en faisant des hypothèses suivant lesquelles les exigibilités publiques peuvent continuer à croître au taux de croissance du PIB, de telle sorte que les ratios dette/PIB demeurent constants. Ceci laisse plus vague le rôle que les prêteurs jouent finalement dans la détermination des types de stratégies de dette qui sont soutenables et de celles qui ne le sont pas. L'approche de la contrainte de la valeur actuelle est plus explicite dans ce cas*".

serait solvable si la valeur actuelle de ses soldes primaires futurs (non compris les paiements d'intérêts) égale le stock de sa dette en cours"¹. En d'autres termes, imposer la condition (3.10) revient à dire que² :

$$DP_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{SBP_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} \right) \quad (3.11)$$

L'importance de la contrainte (3.11) a été bien soulignée par Wilcox (1989), l'un des pionniers dans ce domaine de recherche. Il estime que la politique budgétaire est contrainte par le besoin de financer le déficit. Virtuellement, toute tendance des déficits serait soutenable s'il est possible d'emprunter davantage pour servir la dette publique. Au sein de certaines économies - modèles, il est possible de faire exactement cela (Diamond, 1965). Au sein de telles économies, dénommées dynamiquement inefficaces, une augmentation de la dette courante n'a aucune implication pour les déficits futurs.

Au sein d'économies dynamiquement efficaces (Abel et al., 1991; Cuddington, 1997), le secteur public affronte une contrainte de la valeur actuelle, appelée comme ça parce qu'elle stipule que la valeur courante de marché de la dette publique égale la somme actualisée des soldes primaires futurs anticipés (équation (3.11)).

Une question importante consiste à savoir comment on peut interpréter exactement les tests de validité de la contrainte de la valeur actuelle (équation (3.10)) ou de la condition de non présence du schéma de Ponzi (équation (3.11)). Une telle question est suscitée par une littérature empirique récente initiée par la contribution de Hamilton et Flavin (1986). Doit-on interpréter les tests de validité de la contrainte de la valeur actuelle comme étant des tests de solvabilité de l'Etat? Doit-on, au contraire, les interpréter comme étant des tests de soutenabilité de la politique budgétaire courante? (voir par exemple, Cohen, 1996, pour une étude intéressante de la soutenabilité de la dette africaine). Selon Garcia (1998 : 15), "*une distinction est parfois faite entre la solvabilité de l'Etat et la soutenabilité de la politique budgétaire. Cette distinction est importante parce que le critère de la solvabilité de l'Etat est plus large : il prend en compte la richesse nette de l'Etat. Un Etat est solvable s'il a une richesse nette positive : la valeur anticipée des flux globaux de ces revenus provenant de tous ses actifs, moins les flux de ses dépenses totales, est positive*". En revanche, le dégagement de soldes opérationnels positifs permanents est une condition suffisante pour la soutenabilité de la dette du trésor; il s'agit ici d'un critère plus étroit que celui de la solvabilité.

Parmi les auteurs qui ont interprété la contrainte de la valeur actuelle comme étant un critère de solvabilité de l'Etat, nous pouvons citer Agenor et Montiel (1996 : 123) qui estiment que "*la solvabilité exige que les plans budgétaires prospectifs de l'Etat satisfassent la contrainte budgétaire de la valeur actuelle*". En revanche, Wilcox (1989), Hakkio et Rush (1991) et Cuddington (1997) interprètent les tests de la contrainte de la valeur actuelle comme étant des tests de soutenabilité de la politique budgétaire courante. Comme l'exprime Cuddington (1997 : 10), "*il est plus approprié de considérer les tests de la contrainte de la valeur actuelle comme étant des tests de soutenabilité de la politique budgétaire actuelle non comme étant des tests de solvabilité. Une analyse de solvabilité devrait considérer toutes les politiques*

1- Garcia (1998 : 5) affirme également que "la dette publique peut être définie comme un stock résultant de l'accumulation des flux de déficits du secteur public".

2 - Il importe de souligner ici que le taux d'intérêt réel (r) doit être positif ($r > \pi$) pour que la valeur actuelle des soldes primaires futurs soit finie (Cuddington, 1997). En effet, nous démontrons que si $r < 0$, nous aurons :

$$\lim_{j \rightarrow \infty} (1+r)^{j+1} = 0; \text{ ce qui implique que } \lim_{t \rightarrow \infty} DP_{t-1} = \infty.$$

économiques concevables de l'Etat, et se demander s'il existe n'importe quelle politique économiquement et politiquement possible, qui satisferait la contrainte de la valeur actuelle, étant donné la valeur de la dette publique courante. S'il n'y en a pas, l'Etat est considéré comme insolvable".

2.1.1.2: Réécriture de la non présence du schéma de Ponzi en termes de ratios au PIB

En vue de lier les tests de la contrainte de la valeur actuelle à l'approche comptable de la soutenabilité des soldes publics, il serait intéressant de réécrire la condition de non présence du schéma de Ponzi en termes de ratios au PIB.

Comme le montrent Hakkio et Rush (1991 : 430), une telle analyse est intéressante d'autant plus qu'elle est plus appropriée pour des économies en croissance. Or, une telle affirmation serait erronée, selon Cuddington (1997), lorsqu'on fait intervenir la croissance du PIB, mais elle est peut-être valide quand la croissance de la population est impliquée. Dans ce qui suit, nous nous pencherons sur cette question avec plus d'analyse, en reprenant les idées de Hakkio et Rush (1991) et de Cuddington (1997) et en les approfondissant.

En reprenant l'équation (2) et en normalisant par le PIB tout en utilisant l'identité ($Y_t = (1 + g)^j \cdot Y_{t-j}$; où Y est le PIB réel et g est le taux de croissance de Y), nous obtenons l'équation (2.5) ci-dessus. En supposant que le taux d'intérêt réel (r) et le taux de croissance (g) sont constants dans le temps, la substitution en (2) induit une expression analogue à l'équation (3.9); soit :

$$dp_0 = \sum_{j=0}^T \left[\left(\frac{1+g}{1+r} \right)^{j+1} \left(\frac{SBP_j}{PIB_j} \right) \right] + \left(\frac{1+g}{1+r} \right)^{T+1} \frac{DP_{T+1}}{PIB_{T+1}} \quad (3.12)$$

Les expressions (3.11) et (3.12) sont analogues mais la dernière est exprimée sous forme de ratios au PIB.

La condition de non présence du schéma de Ponzi (*no Ponzi game*) prend ainsi la forme suivante :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left[\frac{1+g}{1+r} \right]^{T+1} \frac{DP_{T+1}}{PIB_{T+1}} = 0 \quad (3.13)$$

La condition (3.13) matérialise la contrainte de la valeur actuelle (non présence du schéma de Ponzi) exprimée en ratios. Le facteur d'actualisation approprié utilisé est alors le rapport $[(1+g)/(1+r)]$ qui prend en compte le taux de croissance de la variable utilisée dans le dénominateur du ratio.

A première vue, on pourrait croire que la condition (3.13) semble exiger que $r > g$. En fait, il n'en est rien. La condition (3.13) est en fait identique à la condition (3.10), même si la première est exprimée en ratios alors que la deuxième est exprimée en valeur. En utilisant la fameuse identité ($Y_{t-1} \cdot (1+g) = Y_t$), où Y est le PIB réel et g est le taux de croissance de Y , on peut montrer que ni l'expression (3.12) ni l'expression (3.13) ne dépend du taux de croissance du PIB réel (g). En effet, en développant l'équation (3.12), nous aurons :

$$\begin{aligned}
dp_{t-1} &= \sum_{j=0}^{\infty} \left[\left(\frac{1+g}{1+r} \right)^{j+1} \left(\frac{SBP_{t+j}}{PIB_{t+j}} \right) \right] + \left(\frac{1+g}{1+r} \right)^{t+1} \frac{DP_{T+1}}{PIB_{T+1}} \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \left[\frac{(1+r)^{-(j+1)} \cdot SBP_{t+j}}{(1+g)^{-(j+1)} \cdot PIB_{t+j}} \right] + \frac{(1+r)^{-(T+1)} \cdot DP_{T+1}}{(1+g)^{-(T+1)} \cdot PIB_{T+1}} \\
&= \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(1+r)^{-(j+1)} \cdot SBP_{t+j}}{PIB_0} + \frac{(1+r)^{-(T+1)} \cdot DP_{T+1}}{PIB_0}
\end{aligned} \tag{3.14}$$

Comme le montre l'expression (3.14), la contrainte de la valeur actuelle ne dépend pas du taux de croissance même lorsque ladite contrainte est exprimée en termes de ratios au PIB. De même, la condition de la non présence du schéma de Ponzi (*no Ponzi game*) n'en dépend pas. En effet, lorsque la contrainte de la valeur actuelle est exprimée en ratios au PIB, la condition de la non présence du schéma de Ponzi devient :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{(1+r)^{-(T+1)} \cdot DP_{T+1}}{PIB_0} = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{PIB_0} \cdot \frac{DP_{T+1}}{(1+r)^{T+1}} \right) \tag{3.15}$$

La condition (3.15) est ainsi analogue à la condition (3.10) parce que l'une et l'autre exigent que le rapport $(DP_{T+1} / (1+r)^{T+1})$ tende vers zéro¹, c'est-à-dire que la dette publique augmente moins rapidement que le taux d'intérêt réel qui est le taux de croissance du dénominateur du rapport². PIB_0 étant une constante, le taux de croissance du PIB ($g = PIB_1 / PIB_0 - 1$) n'est pas une variable pouvant déterminer la condition de non présence du schéma de Ponzi¹.

¹ - Considérons un exemple illustratif de la soutenabilité de la politique budgétaire. Soit une économie où le PIB réel croît au taux g indépendamment du niveau des dépenses publiques et de la fiscalité (donc d'une manière exogène aux finances publiques), même si la littérature récente a montré combien cette hypothèse est trop restrictive (Voir par exemple, les modèles de croissance endogène de Barro (1991) et de Barro et Sala-i-Martin (1995) qui montrent que la politique budgétaire peut affecter le taux de croissance économique). Une règle simple de la politique budgétaire pourrait être de :

- i) maintenir constant le ratio au PIB des dépenses publiques hors intérêts (G), soit : $G / PIB = \gamma$,
- ii) taxer le revenu au taux τ , soit : $T / PIB = \tau$,
- iii) financer tout déficit primaire résultant de (a) et (b) en émettant des titres en monnaie locale à un taux d'intérêt réel (r) constant.

Le solde budgétaire global s'écrira alors :

$$SBG_t = (\tau - \gamma) \cdot PIB_t$$

En supposant que le solde budgétaire global croît au taux de croissance du PIB (soit g), SBG s'écrira :

$$SBG_t = (\tau - \gamma) \cdot PIB_0 \cdot (1+g)^t$$

En itérant l'équation (2) décrivant la dynamique de l'accumulation de la dette et en insérant l'expression précédente, nous aurons :

$$DP_0 = SBP_0 / (r - g) = (\tau - \lambda) PIB_0 / (r - g)$$

Pour déterminer si la règle simple de politique budgétaire ci-dessus décrite est soutenable, il faut d'abord trouver la valeur actuelle nette des soldes budgétaires primaires futurs, déterminée par l'expression (3.9). Si cette valeur est supérieure au stock courant de la dette publique, la politique budgétaire est soutenable en ce sens qu'elle ne viole pas la contrainte budgétaire inter-temporelle de l'Etat. Dans le cas contraire, la politique budgétaire est déclarée insoutenable.

² - Parfois, une définition différente de la soutenabilité est utilisée : la politique budgétaire est considérée comme soutenable si la tendance temporelle du ratio dette / PIB est bornée, c'est-à-dire qu'il ne continue pas à croître sans limite. Ce critère semble plus fort que la contrainte de la valeur actuelle. Comme le montre Cuddington (1997 : 13), "dans dans conditions où le taux d'intérêt réel est supérieur au taux de croissance du PIB, le bornage du ratio au PIB de la dette est un critère plus fort que la contrainte de la valeur actuelle". En général, si $r > g$, la contrainte de la valeur actuelle est moins forte alors que si le taux de croissance de la dette (ζ) est inférieur à r , le critère de la contrainte de la valeur actuelle est plus fort que celui du

2.1.2: Les tests économétriques et les travaux empiriques sur la contrainte de la valeur actuelle dans les pays développés

Certains travaux empiriques concernant l'approche de la contrainte de la valeur actuelle ont été réalisés dans les pays développés et leurs résultats dépendent évidemment du degré de validité des hypothèses auxiliaires retenues (Cuddington, 1997).

2.1.2.1: Méthodologie des tests économétriques de la contrainte de la valeur actuelle : les travaux pionniers de Hamilton et Flavin

Le travail pionnier de Hamilton et Flavin (1984) a permis de tester une version de la condition de non présence du schéma de Ponzi. En ce sens, le taux d'intérêt réel *ex - post* sur la dette publique à chaque période (r_t) a été remplacé par un taux d'intérêt moyen noté r . la contrainte de financement du secteur public deviendra alors :

$$DP_t = (1+r)DP_{t-1} - SBP_t + (r_t - r)DP_{t-1} = (1+r)DP_{t-1} - SBP_t + V_t \quad (4)$$

où V_t est un terme d'erreur capturant la déviation du taux d'intérêt par rapport à sa moyenne.

En itérant, on obtient :

$$DP_{t-1} = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(DP_{t+T} (1+r)^{-(T+1)} \right) + \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-(j+1)} SBP_{t+j} + \zeta_t \quad (4.1)$$

où $\zeta_t = \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-(j+1)} V_{t+j}$; ζ_t étant supposé stationnaire et de moyenne nulle.

En introduisant les espérances mathématiques, on obtient :

$$DP_{t-1} = E_t \lim_{T \rightarrow \infty} (1+r)^{-(T+1)} DP_{t+T} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-(j+1)} SBP_{t+j} \quad (4.2)$$

Selon Hamilton et Flavin (1984), la contrainte de la valeur actuelle est satisfaite si :

$$E_t \lim_{t \rightarrow \infty} (1+r)^{-(1+T)} DP_{t+T} = 0 \quad (4.3)$$

où, d'une manière équivalente, si :

$$DP_{t-1} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-(j+1)} SBP_{t+j} \quad (4.4)$$

Hamilton et Flavin (1984) considèrent la classe des processus de dette satisfaisant la condition :

$$E_t \lim_{T \rightarrow \infty} (1+r)^{-(1+T)} DP_{T+1} = 0 \quad (4.5)$$

où $A0$ est une constante.

Pour cette classe de processus de dette, la contrainte budgétaire de l'Etat peut se réécrire :

bomage du ratio dette / PIB. Si $g < \zeta < r$, la contrainte de la valeur actuelle est satisfaite mais le ratio dette / PIB explose dans le temps (non bomage). Si $\zeta < g < r$, la contrainte de la valeur actuelle est certainement satisfaite. Si la condition de bomage du ratio dette / PIB est satisfaite, ζ doit être inférieur ou au plus égal à g .

1- Il importe cependant de souligner qu'il est un peu étonnant que des analyses empiriques arrivent parfois à des conclusions différentes selon l'utilisation de données en niveaux ou en ratios, même si, comme indiqué ci-dessus, la conversion des conditions de la contrainte de la valeur actuelle et de la non présence du schéma de Ponzi en ratios les laisse in affectées (voir Hakkio et Rush, 1991; Cuddington, 1997; Garcia, 1998).

$$DP_{t-1} = A_0(1+r)^t + \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-(j+1)} \cdot SBP_{t+j} + \zeta_t = A_0(1+r)^t + VASBP_t + \zeta_t \quad (4.6)$$

où $VASBP$ est la valeur actuelle nette des soldes budgétaires primaires futurs

Dans cette classe de processus de dette, seuls les processus impliquant $A_0 = 0$ satisfont la contrainte de la valeur actuelle. Ainsi, tester la contrainte de la valeur actuelle revient à tester l'hypothèse $A_0 = 0$ contre l'hypothèse $A_0 \neq 0$. Or, les techniques de séries chronologiques nous enseignent que si $VASBP$ est stationnaire, $A_t = 0$ si et seulement si DP_{t-1} est aussi stationnaire. Ainsi, si SBP et DP sont des séries temporelles stationnaires, la contrainte de la valeur actuelle est nécessairement satisfaite. Les tests de stationnarité sont généralement conduits en utilisant le test Dickey-Fuller augmenté (*augmented Dickey-Fuller test* ou *ADF test*). Ces tests ont permis à Hamilton et Flavin (1984) de rejeter l'hypothèse nulle que SBP et DP sont non stationnaires, concluant ainsi que la contrainte de la valeur actuelle est satisfaite et que la politique budgétaire aux Etat Unis est soutenable.

2.1.2.2: Les études empiriques de Kremers, Trehan et Walsh

Kremers (1988), critiquant Hamilton et Flavin (1984), a montré que leurs régressions sont mal spécifiées parce qu'elles n'incluent pas un nombre suffisant de variables dépendantes retardées : dès l'introduction d'une deuxième variable retardée, le test ADF indique que la série DP est non stationnaire en raison de la présence d'une racine unitaire. Kremers (1988) conclut ainsi que la contrainte de la valeur actuelle n'est pas satisfaite dans le cas américain et s'oppose dès lors à la conclusion de Hamilton et Flavin (1984), suivant laquelle la politique budgétaire américaine est soutenable.

En partant des limites de Hamilton et Flavin (1984), Trehan et Walsh (1991) ont étendu l'analyse pour des cas où le solde budgétaire primaire (SBP) est stationnaire mais le stock de la dette publique (DP) ne l'est pas. Ils montrent que si l'évolution de DP est donnée par la contrainte budgétaire simplifiée du secteur public (soit l'équation (2) ci-dessus), la condition de la non présence du Schéma de Ponzi est satisfaite si et seulement si il existe une combinaison de DP et SBP qui est stationnaire. Le test de l'existence de cette combinaison linéaire se conduirait alors comme suit :

- si SBP est stationnaire, la contrainte de la valeur actuelle est satisfaite si et seulement si DP est également stationnaire; on rejoint alors le test Hamilton-Flavin (1984);
- si SBP est stationnaire en première différence (on dit alors que SBP est intégré d'ordre 1), la contrainte de la valeur actuelle est satisfaite si et seulement si le déficit budgétaire global ($SBG = r \cdot DP_{t-1} - SBP_t$) est stationnaire en niveau (on dit alors que SBG est intégré d'ordre 0). On rejoint alors la théorie de la cointégration qui nous dit que deux ou plusieurs variables sont cointégrées s'il existe une combinaison linéaire de ces variables qui est stationnaire. DP_{t-1} et SBP_t doivent être alors cointégrés avec le vecteur de cointégration égal à $(r \quad -1)$ et qui est constitué des coefficients de l'équation ($SBG = r \cdot DP_{t-1} - SBP_t$).

Les tests de Trehan et Walsh (1991) sur la période 1964-1984, la même que celle considérée par Hamilton et Flavin (1984), indiquent que SBP est stationnaire mais que DP ne l'est pas.

Aucune combinaison linéaire des deux variables n'est stationnaire et donc le processus du budget américain n'est pas soutenable¹.

2.2- Essai de reformulation de la contrainte de la valeur actuelle dans les pays en développement : une application au cas marocain

S'il est généralement possible d'appliquer et de tester la contrainte de la valeur actuelle dans les pays développés, qu'en est-il du cas des pays en voie de développement? En intégrant certaines spécificités des économies du Sud, nous tenterons dans ce qui suit de concevoir une méthodologie de reformulation de la contrainte de la valeur actuelle dans le contexte d'une économie en voie de développement. Nous essaierons ensuite d'appliquer la méthodologie au cas marocain.

2.2.1 : Conception d'une méthodologie de reformulation de la contrainte de la valeur actuelle dans le contexte d'une économie en développement

Notre méthodologie repose sur l'intégration de la création monétaire et de l'endettement extérieur libellé en devises étrangères ainsi que sur la prise en compte d'un solde budgétaire primaire augmenté. Nous présenterons également une méthodologie des tests économétriques.

2.2.1.1 : Intégration de la création monétaire, de l'endettement extérieur libellé en devises étrangères et d'un solde budgétaire primaire augmenté

Comme nous l'avons déjà souligné lors de l'étude de l'approche comptable de la soutenabilité, la politique budgétaire dans les pays en voie de développement est caractérisée par le fait que les montants du seignuriage peuvent être élevés et qu'une grande partie de la dette du secteur public est libellée en devises étrangères.

En prenant en considération ces spécificités, la contrainte budgétaire du secteur public dans les pays en voie de développement peut s'écrire :

$$DPI + DPE + M = (1+r)DPI_{t-1} + (1+r^*)DPE_{t-1} + M_{t-1} - SBP \quad (4.7)$$

où DPI , DPE et M représentent respectivement les stocks de la dette intérieure, de la dette extérieure et de la monnaie de base. r , r^* et SBP indiquent respectivement le taux d'intérêt réel domestique, le taux d'intérêt réel étranger et le solde budgétaire primaire.

1- La contrainte budgétaire inter - temporelle du secteur public pour un pays développé (équation (2)) dépend seulement du solde budgétaire primaire (SBP) et non pas de sa composition en dépenses publiques hors intérêts (G) et des recettes publiques courantes (RPC). Il importe cependant de décomposer SBP de cette manière; ce qui nous donne :

$$DP_t = (1+r) \cdot DP_{t-1} - SBP_t = (1+r) \cdot DP_{t-1} - (RPC_t - G_t)$$

Hakkio et Rush (1991) ont proposé de tester la contrainte de la valeur actuelle en testant si les dépenses publiques totales (c'est-à-dire $G_t + r \cdot DP_{t-1}$) et les recettes publiques courantes (RPC) sont cointégrées et si le vecteur de cointégration est $(1, -1)$. Il importe de bien saisir cette importante proposition de Hakkio et Rush (1991). Son soubassement économique réside dans le fait que la soutenabilité de la politique budgétaire exige que les recettes courantes de l'Etat et son déficit budgétaire global doivent être cointégrées, ce qui revient à dire qu'il doit y avoir une relation d'équilibre à long terme entre elles, ou, toutes choses égales par ailleurs, il faut que la différence entre RPC et $G_t + r \cdot DP_{t-1}$ (c'est-à-dire une sorte de combinaison linéaire entre elles) doit être stationnaire. Dans le cas contraire, les dépenses publiques totales ($G_t + r \cdot DP_{t-1}$) pourraient "exploser" et se situer loin au dessus des recettes publiques courantes (RPC), ce qui implique une explosion du déficit budgétaire global.

Hakkio et Rush (1991) ont appliqué leurs tests aux données américaines du 2^{ème} trimestre 1950 (1950 : II) au quatrième trimestre 1988 (1988 : IV). Pour les deux sous - périodes (1964 : I - 1988 : IV) et (1976 : III - 1988 : IV), ils ont conclu qu'il n'y a pas de cointégration entre $G_t + r \cdot DP_{t-1}$ et RPC . Ainsi, comme Trehan et Walsh (1991), Hakkio et Rush (1991) ont conclu que la politique budgétaire américaine n'est pas soutenable.

Ceci implique que :

$$\Delta DPI + \Delta DPE + \Delta M = r.DPI_{t-1} + r^*.DPE_{t-1} - SBP \quad (4.8)$$

En considérant \bar{r} comme étant une moyenne des taux d'intérêt intérieur et extérieur et DPT comme étant la dette publique totale (intérieure et extérieure)¹, nous aurons :

$$\Delta DPT + \Delta M \equiv \bar{r}.DPT - SBP \quad (4.9)$$

En considérant que l'Etat reçoit également des recettes de seigneurage, nous proposons d'ajouter la taxe d'inflation ($\pi.M$) au déficit primaire standard² pour obtenir ce que le manuel des finances publiques du FMI appelle le "solde primaire augmenté" ($SBPA$). Dans ce cas, nous aurons :

$$\Delta DPT + \Delta M = \bar{r}.DPT_{t-1} - SBPA \quad (4.10)$$

où les variables sont comme déjà définies.

Les tests de soutenabilité de la politique budgétaire dans les pays en développement peuvent être alors conduits sur la base de l'équation (4.10).

2.2.1.2 : Méthodologie des tests économétriques de la soutenabilité au sens de la valeur actuelle dans le cas marocain

Il serait possible de conduire des tests de soutenabilité de la politique budgétaire dans les pays en développement en se basant sur l'équation (4.10). Pour cela, il importe d'abord d'effectuer des tests de racine unitaire sur les variables $SBPA$ et DPT exprimées en proportion du PIB.

Si les deux variables de l'équation (4.10) sont toutes intégrées du même ordre, on peut conduire un test de cointégration dans le but de déterminer si les variables sont cointégrées, c'est-à-dire s'il existe entre elles, une relation d'équilibre à long terme.

Si cette relation de cointégration existe, la politique budgétaire est soutenable; dans le cas contraire, elle sera déclarée insoutenable.

2.2.2 : Application de l'approche de la contrainte de la valeur actuelle au cas marocain

Une méthode alternative pour le test de la soutenabilité de la politique budgétaire réside dans la conduite d'un test de cointégration des recettes publiques totales ($T_t + \pi_t.m_t$) et des dépenses publiques totales ($G_t + \bar{r}.DPT_{t-1}$). Si ces deux variables en proportion du PIB sont cointégrées et le vecteur cointégrant est égal à (1, -1), la politique budgétaire est soutenable; dans le cas contraire, elle peut être déclarée insoutenable.

2.2.2.1 : Tests de racine unitaire et de cointégration des variables budgétaires sur données "trimestrialisées"

Puisque la période (1967-1996) pour laquelle nous disposons de données annuelles sur les recettes (rpt) et les dépenses publiques, $deppt$, (en proportion du PIB), n'est pas assez longue,

¹- Posons $INT = r.DPI + r^*.DPE = \bar{r}.DPT$; ceci implique que : $\bar{r} = (r.DPI + r^*.DPE)/DPT$

²- Les revenus publics de seigneurage dus à l'inflation ($\pi.M$) sont assimilés ici à des recettes publiques en ce sens que le taux d'imposition (implicite) est le taux d'inflation (π) et la base d'imposition est le stock de monnaie centrale (M).

notamment si nous désirons subdiviser toute la période en plusieurs sous - périodes, nous proposons de *trimestrialiser* nos données en recourant à une formule spécifique. Pour chaque variable X , on associe une quantité q telle que :

$$q = \sqrt{4 \cdot X_t (0,50 \cdot X_{t-1} + 3 \cdot X_t + 0,50 \cdot X_{t+1})} \quad (4.11)$$

Les valeurs des variables aux premier (X_1), deuxième (X_2), troisième (X_3) et quatrième (X_4) trimestres, se présentent comme suit :

$$\begin{cases} X_1 = 4(X_t/q) \cdot (X_{t-1} + 0.625X_t - 0.625X_{t-1}) \\ X_2 = 4(X_t/q) \cdot (X_{t-1} + 0.875X_t - 0.875X_{t-1}) \\ X_3 = 4(X_t/q) \cdot (X_t + 0.125X_{t+1} - 0.125X_t) \\ X_4 = 4(X_t/q) \cdot (X_t + 0.375X_{t+1} - 0.375X_t) \end{cases} \quad (4.12)$$

Les équations (4.11) et (4.12) permettent alors de déterminer les valeurs des variables *deppt* et *rpt* aux premier, deuxième, troisième et quatrième trimestres

Une fois effectué les tests de racine unitaire, nous conduirons deux types de tests de cointégration des recettes publiques totales et des dépenses publiques totales. Le premier test s'inspire d'Engle et Granger et le deuxième test se base sur la méthode de Johansen.

Le point de départ du test Engle-Granger est la conduite d'un test de stationnarité des variables *deppt* et *rpt*. Comme le montre la première partie du tableau 12, le test de racine unitaire ADF sur les deux variables indique que la condition de conduite du test de cointégration est remplie aussi bien pour toute la période (1969:1-1995:4) que pour les sous - périodes plus ou moins homogènes. Nous passons donc à la régression du ratio au PIB des dépenses publiques totales, *deppt* (c'est-à-dire $(G_t + \bar{F} \cdot DPT_{t-1})/PIB$) sur le ratio au PIB des recettes publiques totales, *rpt* (c'est-à-dire $(T_t + \pi_t \cdot m_t)/PIB$). Cette régression s'exprime comme suit :

$$deppt_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot rpt_t + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

La méthode d'Engle-Granger nous enseigne que les variables *deppt* et *rpt* sont cointégrées si le résidu de la régression (4.13) est stationnaire. Nous avons alors conduit un test de racine unitaire (ADF) sur le résidu ε_t . La deuxième partie du tableau 12 présente les résultats du test. Comme attendu, les variables *deppt* et *rpt* ne sont pas intégrées sur la période 1969:1-1995:4 comme le laisse comprendre la non stationnarité du résidu de la régression (4.13)¹. En revanche, le résidu semble stationnaire sur la sous - période 1969:1-1974:4, correspondant à la séquence précédant l'expansionnisme budgétaire des années 70. Le résidu renoue avec la non

¹- L'estimation de l'équation (4.13) a donné les résultats suivants sur la période 1969:1-1995:4 :

$$deppt_t = 1.02 \cdot rpt_t + 0.05 \quad (9.15) \quad (1,70)$$

Ainsi, en supposant que les variables *deppt* et *rpt* sont cointégrées sur la période 1969:1-1995:4, le vecteur cointégrant aurait été sensiblement égal à $(1, -1)$. Ceci est une condition nécessaire mais pas *suffisante* de la soutenabilité de la politique budgétaire. L'autre condition nécessaire réside dans la cointégration des variables *deppt* et *rpt*.

stationnarité sur la période 1975:1-1983:2 et revient à une stationnarité relative sur la sous-période 1983:3-1995:4.

Tableau N°12 : TEST DE STATIONNARITE DES VARIABLES *deppt* Et *rpt* ET TEST DE STATIONNARITE DU RESIDU DE LA REGRESSION (56) (TEST D'ENGLE-GRANGER)

| Stationnarité de <i>deppt</i> et <i>rpt</i> : | Nombre de retards | t-statistic | Valeur critique | | | Stationnarité | |
|--|----------------------|-------------|-----------------|------|------|---------------|-----------------------------------|
| | | | 1% | 5% | 10% | <u>Niveau</u> | <u>1^{ère} différence</u> |
| <i>Rpt</i> : | | | | | | | |
| 1969:1-1995:4 | 2 | 2,43 | 4,17 | 3,51 | 3,18 | Non | Oui |
| 1969:1-1974:4 | 2 | 3,53 | 4,44 | 3,63 | 3,25 | Oui (10%) | Oui |
| 1975:1-1983:2 | 2 | 2,59 | 3,63 | 2,95 | 2,61 | Non | Oui |
| 1983:3-1995:4 | 2 | 2,20 | 4,16 | 3,50 | 3,18 | Non | Oui |
| <i>deppt</i> : | | | | | | | |
| 1969:1-1995:4 | 2 | 1,82 | 3,49 | 2,89 | 2,58 | Non | Oui |
| 1969:1-1974:4 | 4 | 3,84 | 4,39 | 3,61 | 3,24 | Oui | Oui |
| 1975:1-1983:2 | 2 | 2,67 | 4,25 | 3,55 | 3,20 | Non | Oui |
| 1983:3-1995:4 | 1 | 2,62 | 3,58 | 2,92 | 2,60 | Oui (10%) | Oui |
| stationnarité du Résidu (ε_t) | | | | | | | |
| 1969:1-1995:4 | 2 | 2,07 | 4,05 | 3,45 | 3,15 | Non | Oui |
| 1969:1-1974:4 | 1 | 6,54 | 2,70 | 1,96 | 1,63 | Oui | Oui |
| 1975:1-1983:2 | 3 | 2,86 | 4,30 | 3,57 | 3,22 | Non | Oui |
| 1983:3-1995:4 | 4 | 2,16 | 2,62 | 1,95 | 1,62 | Oui | Oui |

Ces résultats sont confirmés par le test de cointégration des variables *deppt* et *rpt* à la manière de Johansen. Le tableau 13 présente les résultats des tests.

2.2.2.2 : Une soutenabilité des déficits budgétaires dépendant de l'existence de relations d'équilibre à long terme entre les variables budgétaires

Le test de stationnarité du résidu de la régression (4.13) indique que la politique budgétaire marocaine était soutenable de 1969:1 à 1974:4 (même si le vecteur cointégrant d'une valeur de $(1, -0,84)$ est quelque peu différent de $(1, -1)$), renoue avec l'insoutenabilité sur la sous-période 1975:1-1983:2 et retourne à une soutenabilité relative à partir du troisième trimestre de l'année 1983 (même si le vecteur cointégrant d'une valeur de $(1, -0,50)$ est différent de $(1, -1)$), à la suite de l'ajustement budgétaire entrepris dans le cadre du PAS.

Les tests de cointégration au sens de Johansen indiquent également que les recettes et les dépenses publiques en proportions du PIB ne sont pas cointégrées sur la période 1969:1-1995:4, cointégrées sur la sous - période 1969:1-1974:4, non cointégrées durant la sous - période 1975:1-1983:2, et cointégrées sur la période 1983:3-1995:4.

Les tests effectués révèlent ainsi que la politique budgétaire marocaine était relativement soutenable durant la période 1969-1974 et particulièrement insoutenable sur la période 1975-

1983 mais renoue avec une soutenabilité relative après le troisième trimestre de 1983 à la suite de la mise en œuvre d'un programme d'ajustement budgétaire.

Tableau N° 13 : TEST DE COINTEGRATION DE JOHANSEN SUR LES VARIABLES *deppt* ET *rpt*

| Périodes | Test de cointégration de <i>deppt</i> et <i>rpt</i> | | | |
|---------------|---|-------|-------|-------|
| | VE | RV | VC 5% | VC 1% |
| 1969:1-1995:4 | 0,15 | 21,47 | 25,32 | 30,45 |
| | 0,05 | 5,29 | 12,25 | 16,26 |
| 1969:1-1974:4 | 0,60 | 33,76 | 25,32 | 30,45 |
| | 0,45 | 13,32 | 12,25 | 16,26 |
| 1975:1-1983:2 | 0,36 | 24,84 | 25,32 | 30,45 |
| | 0,25 | 9,67 | 12,25 | 16,26 |
| 1983:3-1995:4 | 0,62 | 57,24 | 15,41 | 20,04 |
| | 0,24 | 12,44 | 3,76 | 6,65 |

Note : VE = valeur d'Eigen; RV = ratio de vraisemblance; VC = valeur critique

Conclusion du chapitre I

En guise de conclusion sur cette section, on peut dire que si le solde budgétaire est généralement conçu pour une période relativement courte, généralement pour une année, ses caractéristiques inter – temporelles doivent être également prises en considération. En vue de rendre compte de ces caractéristiques dans le cas marocain, nous avons examiné et appliqué deux approches fondamentales de la soutenabilité des soldes publics. L'approche comptable de la soutenabilité d'inspiration néoclassique suppose que les soldes publics sont soutenables lorsque le ratio au PIB de la dette publique monétaire et non monétaire est constant dans le temps. En revanche, l'approche de la contrainte de la valeur actuelle qui repose sur la condition de la non présence *du schéma de Ponzi*, suppose que les soldes publics sont soutenables lorsque le stock de la dette publique est égal à la valeur actuelle des soldes primaires futurs anticipés.

L'intérêt de l'examen et de l'application de l'approche comptable de la soutenabilité dans le cas marocain est essentiellement d'ordre méthodologique. En prenant en compte les particularités d'une économie en voie de développement, nous avons obtenu une équation fondamentale exprimant la condition de la constance du ratio au PIB de la dette monétaire et non monétaire. En manipulant une telle équation et en envisageant une variété de scénarios, nous avons tenté d'estimer le solde public (primaire et global) soutenable dans le cas marocain. Une telle méthodologie permettra, semble-t-il, de déterminer le sentier de soutenabilité des déficits budgétaires en compatibilité avec les intentions et les projections gouvernementales concernant notamment le taux de croissance économique, le taux d'inflation, le taux d'intérêt et le taux de change réel. En ce sens, l'intérêt méthodologique et conceptuel de l'approche en question réside dans le fait qu'elle serait à même de fournir aux décideurs un outil empirique susceptible d'apprécier la soutenabilité de la politique budgétaire dans le temps en conformité avec l'évolution estimée des indicateurs macro-économiques fondamentaux. Dès lors, les simulations que nous avons conduites ne constituent en fait qu'un simple exemple d'application de l'approche comptable de la soutenabilité. Des recherches

plus approfondies permettraient dans l'avenir un examen plus approfondi et une application plus réfléchie d'une telle approche.

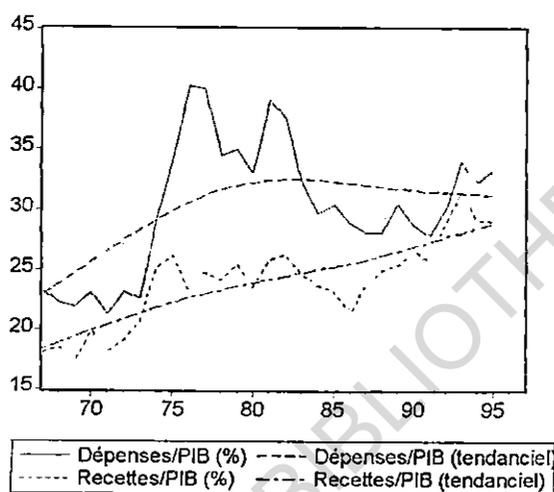
En examinant et en appliquant l'approche de la contrainte de la valeur actuelle, nous avons également pris en compte les spécificités d'une économie en développement, en l'occurrence l'économie marocaine. En recourant à des tests économétriques basés sur les innovations récentes en matière de séries temporelles, nous avons essayé d'apprécier le degré de soutenabilité des déficits publics sur une période relativement longue. Les tests de racine unitaire et de cointégration nous ont permis d'évaluer la soutenabilité des soldes publics sur les sous - périodes 1969-1994, 1975-1983 et 1983-1995. En travaillant sur des séries temporelles *trimestrialisées*, nos tests révèlent que la politique budgétaire marocaine était soutenable durant la période 1969-1994, particulièrement insoutenable sur la période 1975-1983 et renoue avec une soutenabilité relative durant la période 1983-1995. La méthodologie empirique examinée et utilisée permettra d'ouvrir le débat sur la problématique de la soutenabilité des politiques macro-économiques dans le cadre de recherches ultérieures.

Si le premier chapitre de cette première partie s'efforce de contribuer à la mesure des soldes budgétaires à court et à long terme, il ne s'interroge pas sur les déterminants des déséquilibres financiers publics. Si maints pays en développement ont connu une accumulation croissante des déficits budgétaires, notamment durant les années 70 et 80, quels sont les déterminants de tels déséquilibres budgétaires? Nous estimons que tout essai de réponse à cette importante question ne peut se faire sans le recours à l'analyse empirique. C'est ce que nous tenterons de faire dans le deuxième chapitre de la présente partie en recourant à deux approches empiriques différentes : la première approche repose sur la conception et l'examen d'une méthodologie de décomposition des variables budgétaires en variations discrétionnaires et induites alors que la deuxième approche est principalement d'ordre économétrique.

Chapitre II : Déterminants des déficits publics

Comme nous l'avons déjà montré dans le chapitre précédent, les déficits budgétaires au Maroc se sont aggravés et sont devenus chroniques et structurels, surtout à partir du milieu des années 70. Ni le plan de pause et de réflexion adopté durant la période 1978-1980 ni le programme d'ajustement structurel entrepris à partir de 1983 n'ont permis un assainissement durable des finances publiques permettant une adéquation à long terme entre les recettes et les dépenses publiques.

GRAPHIQUE 3 : Recettes et dépenses publiques au Maroc (en % du PIB)



Le graphique N° 3 retrace l'évolution du ratio au PIB des dépenses et des recettes publiques au Maroc. Il montre une diminution nette du ratio au PIB des dépenses publiques surtout à partir de la première moitié des années 80 suite à la mise en œuvre du programme d'ajustement structurel. En utilisant le filtre Hodrick-Prescott, le lissage de la série temporelle du ratio au PIB des dépenses publiques montre toutefois une diminution lente surtout à partir de 1984. En revanche, le ratio au PIB des recettes publiques montre une évolution quasi-stagnante.

C'est ce manque d'une adéquation durable entre les recettes et les dépenses publiques qui amplifie les déséquilibres budgétaires. Dans les pays en voie de développement en général et au Maroc en particulier, les déficits budgétaires sont dus aux spécificités structurelles de ces pays et à la nature des recettes et des dépenses publiques. Dans ce qui suit, nous tenterons d'étudier les déterminants des déficits publics en adoptant deux approches différentes. En premier lieu, nous essaierons de voir si les déséquilibres publics sont dus à des actions publiques discrétionnaires (délibérées) ou à des facteurs conjoncturels¹ liés à l'évolution de l'environnement économique. En deuxième lieu, nous tenterons de mener une analyse économétrique destinée à mieux appréhender la réaction des soldes budgétaires à des variables macro-économiques susceptibles de l'influencer.

¹- Le quatrième chapitre de la présente partie abordera la problématique des déterminants des déficits publics au Maroc et dans un groupe de pays en développement en recourant aux techniques économétriques utilisant les données de panel et les récentes innovations en matière de séries temporelles.

I- Déterminants des déficits publics au Maroc : une décomposition des variables budgétaires en variations discrétionnaires et induites

Dans le but de distinguer dans l'évolution des soldes budgétaires, les variations qui sont dues à des actions discrétionnaires et celles qui s'expliquent par des changements survenus dans l'environnement économique, la première sous-section expose et discute une nouvelle méthodologie de décomposition des variables budgétaires en partant d'un cas simple alors que la deuxième sous-section tente d'approfondir la nouvelle décomposition, de la généraliser et de l'appliquer au cas marocain.

1- Décomposition des variations des postes budgétaires : une première reformulation simple

Notre méthodologie de décomposition étend, approfondit et généralise les méthodologies existantes en la matière. Nous discuterons d'abord les travaux théoriques et empiriques effectués en la matière avant de tenter de concevoir une décomposition plus désagrégée en partant du cas d'un poste d'impôt.

1.1 : Décomposition des postes budgétaires : une revue de la littérature théorique et empirique

Peu d'études théoriques ont été consacrées à la problématique de la décomposition des variables budgétaires. Sur le plan empirique, peu de travaux ont tenté d'appliquer les méthodologies de décomposition à des cas particuliers de pays en développement.

1.1.1: La littérature théorique relative à la décomposition des postes budgétaires

Au niveau théorique, les travaux théoriques les plus connus sont ceux de Blanchard (1990), Ziller (1989) et Marshall, Rodrigùez et Schmidt-Hebbel (1989).

1.1.1.1: Les travaux de Blanchard et Ziller

Comme le montre Blanchard (1990), les indicateurs des variations discrétionnaires de la politique budgétaire tentent de déterminer parmi les changements intervenus dans la situation budgétaire, la part qui revient aux variations de la politique budgétaire (variations discrétionnaires) et celle qui incombe aux changements intervenus dans la conjoncture économique (variations induites).

En vue de quantifier les composantes discrétionnaires et induites des variations du déficit budgétaire, des indicateurs ont été proposés par certains auteurs. Parmi ces indicateurs, on peut citer le solde budgétaire *cycliquement ajusté* (*cyclically adjusted fiscal surplus*) qui est un solde corrigé pour refléter les variations de la production et de l'emploi.

Cet indicateur est toutefois très controversé dans la mesure où il ne reflète pas les variations du taux d'inflation et des taux d'intérêt réels (Blanchard,1990). Blanchard propose alors d'identifier des variables autres que celle du chômage et qui constituent des déterminants importants du budget.

Ziller (1989) propose une méthodologie de quantification des variations budgétaires discrétionnaires et induites. Pour chaque poste du budget public, il identifie une variable macro-économique à laquelle il est intimement lié ainsi qu'une formule les associant.

L'application de cette formule aux données historiques des variables macro-économiques identifiées permet d'obtenir une évolution "théorique" des postes budgétaires comparable à leur évolution "réelle".

1.1.1.2: Les travaux de Marshall, Rodríguez et Schmidt-Hebbel

Quant à la méthode de décomposition du déficit public développée par Marshall, Rodríguez et Schmidt-Hebbel (1989), elle se base sur une structure comptable détaillée des entités du secteur public. Grâce à la manipulation de la contrainte budgétaire du secteur public non financier consolidé, les deux auteurs décomposent les déterminants du déficit public en trois composantes distinctes : i) les chocs des variables extérieures; ii) les chocs des variables intérieures, et iii) les changements des variables budgétaires. Contrairement à la troisième composante, les deux premières composantes sont hors du contrôle des pouvoirs publics.

Tableau N° 14 : CONTRIBUTION DES CHOCS EXTERIEURS AUX DEFICITS PUBLICS DANS UN GROUPE DE PAYS EN DEVELOPPEMENT

| | Variation moyenne absolue des déficits publics attribuée aux chocs extérieurs (% du PIB) | Contribution relative moyenne des chocs extérieurs à la variation des déficits publics (% de la variation des déficits) |
|--|--|---|
| Chili, 1973-1988 | | |
| Chocs extérieurs | 2,3 | 12 |
| Variation des prix du cuivre | 2,7 | 15 |
| Variation des taux d'intérêts extérieurs | 0,4 | -3 |
| Colombie, 1984-1988 | | |
| Chocs extérieurs | 1,0 | 50 |
| Variation des fonds de café | 1,2 | 59 |
| Variation du surplus pétrolier | 0,9 | -9 |
| Ghana, 1972/73-1988 | | |
| Variation des taux d'intérêts extérieurs | 0,1 | 0 |
| Maroc | | |
| Variation de la contribution de l'OCP | 0,8 | -17 |
| Thaïlande | | |
| Variation des termes de l'échange | 2,2 | 41 |
| Zimbabwe | | |
| Variation des taux d'intérêts extérieurs | 0,3 | -3 |

Source : Easterly et Schmidt-Hebbel (1994 : 27)

Les chocs extérieurs résident principalement dans les fluctuations des prix des biens primaires exportés ainsi que celles des taux d'intérêt de la dette extérieure. Les variations des prix des biens primaires exportés affectent directement le secteur public à travers les profits des entreprises publiques exportatrices ou indirectement à travers les impôts sur les profits ou les exportations¹. L'impact quantitatif des chocs de prix à l'export sur les comptes publics dépend de la structure fiscale et de la propriété, du montant exporté ainsi que de l'ampleur du choc de prix. Le tableau N°14 montre la contribution des chocs extérieurs à la formation des

¹- Voir Gelb et al. (1988) pour une étude détaillée des conséquences macro-économiques et budgétaires du boom des prix des biens primaires dans les pays exportateurs du pétrole.

déficits publics dans un groupe de pays en voie de développement suivant l'étude d'Easterly et Schmidt-Hebbel (1994)¹.

Quant aux chocs macro-économiques internes, ils comprennent des variables comme le taux d'inflation, le taux d'intérêt domestique, l'output et le taux de change réel. Comme les variables macro-économiques externes, les variables macro-économiques domestiques échappent au contrôle direct des décideurs de la politique budgétaire. En revanche, les variables budgétaires comme les taux d'imposition, l'investissement public et les salaires du secteur public, sont généralement sous le contrôle des pouvoirs publics.

1.1.2: La littérature empirique relative à la décomposition des postes budgétaires

La méthodologie de décomposition du déficit public telle qu'elle a été développée par Marshall, Rodrigùez et Schmidt-Hebbel (1989) a été appliquée aux cas du Chili (Marshall et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994), du Ghana (Islam et Wetzel, 1991, 1994) et de Zimbabwe (Morandé et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994)².

1.1.2.1: L'étude de Marshall et Schmidt-Hebbel

Selon Marshall et Schmidt-Hebbel (1994 : 174), *"les déficits budgétaires sont affectés par les politiques budgétaires et les variables exogènes; les premiers sont sous le contrôle direct des décideurs de la politique économique et les deuxièmes ne le sont pas. Une évaluation de la contribution relative de ces deux types de variables à l'évolution des déficits budgétaires aide à comprendre le signe et l'effet net des actions de la politique budgétaire"*.

Les deux auteurs ont étudié pour le cas chilien, l'impact net de la politique budgétaire et des variables internes et externes sur le déficit du secteur public non financier consolidé sur la période 1973-1988. La période a été scindée en quatre sous - périodes en vue de tenir compte de la situation financière du secteur public et de l'état de l'économie en général : stabilisation (1974-1975); réforme, reprise et euphorie (1976-1981); crise, stabilisation et ajustement (1974-1975), et reprise sous réforme continue (1987-88). Nous présentons dans ce qui suit, les principales conclusions de Marshall et Schmidt-Hebbel (1994) :

- la chute du déficit public en 1973-1975 est largement expliquée par les variables de la politique budgétaire . Les principaux changements de la politique budgétaire qui ont conduit au massif ajustement durant cette sous - période ont été les réformes fiscales qui

1- La première colonne du tableau 14 présente la variation moyenne absolue des déficits publics causée par les variations correspondantes des variables externes. Quant à la deuxième colonne du tableau 14, il présente la contribution relative moyenne des chocs exogènes à la variation des déficits publics (*crmd*) suivant la formule suivante développée par Marshall

et Schmidt-Hebbel (1994) :
$$crmd = \sum_{i=1}^{t+n} dv_i (\text{signe } d_i) / \sum_{i=1}^{t+n} |d_i|$$
 ; où d_i est la variation du déficit budgétaire en période i , dv

est la variation du déficit due à la variable v en période i , t est la période initiale, et $n+1$ est le nombre total de périodes.

2- Une synthèse de ces trois études de cas a été effectuée par Easterly et Schmidt-Hebbel (1994). Ils estiment que *" les chocs extérieurs sont une source d'instabilité budgétaire dans maints pays en développement. les fluctuations des prix des exportations et des taux d'intérêts extérieurs impliquent que les pays exportateurs de biens primaires et les pays lourdement endettés risquent une instabilité évidente qui entravent souvent les efforts d'ajustement budgétaire"* (Easterly et Schmidt-Hebbel, 1994 : 25). Par ailleurs, ils affirment qu'en *"plus de la mesure de l'impact des chocs extérieurs, il est judicieux d'évaluer la contribution des chocs aux déficits globaux du secteur public"* (Easterly et Schmidt-Hebbel, 1994 : 26). *"Un second groupe de variables qui affectent les déficits et qui sont en dehors du contrôle direct des décideurs de la politique budgétaires réside dans les variables macro-économiques domestiques"* (Easterly et Schmidt-Hebbel, 1994 : 28). Dans ce cadre, quatre variables sont considérées comme ayant de solides effets sur les budgets publics, à savoir l'inflation, le taux d'intérêt réel, le taux de change réel et le revenu national.

ont entraîné une augmentation des taux effectifs d'imposition au niveau aussi bien de la fiscalité directe que de la fiscalité indirecte, le déclin de l'emploi dans le secteur public et l'amélioration des surplus des entreprises publiques.

- La stabilité relative des surplus budgétaires durant la sous-période 1976-81 a été le résultat de deux forces opposées. D'un côté, les variables de la politique budgétaire et le déclin de l'inflation ont entraîné une hausse du déficit. De l'autre côté, l'importante amélioration du revenu national et la reprise des prix du cuivre ont réduit le déficit.
- L'augmentation du déficit public durant la sous - période 1982-1986 était le résultat d'actions de la politique budgétaire, y compris des taux d'imposition réduits, la diminution du nombre d'affiliés au système de sécurité sociale et l'augmentation du stock de la dette publique.
- La reprise du secteur public non financier durant la sous-période 1987-1988 a été associée à des changements favorables des variables macro-économiques domestiques (surtout le revenu réel) et externes (notamment les prix du cuivre). Toutefois, les changements intervenus dans les variables de la politique budgétaire comme la réduction du taux de la taxe sur la valeur ajoutée et la diminution continue du nombre d'affiliés au système de sécurité sociale avaient un impact négatif sur les finances publiques.

En vue de comparer le rôle des variables de la politique budgétaire à celui des variables qui sont hors du contrôle direct des pouvoirs publics, Marshall et Schmidt-Hebbel (1994 : 177) ont procédé au calcul de la contribution relative moyenne à la variation expliquée du déficit sur la période 1974-1988 de trois facteurs : la politique budgétaire (142%); les variables macro-économiques domestiques (-41%), et les variables du secteur externe (-1%). Ils concluent que "*ces résultats confirment la grande prédominance des changements de la politique budgétaire dans l'évolution aussi bien cyclique que tendancielle du déficit public non financier consolidé*".

Même si les chocs externes et domestiques sont importants dans la formation des déficits, ils sont compensés par de larges changements de la politique budgétaire. Ainsi, "*même au sein d'une économie comme celle du Chili où le budget est soumis à de forts chocs, les décideurs de la politique économique sont à blâmer pour la détérioration du budget et à féliciter pour la réussite de la stabilisation*" (Marshall et Schmidt-Hebbel, 1994 : 177).

1.1.2.2: Les études d'Islam et Wetzel et de Morandé et Schmidt-Hebbel

Suivant Islam et Wetzel (1994 : 317), dans le cas particulier du Ghana, "*presque chaque année, la variation totale du déficit est à peu près expliquée par les variables de la politique budgétaire*".

Islam et Wetzel (1994) insistent surtout sur le rôle de la facture salariale au sein du secteur public ghanéen dans la formation des déficits publics : à titre d'exemple, cette facture a entraîné une aggravation du déficit de 2,5 points de pourcentage du PIB durant la deuxième moitié des années 70 et les années 80.

Parfois, les transferts et les dépenses publiques en biens et services ont également d'importants effets sur le déficit. Par exemple, les dépenses publiques en biens et services avaient leur effet le plus large en 1984, année où elles ont induit une augmentation du déficit de l'ordre de 2% du PIB.

Dans le cas zimbabwéen, Morandé et Schmidt-Hebbel (1994 : 467-471) ont appliqué la méthodologie de décomposition du déficit public développée par Marshall, Rodriguez et

Schmidt-Hubbell (1989). Pour illustrer l'utilité de cette approche, les variables fondamentales qui expliquent l'ajustement budgétaire partiel de 1987/88 à 1988/89 ont été identifiées. Nous présentons dans ce qui suit, les principales conclusions des deux auteurs :

- La croissance du PIB est la principale variable qui a contribué à la réduction du déficit durant la période 1987/88-1988/89. Son effet positif sur la base imposable (effet économique) a réduit le déficit de 0,5 à 1,2 points de pourcentage du PIB, en plus d'une réduction du déficit de l'ordre de 0,4 à 0,9 point de pourcentage du PIB résultant du simple effet que le déficit et tous les autres éléments du budget sont exprimés en proportion du PIB (l'effet du dénominateur).
- L'effort de stabilisation budgétaire a été soutenu en partie par de bas niveaux de subventions et de transferts publics en 1987/88 et des recettes publiques croissantes dues à une augmentation des droits de douane. Cependant, d'autres variables sous contrôle des pouvoirs publics ont contribué à l'aggravation du déficit : la facture salariale du secteur public a considérablement augmenté et, dans une moindre mesure, des dépenses en biens et services croissantes ainsi qu'un déficit élevé des entreprises publiques et des gouvernements locaux ont induit une augmentation du déficit du secteur public non financier consolidé. En plus, l'augmentation continue du stock de la dette publique intérieure tend à élever les paiements d'intérêts domestiques.
- Le calcul de la contribution moyenne de différentes variables à la variation expliquée du déficit sur la période 1981/82-1988/89 a donné les résultats suivants : variables domestiques (7%); variables externes (-11%); variables de la politique budgétaire (110%).

Morandé et Schmidt-Hebbell (1994 : 469) concluent que *"les variables domestiques et externes jouent un rôle secondaire dans la formation des déficits – les variables externes contribuent même négativement aux variations des déficits. Ceci contraste avec la toute large contribution des variables de la politique budgétaire qui compensent vraisemblablement l'influence des taux d'intérêts extérieurs"*. Ils estiment en conséquence que *"les décideurs de la politique économique sont responsables aussi bien de la détérioration budgétaire du début des années 80 que de l'ajustement budgétaire partiel entrepris en 1987/88"* (p : 469).

Ces trois études de cas confirment les conclusions d'Easterly et Schmidt-Hebbell (1994 : 63-64) qui estiment que *"les budgets publics sont sensibles aux chocs macro-économiques domestiques et externes à court terme. Mais les résultats empiriques montrent que ces chocs expliquent seulement une part minime de la variation à moyen terme des déficits publics. Le facteur majeur qui explique la variation est la politique budgétaire. Les décideurs de la politique économique sont à blâmer pour les crises budgétaires et à féliciter pour les améliorations budgétaires – la chance est un déterminant mineur de la situation budgétaire"*.

1.2- Essai de conception d'une méthodologie de décomposition budgétaire plus désagrégée : le cas simple d'un poste d'impôt

Comme nous l'avons déjà souligné, Blanchard a suggéré d'identifier des variables liées au budget public, autres que celle du chômage. Ces variables constituent, à notre sens, des déterminants importants du budget dans le cas marocain (voir Antonini et al, 1992). Les travaux de Ziller (1989) insistent sur la nécessité d'identifier des variables macro-économiques déterminant le budget public et leurs relations avec les variables budgétaires. Tout en nous inspirant des idées de Blanchard et de Ziller et tout en tirant parti des observations de Marshall, Rodrigùez et Schmidt-Hebbel, l'approche que nous adoptons pour la décomposition du solde budgétaire au Maroc semble plus désagrégée puisqu'elle tente de quantifier la contribution de certains postes de recettes et de dépenses budgétaires à la

variation du solde public et de distinguer dans ce cadre, les variations discrétionnaires et les variations induites en adoptant une *nouvelle* méthodologie de décomposition.

1.2.1 : Une première formulation simple et plus désagrégée de la décomposition d'un poste d'impôt

La formulation initiale de la décomposition d'un poste d'impôt telle qu'elle a été utilisée par Antonini et al. (1992) est due à Ziller (1989). Dans ce qui suit, nous tenterons de concevoir une nouvelle méthodologie de décomposition plus désagrégée et plus claire en partant de l'exemple simple d'un poste d'impôt sur le revenu. Nous présenterons ensuite une variante plus simplifiée de la nouvelle décomposition.

1.2.1.1 : Une nouvelle méthodologie de décomposition plus désagrégée

Soit T_t la valeur d'un impôt sur le revenu au temps t . Il importe d'analyser la variation du ratio de T au PIB nominal en vue de déterminer la part qui incombe à la variation discrétionnaire et celle qui revient à la variation induite.

De prime abord, il convient d'identifier une base d'imposition (B) à laquelle T se réfère. En désignant par t un taux d'imposition implicite défini par : $t_t = T_t/B_t$; on peut écrire : $T_t = t_t \cdot B_t$.

La variation du ratio de T au PIB s'écrira alors :

$$\frac{T_t}{PIB_t} - \frac{T_{t-1}}{PIB_{t-1}} = \frac{t_t \cdot B_t}{PIB_t} - \frac{t_{t-1} \cdot B_{t-1}}{PIB_{t-1}} = \frac{B_{t-1}}{PIB_{t-1}} \cdot (t_t - t_{t-1}) + t_t \cdot \left(\frac{B_t}{PIB_t} - \frac{B_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \quad (5)$$

Le premier terme à droite de l'équation (5) représente la variation discrétionnaire de l'impôt T en raison du fait qu'elle est due à la variation délibérée (voulue) du taux d'imposition ($t_t - t_{t-1}$) alors que le deuxième terme de l'équation indique la variation induite de T parce qu'elle s'explique par celle du ratio au PIB de la base imposable.

L'équation (5) qu'on retrouve dans certains travaux sur la décomposition des recettes fiscales (voir Ziller, 1989; Antonini et al., 1992) est à notre sens incomplète, dans la mesure où elle ne décompose pas d'une manière plus précise les variations discrétionnaire et induite de T . Nous proposons dans ce qui suit, une méthode de décomposition relativement plus complète et plus précise. La variation du ratio au PIB de T s'écrit :

$$\begin{aligned} \frac{T_t}{PIB_t} - \frac{T_{t-1}}{PIB_{t-1}} &= \frac{t_t \cdot B_t}{PIB_t} - \frac{t_{t-1} \cdot B_{t-1}}{PIB_{t-1}} \\ &= \hat{t} \cdot \frac{T_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \frac{(\hat{B} - (\pi'_t + g + \pi'_t \cdot g))}{(1 + \pi'_t)(1 + g)} \cdot \frac{T_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \frac{\hat{t} \cdot (\hat{B} - (\pi'_t + g + \pi'_t \cdot g))}{(1 + \pi'_t)(1 + g)} \left(\frac{T_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \end{aligned} \quad (5.1)$$

où g et π' désignent respectivement le taux de croissance du PIB réel et le taux d'inflation des prix du PIB et les autres variables sont comme déjà définies. Un chapeau au dessus de toute variable désigne un taux de croissance.

Dans l'équation (5.1), l'expression $\hat{t} \cdot T_{t-1}/PIB_{t-1}$ désigne la variation discrétionnaire du ratio au PIB des recettes fiscales T parce qu'elle est due à une variation du taux d'imposition t . Quant à l'expression $(\hat{B} - (\pi'_t + g + \pi'_t \cdot g))/((1 + \pi'_t)(1 + g)) \cdot T_{t-1}/PIB_{t-1}$, elle exprime la variation du

ratio au PIB des recettes T , due à la variation du ratio au PIB nominal de la base d'imposition B . Le reste de l'expression (5.1) indique la variation du ratio au PIB de T , due à la variation combinée du taux d'imposition (t) et du ratio au PIB nominal de la base d'imposition (B). En somme, les deux dernières expressions dans l'équation (5.1) représentent la variation du ratio au PIB de T , due à l'environnement économique, c'est-à-dire la variation induite du ratio (voir Mansouri, 2001).

1.2.1.2 : Une variante simplifiée de la nouvelle méthodologie de décomposition

L'expression (5.1) peut être plus simplifiée en considérant que le taux de croissance des variables qu'elle contient est égal à la différence première de leur logarithme népérien. Dans ce cas, on peut écrire :

$$\frac{T_t}{PIB_t} - \frac{T_{t-1}}{PIB_{t-1}} \approx d\text{Log} \left(\frac{T_t}{PIB_t} \right) \cdot \frac{T_{t-1}}{PIB_{t-1}} = d\text{Log} \left(\frac{t_t \cdot B_t}{P_t \cdot PIB_t} \right) \cdot \frac{T_{t-1}}{PIB_{t-1}} = (\hat{t} + \hat{B} - \pi' - g) \cdot \frac{T_{t-1}}{PIB_{t-1}} \quad (5.2)$$

Il est aisé de comprendre que, dans l'équation (5.2), toute variation du taux d'imposition (t) est qualifiée d'action discrétionnaire des pouvoirs publics et donc que la variation discrétionnaire des recettes fiscales (T) en proportion du PIB peut être mesurée par la quantité $(\hat{t} \cdot T_{t-1}/PIB_{t-1})$, c'est-à-dire par le taux de variation du taux d'imposition (\hat{t}) multiplié par le ratio au PIB de T de l'année précédente.

En revanche, la variation induite de T en proportion du PIB peut être mesurée par la quantité $(\hat{B} - \pi' - g) \cdot T_{t-1}/PIB_{t-1}$, c'est-à-dire par le taux de variation du ratio au PIB de la base imposable B , multiplié par le ratio au PIB de T de l'année précédente. L'hypothèse qui est derrière ce choix réside dans le fait que lorsque l'environnement économique, qui est hors du contrôle des pouvoirs public, est favorable, la base imposable croît plus rapidement que le PIB nominal; il en résulte une amélioration du ratio au PIB nominal des recettes T .

1.2.2 : Généralisation de la nouvelle méthodologie de décomposition aux postes de dépenses et de recettes publiques

Il est à noter que la formule (5.1) est en fait souple et, de ce fait, elle peut être utilisée pour la décomposition de tout poste budgétaire (de dépense ou de recette) en variations discrétionnaires et induites, à condition, évidemment, d'identifier la variable macro-économique à laquelle le poste budgétaire serait lié.

Pour un poste budgétaire (dépense ou recette), nous effectuons une décomposition du solde budgétaire en variations discrétionnaires et induites. A tout moment où la politique budgétaire pour un poste de dépense ou de recette spécifique a changé, la variation du poste est classée comme étant discrétionnaire. Quant aux variations induites, elles sont qualifiées comme telles si elles sont dues à des facteurs hors du contrôle direct des pouvoirs publics.

1.2.2.1 : Généralisation de la méthodologie de décomposition aux postes de recettes courantes

La formule (5.1) peut être utilisée pour décomposer tout poste de recette fiscale, en choisissant adéquatement la base d'imposition.

La variable macro-économique reliée à l'impôt sur le revenu est évidemment le revenu. Pour d'autres postes de recettes courantes, le choix portera sur une variable de remplacement. A titre d'exemple, pour les dividendes de l'OCP versés à l'Etat, la base d'imposition pourrait être la valeur des exportations de phosphates. De même, le prélèvement fiscal à l'importation peut être décomposé en variations discrétionnaires et induites en choisissant la valeur des importations comme base d'imposition. Le tableau 15 présente les variables macro-économiques auxquelles les divers postes de recettes de l'Etat marocain sont supposés reliés.

Tableau 15 : VARIABLES MACRO-ECONOMIQUES AUXQUELLES LES DIVERS POSTES DE RECETTES PUBLIQUES SONT SUPPOSES ETRE RELIES

| Postes de recettes publiques | Variable macro-économique |
|---|---------------------------------------|
| - Impôt agricole | PIB agricole |
| - Impôts sur les salaires publics et privés | PIB non agricole |
| - IBP, IS et autres impôts directs | PIB non agricole |
| - Taxe intérieure de Consommation, taxe sur les produits et services et TVA | Consommation privée |
| - PFI | Valeur des importations |
| - Patente | PIB non agricole |
| - Taxes sur les Exportations | Valeur des exportations de phosphates |
| - Contribution de l'OCP | Valeur des exportations de phosphates |
| - Droits d'enregistrement | PIB non agricole |
| - Timbre: | Importations |
| - Autres recettes fiscales | PIB non agricole |

1.2.2.2 : Généralisation aux divers postes de dépenses publiques

Le choix est cependant moins évident pour les postes de dépenses pour lesquels il est très difficile de distinguer les variations discrétionnaires des variations induites.

Comme le proposent Antonini et al. (1992 : 111), "*le Maroc se trouvant dans une phase de stabilisation depuis 1984, toute augmentation de la masse salariale réelle est considérée comme discrétionnaire*". Nous en déduisons alors que la variable macro-économique qui pourrait être associée aux traitements et salaires publics serait l'indice des prix à la consommation.

Nous réservons le même traitement aux subventions et autres transferts publics courants en raison du fait que les subventions et les transferts publics visent généralement à préserver le pouvoir d'achat des populations. En ce sens, toute augmentation de la valeur réelle des subventions et transferts publics courants est qualifiée de variation discrétionnaire¹.

Quant aux paiements d'intérêts de la dette publique intérieure et extérieure, ils sont supposés reliés au stock de la dette publique, décalé d'une période, ce qui nous permet de concevoir une nouvelle approche de décomposition novatrice, semble-t-il, de ces types de dépenses (voir infra). Nous estimons en revanche que toute variation des dépenses d'investissement pourrait être qualifiée de discrétionnaire. Le tableau N°16 présente les variables macro-économiques auxquelles certains postes de dépenses publiques sont supposés être reliés.

¹ - Nous supposons également que les autres dépenses courantes (dépenses de fonctionnement) sont reliées à l'indice des prix à la consommation.

Tableau 16 : VARIABLES MACRO-ECONOMIQUES AUXQUELLES CERTAINS POSTES DE DEPENSES PUBLIQUES SONT SUPPOSES ETRE RELIES

| Poste budgétaire | Variable macro-économique |
|---|---|
| - Salaires et traitements publics | Indice des prix à la consommation |
| - Intérêts de la dette publique | Stock décalé de la dette publique agrégée |
| - Subventions et autres transferts publics courants | Indice des prix à la consommation |
| - Autres dépenses courantes | Indice des prix à la consommation |

2- Examen et application de la nouvelle méthodologie de décomposition au cas marocain

La décomposition du déficit budgétaire repose sur une décomposition préalable des divers postes du budget général de l'Etat marocain en variations discrétionnaires et induites. Nous examinerons dans ce qui suit, notre méthodologie de décomposition de certains postes budgétaires avant de procéder à une décomposition générale du déficit budgétaire.

2.1- Décomposition de certains postes du budget de l'Etat marocain en variations discrétionnaires et induites

La décomposition des postes de recettes publiques s'applique facilement en utilisant l'équation (5.1). Il suffit pour cela de choisir la base d'imposition convenable. C'est sur le problème de la décomposition de certains postes de dépenses publiques que nous nous concentrons dans le cadre du présent paragraphe. Nous examinerons successivement les cas de la masse salariale publique, des subventions et des autres transferts publics courants ainsi que des intérêts de la dette.

2.1.1: Une méthodologie de décomposition de la masse salariale publique, des subventions et des autres transferts publics courants

Le caractère souple de la formule (5.1) nous permet de décomposer la masse salariale publique ainsi que les subventions et les autres transferts courants en choisissant pour chaque cas, la variable macro-économique adéquate.

2.1.1.1: Méthodologie de décomposition de la masse salariale publique

Comme nous l'avons déjà souligné, la variable macro-économique à la quelle les salaires et les traitements publics pourraient être reliés est l'indice des prix à la consommation.

En généralisant la nouvelle méthodologie de décomposition (équation 5.1), on peut obtenir la décomposition suivante pour la variation du ratio au PIB de la masse salariale publique nominale :

$$\begin{aligned} \Delta(SPN_t/PIB_t) &= (SPR_t \cdot IPC_t)/PIB_t - (SPR_{t-1} \cdot IPC_{t-1})/PIB_{t-1} & (5.3) \\ &= \hat{S} \cdot SPN_{t-1}/PIB_{t-1} + [(\pi - (\pi'_t + g + \pi'_t \cdot g))/((1 + \pi'_t)(1 + g))].SPN_{t-1}/PIB_{t-1} \\ &\quad + [(\hat{S} \cdot (\pi - (\pi'_t + g + \pi'_t \cdot g)))/((1 + \pi'_t)(1 + g))].SPN_{t-1}/PIB_{t-1} \end{aligned}$$

où SPN est la masse salariale publique *nominale*, SPR est la masse salariale *réelle*, \hat{S} est le taux de croissance de la masse salariale réelle (SPR), IPC est l'indice des prix à la

consommation, π est le taux d'inflation mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation, π' est le taux d'inflation des prix du PIB, et g est le taux de croissance réel de l'économie¹.

Puisque la variable associée aux salaires et traitements publics nominaux est l'indice des prix à la consommation, la variation discrétionnaire de ces salaires et traitements en proportion du PIB (*VDS*) correspond au premier terme de l'équation (5.3), soit :

$$VDS_t = \tilde{S}_t \cdot (SPN_{t-1} / PIB_{t-1}) \quad (5.4)$$

Cela signifie que la variation discrétionnaire des salaires et traitements publics équivaut au taux de variation des salaires et traitements publics réels multiplié par le ratio au PIB nominal de la masse *nominale* des traitements et salaires de l'année précédente.

Quant à l'expression $\frac{(\pi - (\pi' + g + \pi' \cdot g))}{(1 + \pi') \cdot (1 + g)} \cdot \left(\frac{SPN_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right)$ dans l'équation (5.3), elle représente la variation du ratio au PIB des traitements et salaires publics, due à la variation du rapport entre le niveau général des prix des biens de consommation² et le PIB nominal. L'expression

1- Soient *SPN* la masse nominale des traitements et salaires publics et *IPC* l'indice des prix à la consommation. Les salaires et traitements publics réels (*SPR*) s'écrivent alors : $SPR_t = SPN_t / IPC_t$.

Le taux de variation de *SPR* équivaut en fait au taux de variation du pouvoir d'achat des fonctionnaires de l'Etat en ce sens qu'il extrait la variation du niveau des prix des salaires et traitements nominaux et ne conserve que les quantités physiques que ces salaires et traitements sont susceptibles d'acheter. En effet, le taux de variation de *SPR*, noté \hat{S} , peut s'écrire :

$$\hat{S} = \Delta SPR_t / SPR_{t-1} = \Delta (SPN_t / IPC_t) / (SPN_{t-1} / IPC_{t-1})$$

L'indice des prix à la consommation (*IPC*) ayant la même base dans le temps, on peut donc l'écrire de la manière suivante :

$$IPC_t = P_t / P_b$$

où P_t est le niveau général des prix des biens de consommation en période t et P_b est le niveau général des prix des biens de consommation de l'année de base. En substituant, on obtient :

$$\hat{S}_t = \frac{\Delta SPR_t}{SPR_{t-1}} = \frac{SPN_t / (P_t / P_b)}{SPN_{t-1} / (P_{t-1} / P_b)} - 1 = \frac{SPN_t / P_t}{SPN_{t-1} / P_{t-1}} - 1 = \frac{\Delta Q_t}{Q_{t-1}}$$

où Q est la quantité de biens de consommation que le salaire public nominal permet d'acheter.

Le dernier terme de l'équation indique ainsi clairement que le taux de variation des salaires et traitements publics réels est effectivement l'équivalent du taux de variation des quantités physiques que ces salaires et traitements sont susceptibles d'acheter.

Une autre façon de formuler le taux de variation de *STPR* est de l'exprimer comme étant la première différence du logarithme népérien de *STPR*; soit :

$$\tilde{S}_t \approx d\text{Log}(SPR_t) = d\text{Log}(SPN_t / IPC_t) = \frac{d(SP_N)}{SP_N} - \frac{d(IPC)}{IPC} \approx \hat{S}_n - \pi$$

où \hat{S}_n est le taux de croissance de la masse salariale publique *nominale*.

Le taux de croissance de la masse salariale *réelle* équivaut ainsi approximativement au taux de variation des salaires et traitements publics nominaux minoré du taux de variation du niveau général des prix des biens de consommation, qui représente le taux d'inflation.

2- En d'autres termes, la deuxième expression dans l'équation (5.3) indique la variation du ratio au PIB des salaires et traitements publics, due approximativement à la différence entre le taux de variation des prix relatifs des biens de consommation ($\pi - \pi'$) et le taux de croissance économique (g). En effet :

$$\Delta \left(P_t / (P_t' \cdot Y_t) \right) \approx d\text{Log}(P/P') - d\text{Log}(Y_t) = dp/p - dp'/p' - dY_t/Y_t \approx (\pi - \pi') - g$$

où P est l'indice des prix à la consommation, P' est le déflateur du PIB, Y_t est le PIB réel et les autres variables sont comme déjà définies.

restante dans l'équation (5.3) représente quant à elle, la variation du ratio au PIB des traitements et salaires publics, due à une variation combinée des salaires et traitements réels (\tilde{S}) et du rapport du niveau général des prix des biens de consommation et du PIB. En somme, les deux dernières expressions dans l'équation (5.3) désignent la variation du ratio au PIB des salaires et traitements publics, due à l'environnement économique, c'est-à-dire à des variables qui sont hors du contrôle direct de la politique budgétaire : de ce fait, cette variation est qualifiée ici d'induite.

2.1.1.2: Méthodologie de décomposition des subventions et d'autres transferts publics courants

Concernant la décomposition des subventions et des autres transferts publics courants (SAT), nous avons jugé opportun d'y réserver un traitement similaire à celle de la masse salariale publique. Nous supposons que les pouvoirs publics visent à préserver le pouvoir d'achat des bénéficiaires des subventions et autres transferts publics courants. Toute variation *réelle* du montant des subventions est qualifiée ici de discrétionnaire et toute variation due à l'inflation est qualifiée d'induite de telle sorte que la variation totale du montant nominal des subventions (VST) s'exprime comme suit :

$$VST = \frac{SAT_t}{PIB_t} - \frac{SAT_{t-1}}{PIB_{t-1}} = \tilde{S}_t \cdot \left(\frac{SAT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) + \left(\frac{\pi - (\pi' + g + \pi' \cdot g)}{(1 + \pi')(1 + g)} \right) \cdot \left(\frac{SAT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) + \tilde{S}_t \cdot \left(\frac{\pi - (\pi' + g + \pi' \cdot g)}{(1 + \pi')(1 + g)} \right) \cdot \left(\frac{SAT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \quad (5.5)$$

où \tilde{S} est le taux de variation de la valeur *réelle* des subventions et autres transferts publics courants et les autres variables sont comme déjà définies.

L'équation (5.5) montre que l'expression $(\tilde{S}_t \cdot SAT_{t-1}/PIB_{t-1})$ indique la variation discrétionnaire des subventions et autres transferts publics courants tandis que les deux dernières expressions de l'équation indiquent la variation induite de ce type de dépense publique. La raison de cette décomposition réside dans le fait que toute amélioration de la valeur *réelle* des subventions et des autres transferts publics courants est supposée sous le contrôle direct des décideurs de la politique budgétaire alors que toute variation due aux variables de l'environnement économique est supposée hors du contrôle des pouvoirs publics.

Une autre façon d'exprimer le taux de variation du ratio au PIB de la masse salariale publique est de le considérer comme étant la différence première de son logarithme népérien, soit :

$$\frac{d(SP\bar{N}/PIB)}{(SP\bar{N}/PIB)} = d\text{Log}(SP\bar{N}/PIB) = d\text{Log}\left(\frac{IPC \cdot SPR}{P \cdot Y_r}\right) = \frac{d(SPR)}{SPR} + \frac{d(IPC)}{IPC} - \frac{d(P)}{P} - \frac{d(Y_r)}{Y_r} \quad (5.6)$$

$$= \tilde{S} + \pi - \pi' - g$$

Dès lors, la variation du ratio au PIB des salaires et traitements publics nominaux peut s'écrire :

Il est clair que cette variation est hors du contrôle direct des décideurs de la politique budgétaire en ce sens que ces derniers ne peuvent contrôler directement ni le taux d'inflation proprement dit (π), ni le taux d'inflation (π') des prix du PIB, ni le taux de croissance économique (g).

$$\Delta \left(\frac{SPN_t}{PIB_t} \right) \approx \hat{S} \cdot \left(\frac{SPN_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) + (\pi - \pi' - g) \left(\frac{SPN_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \quad (5.7)$$

La formule simplifiée permet ainsi de décomposer la variation du ratio au PIB des salaires et des traitements publics en variations discrétionnaire et induite. En ce sens, conformément à nos hypothèses, l'expression $\hat{S} \cdot (SPN_{t-1}/PIB_{t-1})$ dans l'équation (5.7) indique la variation du ratio au PIB des subventions et des autres transferts courants, due à des actions délibérées des pouvoirs publics alors que l'expression $(\pi - \pi' - g)(SPN_{t-1}/PIB_{t-1})$ représente la variation du ratio, due à l'environnement économique.

De même, en utilisant une méthode similaire, la décomposition simplifiée de la variation du ratio au PIB des subventions et des autres transferts courants peut s'exprimer comme suit :

$$\Delta \left(\frac{SAT_t}{PIB_t} \right) \approx \hat{S} \cdot \left(\frac{SAT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) + (\pi - \pi' - g) \left(\frac{SAT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \quad (5.8)$$

L'équation (5.8) permet ainsi de décomposer la variation du ratio au PIB des subventions et des autres transferts courants en deux éléments fondamentaux. Conformément à nos hypothèses initiales, le premier terme de l'équation représente la composante discrétionnaire de la variation du ratio alors que le deuxième terme en représente la composante induite.

2.1.2: Une méthodologie de décomposition des intérêts de la dette publique

La souplesse de la formule de décomposition initiale (équation 5.1) nous permet de l'appliquer à la décomposition de la variation du ratio au PIB de la dette publique. Nous envisagerons successivement les cas de la dette intérieure et extérieure et celui de la dette publique totale agrégée.

2.1.2.1 : Une méthodologie de décomposition des intérêts de la dette publique intérieure et extérieure

En ce qui concerne les paiements d'intérêts de la dette publique intérieure (INT), nous pouvons les exprimer comme une fonction du stock, décalé d'une période, de la dette publique et d'un taux d'intérêt nominal domestique implicite, soit :

$$INT_t = i_t \cdot DPI_{t-1} \quad (5.9)$$

La variable macro-économique associée à INT est naturellement $B_t = i_t \cdot PIB_t$. Par analogie avec le taux d'imposition implicite (t), on peut écrire :

$$t = \frac{INT_t}{B_t} = \frac{i_t \cdot DPI_{t-1}}{i_t \cdot PIB_t} = \frac{DPI_{t-1}}{PIB_t} \quad (5.10)$$

De ce qui précède, on peut obtenir une décomposition du ratio au PIB des paiements d'intérêts de la dette publique intérieure de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
\Delta \left(\frac{INT_t}{PIB_t} \right) &= \frac{i_t \cdot DPI_{t-1}}{PIB_t} - \frac{i_{t-1} \cdot DPI_{t-2}}{PIB_{t-1}} \\
&= \hat{d}_{t-1} \left(\frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) + \left(\hat{i} - \frac{(\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1})}{(1 + \hat{Y})} (1 + \hat{i}) \right) \left(\frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \\
&\quad + \hat{i} \cdot \hat{d}_{t-1} \left(\frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) - \frac{(\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1})}{(1 + \hat{Y})} (\hat{d}_{t-1}) \left(\frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \\
&\quad - \hat{i} \cdot \frac{(\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1})}{(1 + \hat{Y})} (\hat{d}_{t-1}) \left(\frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right)
\end{aligned} \tag{5.11}$$

où \hat{d}_{t-1} représente le taux de croissance du stock de la dette publique domestique au temps $t-1$ et $\hat{Y} = (\pi' + g + \pi' \cdot g)$ indique le taux de croissance du PIB nominal; π' et g étant respectivement le taux d'inflation estimé par le taux de variation du déflateur du PIB et le taux de croissance économique estimé par le taux de croissance du PIB aux prix constants; tout chapeau sur une variable indique un taux de variation.

L'expression $\hat{d}_{t-1} [(i_{t-1} \cdot PIB_{t-2}) / PIB_{t-1}]$ dans l'équation (5.11) indique la variation discrétionnaire du ratio au PIB des intérêts de la dette intérieure en ce sens qu'elle est due à une variation du ratio au PIB du stock de la dette domestique accumulée en période $t-1$ et donc à des actions délibérées des décideurs de la politique budgétaire qui n'ont pas respecté la condition de soutenabilité de la dette publique en augmentant son ratio au PIB dans le temps, ce qui ne manque pas d'affecter le montant des intérêts ultérieurs et donc la formation des déficits eux-mêmes (voir l'approche comptable de la soutenabilité en chapitre II de la présente partie).

Quant à l'expression $\left(\hat{i} - \frac{(\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1})}{(1 + \pi')(1 + \pi')} (1 + \hat{i}) \right) \left(\frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right)$ dans l'équation (5.11), elle représente sans ambiguïté, la variation induite du ratio au PIB des paiements d'intérêts de la dette publique intérieure parce qu'elle est due à une variation du taux d'intérêt nominal implicite et du taux de croissance du PIB nominal (\hat{Y}_t), tous les deux supposés être hors du contrôle direct des décideurs de la politique budgétaire. Quant aux expressions restantes, elles indiquent la variation du ratio au PIB des intérêts de la dette domestique, due à des variations combinées du taux d'intérêt nominal (\hat{i}), du taux de variation du PIB nominal (c'est-à-dire $\pi' + g + \pi' \cdot g$) et du ratio (\hat{d}_{t-1}) au PIB du stock de la dette domestique en $t-1$. Puisque les variables de l'environnement économique entrent en jeu dans cette variation, nous considérons qu'il s'agit même dans ce cas, d'une variation induite.

En considérant que le taux de croissance de la variable INT/PIB est égal à la différence première de son logarithme népérien, on peut écrire :

$$\begin{aligned}
\Delta \left(\frac{INT_t}{PIB_t} \right) &\approx d \text{Log} \left(\frac{INT}{PIB} \right) \cdot \frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} = (\hat{d}_{t-1} + \hat{i} - \Delta \hat{Y}) \frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \\
&= (\hat{d}_{t-1} + \hat{i} - \Delta \pi' - \Delta g) \cdot \frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}}
\end{aligned} \tag{5.12}$$

Le dernier terme de l'équation (5.12) montre que le taux de croissance du ratio au PIB des paiements d'intérêts sur la dette publique domestique est sensiblement égal à la somme du taux de variation du taux d'intérêt nominal implicite et du taux de variation du ratio au PIB du stock de la dette intérieure de la période précédente, le tout minoré de la somme du taux de

croissance du taux d'inflation des prix du PIB et du taux de variation du taux de croissance du PIB réel¹.

On peut aisément comprendre que la variation discrétionnaire des paiements d'intérêts de la dette publique intérieure est représentée par l'expression $(\hat{d}_{t-1}) \cdot INT_{t-1} / PIB_{t-1}$ dans l'équation (5.12). Cette expression nous rappelle la condition de soutenabilité de la politique budgétaire selon l'approche comptable de la soutenabilité telle qu'elle a été examinée et appliquée au cas du Maroc dans la première section du chapitre précédent. En effet, suivant cette approche, la politique budgétaire est qualifiée de soutenable si elle n'entraîne pas une augmentation dans le temps du ratio au PIB nominal de la dette publique. Or, une approximation du taux de croissance du ratio au PIB nominal de la dette publique intérieure dans l'équation (5.12) peut être obtenue par la différence entre le taux de croissance du stock de la dette intérieure elle-même au temps $t-1$ (soit \hat{D}_{t-1}) et le taux de croissance du PIB nominal² en $t-1$ (soit $(\pi'_{t-1} + g_{t-1})$).

On peut également comprendre aisément que la variation induite du ratio au PIB nominal des paiements d'intérêts domestiques peut être représentée par l'expression $(\hat{i} - \Delta\pi' - \Delta g) INT_{t-1} / PIB_{t-1}$ dans l'équation (5.12). L'hypothèse qui est derrière ce choix est que les variations du taux d'intérêt nominal intérieur, du taux d'inflation et du taux de croissance économique sont hors du contrôle direct des décideurs de la politique budgétaire.

En manipulant l'équation (5.12), nous proposons une interprétation plus intéressante de la décomposition de la variation du ratio au PIB des intérêts de la dette domestique :

$$\begin{aligned} \frac{INT_t}{PIB_t} - \frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} &\approx d\text{Log} \left(\frac{INT}{PIB} \right) \cdot \frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} = (\hat{i} + \hat{d}_{t-1} - \Delta\hat{Y}) \frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} \\ &= (\hat{i} + \hat{d}_{t-1} - \Delta\pi' - \Delta g) \cdot \frac{INT_{t-1}}{PIB_{t-1}} = (\Delta r + \Delta\pi') \frac{\hat{D}_{t-1}}{PIB_{t-1}} + (\hat{D}_{t-1} - \Delta\pi' - g) \frac{i_{t-1} \cdot D_{t-1}}{PIB_{t-1}} \end{aligned} \quad (5.13)$$

où r , D , et \hat{D}_r indiquent respectivement le taux d'intérêt réel sur la dette domestique, le stock nominal de la dette domestique et le taux de croissance du stock *réel* de la dette intérieure et les autres variables sont comme déjà définies.

¹- Il est clair que les décideurs de la politique budgétaire ne peuvent contrôler directement ni la variation du taux d'intérêt nominal (\hat{i}), ni le taux d'inflation des prix du PIB (π'), ni le taux de croissance économique (g). En conséquence, nous qualifions d'induite, toute variation du ratio des paiements d'intérêts, due à $(\hat{i} - \Delta\pi' - \Delta g)$.

²- L'expression $(\pi'_{t-1} + g_{t-1})$ n'est en fait qu'une estimation du taux de croissance du PIB nominal en période $t-1$, figurant au dénominateur du ratio de la dette publique intérieure en $t-1$. Ce ratio est constant dans le temps si la différence entre le taux de croissance du numérateur (c'est-à-dire du stock en cours décalé d'une période de la dette publique intérieure) et le taux de croissance du PIB nominal en $t-1$ est nulle. Formellement, la condition de constance du ratio de la dette intérieure est satisfaite si :

$$\hat{D}_{t-1} - (\pi'_{t-1} + g_{t-1}) = 0;$$

où \hat{D} est le taux de variation du stock de la dette domestique.

Cette condition est à la fois celle de la soutenabilité de la dette intérieure d'après l'approche comptable de la soutenabilité et celle d'une variation discrétionnaire nulle du ratio au PIB des paiements d'intérêts intérieurs. Le reliquat de la variation totale du ratio au PIB des paiements d'intérêts domestiques est représenté par les variations dues aux taux de croissance du taux d'intérêt nominal intérieur, du taux d'inflation et du taux de croissance économique; c'est-à-dire par l'expression $(\hat{i} - \Delta\pi' - \Delta g) INT_{t-1} / PIB_{t-1}$.

L'équation (5.13) montre que la variation totale du ratio au PIB des intérêts de la dette intérieure peut être décomposée en variations dues :

- à la variation du ratio au PIB de la dette intérieure, due à l'évolution du taux d'intérêt réel et du taux d'inflation, toute cette variation est représentée par l'expression $(\Delta r + \Delta \pi')(D_{t-1}/PIB_{t-1})$;
- à la variation du ratio des intérêts de la dette domestique due à l'évolution du stock réel de la dette intérieure, du taux d'inflation et du taux de croissance économique, toute cette variation est représentée par l'expression $(\hat{D}_{r,t-1} - \Delta \pi' - g)(i_{t-1} \cdot D_{t-1}/PIB_{t-1})$.

Un traitement similaire peut être réservé au ratio au PIB des paiements d'intérêts de la dette extérieure en vue d'en déterminer les variations discrétionnaire et induite. Soient INT' le montant en monnaie nationale des paiements d'intérêts de la dette publique extérieure, i^* le taux d'intérêt nominal implicite sur la dette publique extérieure, D^* le stock en cours de la dette publique extérieure en dollars américains, e le taux de change nominal défini comme étant le nombre d'unités monétaires nationales pour un dollar américain. Dès lors, la variation totale du ratio au PIB des paiements d'intérêts de la dette extérieure peut s'écrire:

$$\begin{aligned}
 \Delta \left(\frac{INT'_t}{PIB_t} \right) &= i^* \cdot \bar{d}_{t-1} \cdot \frac{e_t}{e_{t-1}} \cdot \frac{PIB_{t-1}}{PIB_t} - i^*_{t-1} \cdot \bar{d}_{t-2} \cdot \frac{e_{t-1}}{e_{t-2}} \cdot \frac{PIB_{t-2}}{PIB_{t-1}} \\
 &= \left(\hat{d}_{t-1} \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) + \left[i^* + \left(\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) + \hat{i}^* \left(\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) \right] \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} - \left(\frac{\hat{Y} - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} \right) \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} \\
 &\quad - \left[\hat{i}^* + \left(\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) \right] \left(\frac{\hat{Y} - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} \right) \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} - \hat{i}^* \left(\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) \left(\frac{\hat{Y} - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} \right) \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} \\
 &\quad + \hat{i}^* \cdot \hat{d}_{t-1} \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \left(\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) \cdot \left(\hat{d}_{t-1} \right) \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} - \left(\frac{\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} \right) \left(\hat{d}_{t-1} \right) \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} \\
 &\quad - \left(\hat{i}^* + \frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) \left(\frac{\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} \right) \left(\hat{d}_{t-1} \right) \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \hat{i}^* \cdot \frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \left(\hat{d}_{t-1} \right) \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}} \\
 &\quad - \hat{i}^* \cdot \frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \left(\frac{\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} \right) \left(\hat{d}_{t-1} \right) \cdot \frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}}
 \end{aligned} \tag{5.14}$$

où $\bar{d}_{t-1} = \frac{\bar{D}_{t-1} - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_{t-1})(1 + g_{t-1})}$ indique le taux de variation du ratio au PIB du stock en cours de la dette extérieure en période $t-1$, où \bar{D} est le stock de la dette extérieure exprimé en monnaie nationale et $\hat{Y} = (\pi'_t + g_t + \pi' \cdot g_t)$ est le taux de variation du PIB nominal, π'_t est le taux d'inflation des prix du PIB et g_t est le taux de croissance du PIB réel; un chapeau sur chaque variable indique un taux de variation.

L'équation (5.14) permet de décomposer la variation totale du ratio au PIB des paiements d'intérêts de la dette publique extérieure en variations discrétionnaire et induite. A notre sens, l'expression $\hat{d}_{t-1} \cdot (INT'_{t-1}/PIB_{t-1})$ dans l'équation (5.14) permet de mesurer la variation discrétionnaire du ratio des intérêts de la dette extérieure puisqu'elle indique la variation du ratio des intérêts extérieurs, due à une variation du ratio au PIB du stock de la dette extérieure en cours en période $t-1$. En ce sens, la variation est, dans ce cas, due à une accumulation antérieure de la dette extérieure par les pouvoirs publics, et une telle accumulation a évidemment un impact sur le montant ultérieur des intérêts de la dette extérieure et donc sur la

formation des déficits budgétaires eux-mêmes. Comme dans le cas de la dette publique domestique, une augmentation du stock de la dette extérieure, non conforme à l'évolution de certaines variables macro-économiques (notamment le taux d'inflation π' et le taux de croissance économique g) signifie, selon l'approche comptable de la soutenabilité de la politique budgétaire, que les décideurs de la politique économique ne respectent pas une règle fondamentale de soutenabilité de la dette publique. En considérant que le taux d'intérêt nominal (i^*) sur la dette extérieure, le taux de change nominal (e), le taux d'inflation (π') et le taux de croissance économique (g) sont hors du contrôle des décideurs de la politique budgétaire, il serait aisé de comprendre que la variation induite du ratio au PIB des intérêts de la dette extérieure correspond bien à la variation du ratio, due à la variation de ces quatre éléments ainsi qu'à la variation conjointe de ces mêmes éléments et du ratio au PIB du stock de la dette extérieure accumulé en période précédente.

L'équation (5.14) peut-être simplifiée en considérant que le taux de variation du ratio au PIB nominal des paiements d'intérêts de la dette extérieure est sensiblement égal à la différence première du logarithme népérien du ratio. Formellement, on peut écrire :

$$\begin{aligned} \frac{\Delta\left(\frac{INT'_t}{PIB_t}\right)}{\left(\frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right)} &= d\text{Log}\left(\frac{INT'_t}{PIB_t}\right) = d\text{Log}\left(i^* \cdot \tilde{d}_{t-1} \cdot \frac{e_t}{e_{t-1}} \cdot \frac{PIB_{t-1}}{PIB_t}\right) \\ &= \hat{i}^* + \hat{d}_{t-1} + \Delta\hat{e}_t - \Delta\hat{Y} = \hat{i}^* + \hat{d}_{t-1} + \Delta\hat{e}_t - \Delta\pi'_t - \Delta g_t \\ \Leftrightarrow \Delta\left(\frac{INT'_t}{PIB_t}\right) &= \left(\hat{i}^* + \hat{d}_{t-1} + \Delta\hat{e}_t - \Delta\pi'_t - \Delta g_t\right) \left(\frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right) \end{aligned} \quad (5.15)$$

L'équation (5.15) montre que la variation du ratio au PIB nominal des paiements d'intérêts sur la dette publique extérieure peut se décomposer en variations discrétionnaire et induite. La variation discrétionnaire est représentée par l'expression $\left(\hat{d}_{t-1}\right)\left(\frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right)$, tandis que la variation induite est représentée par la quantité $\left(\hat{i}^* + \Delta\hat{e}_t - \Delta\pi'_t - \Delta g_t\right)\left(\frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right)$. L'hypothèse qui est derrière ce choix est que si les intérêts de la dette publique extérieure en proportion du PIB ont augmenté en raison d'une hausse au taux $\left(\hat{d}_{t-1}\right)$ au temps $t-1$ du ratio au PIB de la dette extérieure, ce sont les pouvoirs publics eux-mêmes qui sont responsables de cette situation; et, de ce fait, ils n'ont pas respecté la règle de soutenabilité qui veut que le ratio de la dette au PIB soit maintenu constant dans le temps. Par contre, si l'augmentation des paiements d'intérêts de la dette publique extérieure en proportion du PIB est due à une hausse de la somme du taux d'intérêt nominal (au taux de croissance \hat{i}^*) et de la variation du taux de croissance du taux de change nominal ($\Delta\hat{e}$) ainsi qu'à la diminution du taux de croissance économique (g) et du taux d'inflation (π), c'est l'environnement économique qui est responsable de la situation.

En manipulant l'équation (5.15), nous proposons une interprétation qui semble intéressante. L'équation (5.15) peut se réécrire :

$$\begin{aligned} \Delta\left(\frac{INT'_t}{PIB_t}\right) &= \left(\hat{i}^* + \hat{d}_{t-1} + \Delta\hat{e}_t - \Delta\pi'_t - \Delta g_t\right) \left(\frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right) \\ &= \left(\hat{i}^* + \Delta\hat{\lambda}_t - \Delta g - \Delta\pi'_t + \hat{d}_{t-1}\right) \left(\frac{INT'_{t-1}}{PIB_{t-1}}\right) \end{aligned} \quad (5.16)$$

où $\hat{\lambda}_t$ et π'_t indiquent respectivement le taux de croissance du taux de change réel et le taux d'inflation des prix du PIB à l'étranger.

2.1.2.2 : Une méthodologie de décomposition des intérêts de la dette publique totale agrégée

En vue de décomposer la variation totale du ratio au PIB de la dette globale domestique et extérieure agrégée en variations discrétionnaire et induite, nous proposons d'agréger les ratios des deux types de paiements d'intérêts en un ratio unique. L'objectif ultime de cette agrégation est de déterminer les variations discrétionnaire et induite du ratio global des paiements d'intérêts de la dette publique totale agrégée.

Soient \bar{i} un taux d'intérêt nominal implicite moyen¹ sur la dette publique totale intérieure et extérieure (DPT), $INTT$ le montant global des paiements d'intérêts de la dette publique totale intérieure et extérieure agrégée. Ce montant équivaut évidemment à la somme de INT et de INT' . Dès lors, on peut écrire :

$$\begin{aligned}
 \frac{INTT_t}{PIB_t} - \frac{INTT_{t-1}}{PIB_{t-1}} &= \frac{\bar{i} \cdot DPT_{t-1}}{PIB_t} - \frac{\bar{i}_{t-1} \cdot DPT_{t-2}}{PIB_{t-1}} = \frac{\bar{i} \cdot (DPI_{t-1} + D^*_{t-1} \cdot e_t)}{PIB_t} - \frac{\bar{i}_{t-1} \cdot (DPI_{t-2} + D^*_{t-2} \cdot e_{t-1})}{PIB_{t-1}} \\
 &= \left(\frac{\bar{i} \cdot DPI_{t-1}}{PIB_t} - \frac{\bar{i}_{t-1} \cdot DPI_{t-2}}{PIB_{t-1}} \right) + \left(\frac{\bar{i} \cdot D^*_{t-1} \cdot e_t}{PIB_t} - \frac{\bar{i}_{t-1} \cdot D^*_{t-2} \cdot e_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \\
 &= \hat{d}_{t-1} \left(\frac{\bar{i}_{t-1} \cdot DPI_{t-2}}{PIB_{t-1}} \right) + \hat{d}_{t-1} \left(\frac{\bar{i}_{t-1} \cdot D^*_{t-2} \cdot e_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \\
 &+ \left(\frac{\hat{i}}{\bar{i}} - \frac{\hat{Y} - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} \right) (1 + \hat{i}) \left(\frac{\bar{i}_{t-1} \cdot DPI_{t-2} + D^*_{t-2} \cdot e_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \\
 &- \frac{\hat{Y} - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} (1 + \hat{i}) \left(1 + \frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) \left(\frac{\bar{i}_{t-1} \cdot D^*_{t-2} \cdot e_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \\
 &+ \hat{i} \left(\hat{d}_{t-1} \left(\frac{\bar{i}_{t-1} \cdot DPI_{t-2}}{PIB_{t-1}} \right) + \hat{d}_{t-1} \left(\frac{\bar{i}_{t-1} \cdot D^*_{t-2} \cdot e_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \right) \\
 &- \frac{\hat{Y} - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} (\hat{i} + 1) \left(\hat{d}_{t-1} \left(\frac{\bar{i}_{t-1} \cdot DPI_{t-2}}{PIB_{t-1}} \right) + \hat{d}_{t-1} \left(\frac{\bar{i}_{t-1} \cdot D^*_{t-2} \cdot e_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \right) \\
 &+ \left((1 + \hat{i}) \left(\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) - \frac{\hat{Y} - \hat{Y}_{t-1}}{(1 + \pi'_t)(1 + g_t)} \left(\left(\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) + \hat{i} \left(\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}} \right) \right) \right) \left(\hat{d}_{t-1} \left(\frac{\bar{i}_{t-1} \cdot D^*_{t-2} \cdot e_{t-1}}{PIB_{t-1}} \right) \right)
 \end{aligned} \tag{5.17}$$

L'équation (5.17) montre que la variation totale du ratio au PIB des paiements d'intérêts de la dette publique totale intérieure et extérieure agrégée peut se décomposer en les variations désagrégées suivantes :

- la variation due à \hat{d}_{t-1} et \hat{d}_{t-1} , qui représente à notre sens la variation discrétionnaire du ratio au PIB des intérêts de la dette publique totale intérieure et extérieure agrégée puisqu'elle est due à une accumulation antérieure de la dette publique totale agrégée en proportion du PIB;
- la variation due aux variables de l'environnement économique à savoir \bar{i} (variant au taux \hat{i}), le PIB nominal Y (variant au taux \hat{Y}) et décomposé en PIB réel et en déflateur du

¹ Le paiement d'intérêts totaux ($INTT$) sur la dette publique globale domestique et extérieure agrégée peut s'écrire :

$$INT + INT' = i \cdot DPI_{t-1} + i^* \cdot DPI_{t-1} \cdot e_t = \bar{i} (DPI_{t-1} + DPI_{t-1} \cdot e_t);$$

Ceci implique que :

$$\bar{i} = (i \cdot DPI_{t-1} + i^* \cdot DPI_{t-1} \cdot e_t) / (DPI_{t-1} + DPI_{t-1} \cdot e_t)$$

PIB¹, et le rapport entre le taux de change nominal en t et le taux de change nominal en $t-1$ (variant au taux $\Delta\hat{e}/(1+\hat{e}_{t-1})$);

- la variation due aux effets conjoints de l'évolution des variables de la politique budgétaire (c'est-à-dire \hat{d}_{t-1} et \hat{a}_{t-1}) et des variables de l'environnement économique.

Les deux dernières variations sont considérées ici comme étant des variations induites parce que dans les deux cas, les variables de l'environnement économique, supposées hors du contrôle des décideurs de la politique budgétaire, entrent en jeu.

2.2- Une application de la nouvelle méthodologie de décomposition au budget général de l'Etat marocain

Nous tenterons de généraliser et d'appliquer notre méthodologie de décomposition aux divers postes budgétaires. Dans un premier lieu, nous nous intéresserons à l'application de la méthodologie à des postes budgétaires spécifiques, en l'occurrence les salaires publics, les subventions et les autres transferts publics courants et les intérêts de la dette publique. Dans un deuxième lieu, nous axerons l'analyse sur une décomposition générale du budget.

2.2.1 : Application de la nouvelle méthodologie à des postes budgétaires spécifiques

Comme exemple illustratif, nous nous intéressons ici à la décomposition des salaires publics, des subventions et autres transferts courants et des intérêts de la dette publique.

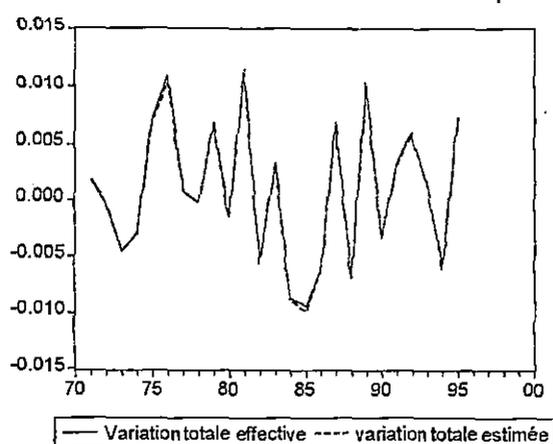
2.2.1.1 : Application de la nouvelle méthodologie de décomposition au cas de la masse salariale publique et des subventions et autres transferts publics courants

Le graphique 4 permet d'illustrer la variation totale *effective* ainsi que la variation totale estimée par l'équation (5.7), de la masse salariale publique. Il montre clairement que la variation totale effective est très proche de la variation totale estimée. Ceci montre que notre méthode de décomposition basée sur les premières différences du logarithme népérien est relativement bonne.

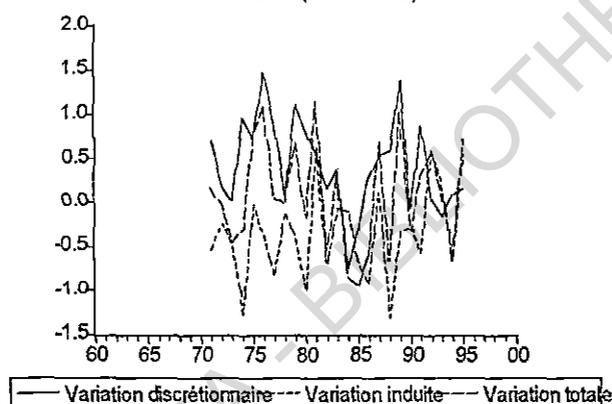
Par ailleurs, l'examen de la variation discrétionnaire et de la variation induite du ratio au PIB des salaires et traitements publics montre clairement que leur somme est exactement égale à la variation totale effective et très sensiblement égale à la variation totale du ratio, estimée par l'équation (5.7). Le graphique 5 représente la décomposition de la variation du ratio au PIB des traitements et salaires publics en variations discrétionnaire et induite suivant l'équation (5.5).

1. De telle sorte que le taux de variation du PIB égale la quantité $(\pi' + g + \pi'.g)$.

GRAPHIQUE 4 : Variation totale effective et variation totale estimée du ratio au PIB des traitements et salaires publics



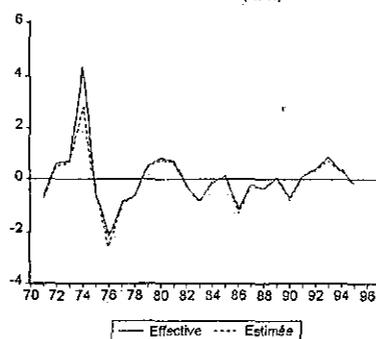
GRAPHIQUE 5 : Décomposition de la variation des dépenses de salaires et de traitements publics en variations discrétionnaire et induite (en % du PIB)



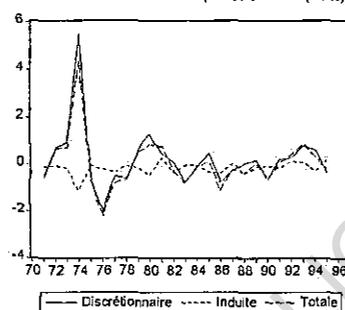
Le graphique 6 retrace l'évolution de la variation totale effective et estimée du ratio au PIB des subventions et autres transferts publics au Maroc, la variation estimée étant déterminée sur la base de l'expression $(d\text{Log}(SATR) + d\text{Log}(IPC) - d\text{Log}(PIB)) \cdot SAT_{t-1} / PIB_{t-1} \times 100$, où $SATR$ est la valeur réelle des subventions et autres transferts courants, IPC est l'indice des prix à la consommation et SAT est la valeur nominale des subventions et autres transferts courants. Comme le montre le graphique 6, la variation totale effective et la variation totale estimée présentent une évolution similaire durant la période, suggérant que notre méthodologie de décomposition est bonne dans l'ensemble.

Le graphique 7 présente les variations discrétionnaire et induite du ratio au PIB des subventions et d'autres transferts courants. Généralement, l'augmentation du ratio durant la première moitié des années 70 est principalement due à des actions délibérées des pouvoirs publics en ce sens que l'accroissement du ratio est essentiellement expliquée par l'augmentation de la valeur réelle des subventions et d'autres transferts publics courants.

GRAPHIQUE 6 : Variation effective et variation estimée
du ratio au PIB des subventions
et autres transferts publics
courants (en %)



GRAPHIQUE 7 : Variation discrétionnaire et variation induite
du ratio au PIB des subventions et d'autres
transferts publics courants (en %)



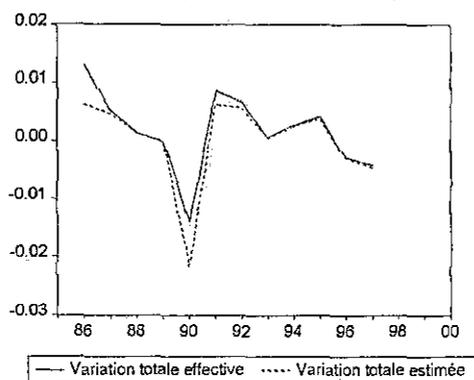
2.2.1.2 : Application de la nouvelle méthodologie de décomposition au cas des intérêts de la dette publique totale

Le graphique 8 présente la variation totale effective et estimée du ratio au PIB des intérêts de la dette publique intérieure. La variation estimée est déterminée sur la base de l'expression $(\hat{d}_{t-1} + \bar{i} - \Delta\pi' - \Delta g) \cdot (INT_{t-1}/PIB_{t-1})$, où \hat{d}_{t-1} est le taux de croissance du stock de la dette publique intérieure en période $t-1$, \bar{i} est le taux de croissance du taux d'intérêt implicite sur la dette publique domestique, π' est le taux d'inflation des prix du PIB, g est le taux de croissance du PIB réel et INT est la valeur nominale des intérêts de la dette publique intérieure.

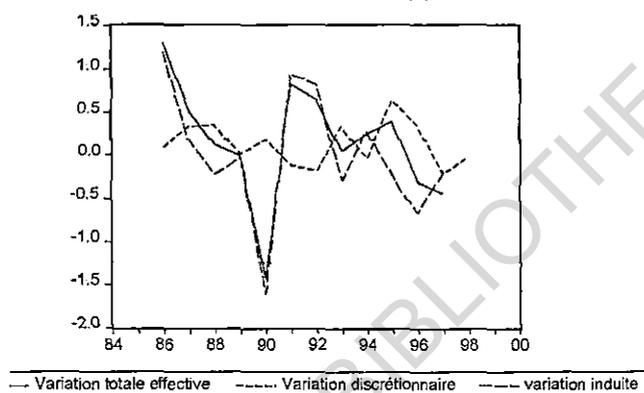
Comme le révèle le graphique 8, les variations totales effective et estimée présentent une tendance similaire, suggérant que la méthode de décomposition est globalement bonne. Le graphique 9 présente une décomposition du ratio au PIB des intérêts de la dette publique domestique en variations discrétionnaire et induite, suivant notre méthodologie de décomposition.

Le graphique 10 représente la variation totale *effective* et la variation totale *estimée* du ratio au PIB des paiements de la dette extérieure marocaine durant la période 1985-1998, en utilisant l'équation (5.17).

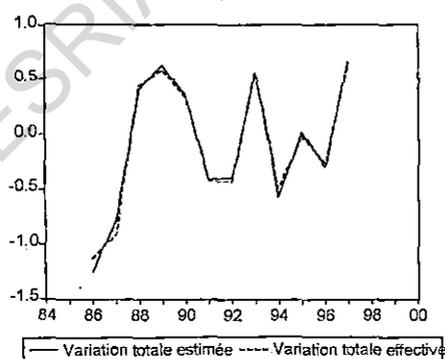
GRAPHIQUE 8 : Variation totale effective et variation totale estimée du ratio au PIB des paiements d'intérêts domestiques au Maroc



GRAPHIQUE 9 : Décomposition de la variation totale du ratio au PIB des intérêts de la dette intérieure en variations discrétionnaire et induite (en points de pourcentage)

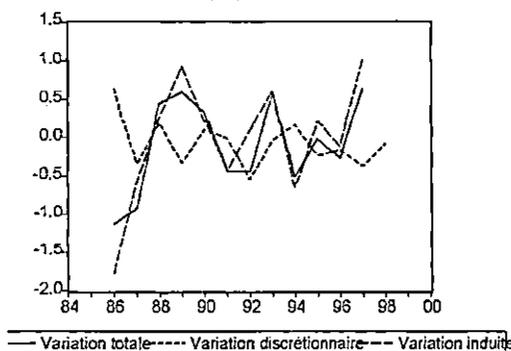


GRAPHIQUE 10 : Variation totale estimée et variation totale effective du ratio au PIB des intérêts de la dette extérieure marocaine (en points de pourcentage)



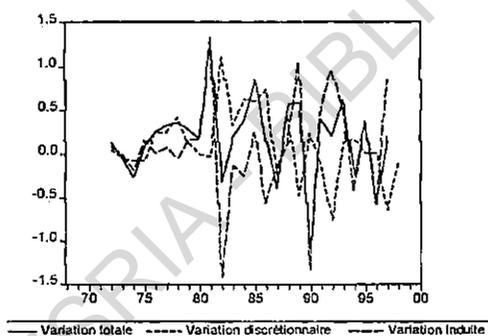
Le graphique 10 montre clairement que la variation totale estimée du ratio est sensiblement égale à la variation totale effective, ce qui indique que notre méthodologie de décomposition est relativement bonne. La décomposition de la variation totale du ratio en variations discrétionnaire et induite est retracée dans le graphique 11, conformément à notre méthode de décomposition illustrée par l'équation (5.14).

GRAPHIQUE 11 : Décomposition de la variation totale du ratio au PIB des intérêts de la dette extérieure en variations discrétionnaire et induite (en points de pourcentage)



Le graphique 12 retrace l'évolution de la variation discrétionnaire et induite du ratio au PIB des intérêts de la dette publique totale agrégée, suivant notre méthodologie de décomposition examinée dans le paragraphe précédent. Le tableau 18 présente une décomposition de la variation totale du ratio au PIB des paiements d'intérêts sur la dette publique totale marocaine domestique et extérieure agrégée suivant l'équation (5.19).

GRAPHIQUE 12 : Décomposition du ratio au PIB des intérêts de la dette totale intérieure et extérieure marocaine agrégée en variations discrétionnaire et induite (en points de pourcentage)



Le tableau 17 présente une décomposition de la variation totale du ratio au PIB des dépenses totales d'intérêts sur la dette publique globale intérieure et extérieure agrégée en deux variations distinctes :

- i) la variation due à la croissance du ratio au PIB des stocks de la dette intérieure et extérieure accumulée dans le passé; elle représente à notre sens la variation discrétionnaire,
- ii) La variation induite du ratio au PIB des dépenses d'intérêts, qui est due à :

- a₁- la variation du taux d'intérêt implicite moyen,
- a₂- la variation du taux de change nominal,
- a₃- la variation du taux d'inflation des prix du PIB,
- a₄- la variation du taux de croissance économique,
- a₅- la variation combinée de ces deux derniers éléments,
- a₆- la variation combinée du taux d'intérêt nominal implicite moyen, du taux de change nominal et du taux de croissance du PIB nominal,
- a₇- la variation combinée du taux d'intérêt nominal implicite moyen, du taux de change nominal, du taux de croissance du PIB nominal et du stock passé de la dette intérieure et extérieure agrégée.

En d'autres termes, la variation totale du ratio au PIB des paiements d'intérêts peut se décomposer en trois éléments, soit :

$$\Delta(INTT_t / PIB_t) = \Delta DISCR + \Delta IND + \Delta IND \cdot \Delta DISCR \quad (5.18)$$

où $\Delta DISCR$ et ΔIND désignent respectivement la variation discrétionnaire et la variation induite et $\Delta IND \cdot \Delta DISCR$ représente la variation discrétionnaire induite, c'est-à-dire la partie de la variation discrétionnaire due à l'environnement économique.

En ce sens, $\Delta DISCR$ correspond à (i) et ΔIND correspond à a_1, a_2, a_3, a_4, a_5 et a_6 tandis que $\Delta IND \cdot \Delta DISCR$ correspond à a_7 . Or, $\Delta IND \cdot \Delta DISCR$ n'est pas sous le contrôle direct des décideurs de la politique budgétaire parce qu'il représente la variation discrétionnaire due à a_1, a_2, a_3, a_4, a_5 et a_6 , ce qui explique son intégration dans la variation induite totale du ratio au PIB des intérêts de la dette publique globale intérieure et extérieure agrégée.

Il est évident que la somme de toutes ces variations (discrétionnaire et induite) égalent la variation totale du ratio au PIB des paiements d'intérêts. La période 1972-1997 couverte dans le tableau 17 peut être scindée en quatre sous - périodes : 1972-1975; 1976-1981, 1982-1993 et 1994-1997. La première sous-période correspond aux années précédant l'accumulation de déficits publics croissants et donc de l'accumulation de la dette et des paiements d'intérêts. La seconde période correspond aux années caractérisées par l'accumulation de la dette et des déficits budgétaires. La troisième sous - période est caractérisée par des rééchelonnements de la dette extérieure¹ et des efforts d'ajustement budgétaire déployés dans le cadre de ce qui est communément appelé le programme d'ajustement structurel, tandis que la dernière sous - période correspond aux années succédant à la fin des rééchelonnements.

Nous avons procédé au calcul des variations discrétionnaires, induites et totales cumulées durant ces quatre sous - périodes en vue de déterminer les variations totales et la responsabilité respective des actions délibérées de l'Etat et de l'environnement économique dans la variation des paiements d'intérêts en pourcentage du PIB.

Sur la période 1972-1975, les paiements d'intérêts ont diminué d'environ 0,09 point de pourcentage du PIB, dont une diminution de 0,15 point de pourcentage est due à des actions discrétionnaires des décideurs. En ce sens, la baisse des paiements d'intérêts en pourcentage du PIB aurait pu être plus conséquente si l'environnement économique n'avait pas contribué à la hausse des paiements d'intérêts d'environ 0,06 point de pourcentage. Une telle variation induite est due notamment à la variation du taux d'intérêt nominal implicite moyen (+0,11%) alors que les autres facteurs sont tous favorables à l'exception de la croissance économique qui contribue à une hausse des intérêts d'environ 0,012 point de pourcentage du PIB. Dans l'ensemble, tous les facteurs liés à la conjoncture, en dehors du taux d'intérêt nominal, ont contribué à la baisse des paiements d'intérêts à raison de 0,05 point de pourcentage du PIB.

Durant la période 1976-81, les paiements d'intérêts ont augmenté d'environ 2,76 points de pourcentage du PIB à cause des actions délibérées des décideurs (+1,01%) et d'un environnement économique défavorable (+1,75%). Ceci montre, contrairement à ce qu'on peut penser, que, durant cette période caractérisée par un endettement extérieur croissant, la contribution de l'environnement économique à l'augmentation du ratio au PIB des intérêts de la dette publique est plus forte que celle des actions discrétionnaires des décideurs. La

¹- Cette sous - période se caractérise également par un recours de plus en plus important à l'endettement intérieur, surtout à partir de 1985/1986.

contribution relative de l'environnement économique est de l'ordre de 63,40% de la variation totale contre 36,60% seulement pour les facteurs supposés sous le contrôle direct des décideurs de la politique budgétaire. Une telle variation induite de 1,75 points de pourcentage du PIB est due notamment à l'augmentation du taux d'intérêt nominal et du taux de variation du taux de change nominal ainsi qu'à une baisse du taux de croissance économiques et des variations conjointes du taux d'intérêt nominal, du taux de change nominal et du taux de croissance du PIB nominal, avec des contributions respectives de (+0,82), (+0,64%), (+0,16) et (+0,14) point de pourcentage du PIB, les contributions respectives des autres facteurs se compensent à peu près mutuellement.

Sur la période 1982-1993, caractérisée par la prédominance du rééchelonnement de la dette extérieure, des efforts déployés par les pouvoirs publics dans le sens de l'ajustement budgétaire sous l'égide du FMI et du recours à l'endettement intérieur, notamment à partir de 1985/1986, les intérêts de la dette publique totale agrégée ont augmenté de 2,21 points de pourcentage du PIB dont 2,60 points de pourcentage sont dus à des actions discrétionnaires des décideurs de la politique budgétaire.

Une telle variation discrétionnaire est due à l'accumulation antérieure de la dette extérieure contribuant à l'augmentation discrétionnaire des intérêts à raison de 1,94 points de pourcentage du PIB contre 0,66 point seulement pour l'accumulation antérieure de la dette publique domestique¹. En ce sens, les intérêts auraient pu augmenter plus vite en proportion du PIB si l'environnement économique n'avait pas été clément en réduisant les intérêts de 0,39 point de pourcentage. Une telle variation induite du ratio au PIB des intérêts de la dette totale agrégée cache toutefois des disparités manifestes dans la structure de la variation induite totale. Si l'environnement économique général était justement clément, des facteurs liés à cet environnement comme le taux d'intérêt nominal implicite moyen, l'inflation domestique et le taux de croissance économique n'étaient guère favorables à une baisse des intérêts en proportion du PIB. En effet, l'augmentation du taux d'intérêt nominal et la baisse des taux d'inflation et de croissance économique ont contribué à une hausse du ratio au PIB des intérêts durant cette sous - période, contribuant respectivement à cette hausse à raison de 0,53; 0,31 et 0,24 points de pourcentage du PIB. Sans une baisse du taux de croissance du taux de change nominal et les variations négatives conjointes du taux d'intérêt nominal, du taux de change nominal, du taux de croissance du PIB nominal et du stock de la dette totale agrégée, la variation induite totale auraient pu être positive, augmentant ainsi le ratio au PIB des intérêts de la dette publique. En effet, ces divers facteurs ont contribué à la baisse des intérêts à raison de 0,56 et 0,92 point de pourcentage du PIB respectivement.

Durant la sous - période 1994-1997, postérieure à la fin des rééchelonnements de la dette extérieure, les paiements d'intérêts de la dette publique totale agrégée ont diminué d'environ 0,24 point de pourcentage. Cette diminution est due à des actions discrétionnaires (-0,44 point) dont (+0,41) point de pourcentage du PIB est dû à l'accumulation en proportion du PIB de la dette intérieure et le reste (-0,85) est dû à la baisse en proportion du PIB de la dette extérieure.

¹ Cela signifie tout simplement que, durant la période 1982-1993, l'accumulation de la dette extérieure a contribué à la variation discrétionnaire totale à raison de 75 % environ contre 25% seulement pour l'accumulation de la dette publique intérieure.

Tableau N° 17 : DECOMPOSITION DE LA VARIATION TOTALE DU RATIO AU PIB DES PAIEMENTS
D'INTERETS SUR LA DETTE PUBLIQUE TOTALE MAROCAINE DOMESTIQUE-ET
EXTERIEURE AGREGÉE (en points de pourcentage)

| | 1972 | 1973 | 1974 | 1975 | 1976 | 1977 | 1978 | 1979 |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <u>Variation due à :</u> | | | | | | | | |
| $(\hat{a}_{t-1} \text{ et } \hat{a}_{t-1})$ | 0,0456 | -0,0491 | -0,0789 | -0,0715 | 0,2463 | 0,2480 | 0,4194 | 0,1198 |
| <u>VAR.DISC:</u> | 0,0456 | -0,0491 | -0,0789 | -0,0715 | 0,2463 | 0,2480 | 0,4194 | 0,1198 |
| \hat{i} | 0,1140 | 0,0512 | -0,1140 | 0,0593 | -0,0600 | 0,2319 | -0,0644 | 0,1767 |
| $\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}}$ | -0,0649 | -0,0136 | 0,1393 | -0,0722 | 0,1066 | -0,0569 | -0,0988 | 0,0166 |
| $-\frac{\Delta \pi'}{1 + \hat{Y}}$ | -0,0027 | -0,0155 | -0,0997 | 0,1057 | -0,0090 | -0,0831 | 0,0881 | -0,0039 |
| $-\frac{\Delta g}{1 + \hat{Y}}$ | 0,0398 | -0,0232 | -0,0874 | 0,0832 | -0,0260 | 0,0029 | 0,0476 | -0,0223 |
| $-\frac{\Delta(\pi'g)}{1 + \hat{Y}}$ | 0,0015 | -0,0016 | -0,0194 | 0,0189 | -0,0017 | -0,0054 | 0,0094 | -0,0018 |
| Eff. Comb. $\bar{i}, e \text{ et } Y$ | -0,0056 | -0,0019 | -0,0163 | -0,0094 | -0,0083 | -0,0226 | -0,0109 | -0,0013 |
| Eff. Comb. (\bar{i}, e, Y) | | | | | | | | |
| $(\hat{a}_{t-1} \hat{a}_{t-1})$ | 0,0021 | 0,0009 | 0,0090 | -0,0168 | 0,0091 | 0,0145 | -0,0232 | 0,0100 |
| VAR. INDUITE : | 0,0844 | -0,0038 | -0,1885 | 0,1686 | 0,0106 | 0,0812 | -0,0522 | 0,1739 |
| <u>VAR. TOT:</u> | 0,1300 | -0,0529 | -0,2674 | 0,0971 | 0,2568 | 0,3292 | 0,3671 | 0,2937 |

Tableau 17 (suite)

| Variation due à : | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 |
|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <u>Variation due à :</u> | | | | | | | | |
| $(\hat{a}_{t-1}$ et \hat{a}_{t-1}) | -0,0018 | -0,0231 | 1,1130 | 0,3281 | 0,6282 | 0,6078 | 0,7411 | -0,2618 |
| <u>VAR.DISC</u> | -0,0018 | -0,0231 | 1,1130 | 0,3281 | 0,6282 | 0,6078 | 0,7411 | -0,2618 |
| \hat{i} | 0,1891 | 0,3441 | -0,5308 | -0,4558 | -0,1499 | 0,5998 | 0,6288 | -0,9270 |
| $\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}}$ | 0,1304 | 0,5420 | -0,3377 | 0,0387 | 0,1484 | -0,2611 | -0,8590 | 0,0604 |
| $-\frac{\Delta \pi'}{1 + \hat{Y}}$ | -0,1445 | 0,1292 | 0,0776 | -0,0060 | -0,0382 | 0,0035 | -0,0694 | 0,3069 |
| $-\frac{\Delta g}{1 + \hat{Y}}$ | 0,0207 | 0,1369 | -0,3900 | 0,3261 | -0,1570 | -0,0657 | -0,0863 | 0,5422 |
| $-\frac{\Delta(\pi'g)}{1 + \hat{Y}}$ | -0,0034 | 0,0176 | -0,0301 | 0,0234 | -0,0132 | -0,0054 | -0,0131 | 0,0473 |
| Eff. Comb. \bar{i}, e et Y | -0,0079 | 0,1940 | 0,1244 | -0,0481 | -0,0058 | -0,0447 | -0,1002 | -0,1691 |
| Eff. Comb. (\bar{i}, e, Y) $(\hat{a}_{t-1}, \hat{a}_{t-1})$ | -0,0019 | -0,0136 | -0,3418 | -0,0109 | -0,0382 | 0,0252 | -0,0692 | 0,0042 |
| <u>VAR. INDUITE :</u> | 0,1824 | 1,3502 | -1,4285 | -0,1326 | -0,2539 | 0,2517 | -0,5685 | -0,1350 |
| <u>VAR. TOTALE</u> | 0,1806 | 1,3271 | -0,3156 | 0,1955 | 0,3743 | 0,8595 | 0,1726 | -0,3968 |

Tableau 17 (suite)

| Variation due à: | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Variation due à: | | | | | | | | | | |
| $(\hat{d}_{t-1}$ et $\hat{d}_{t-1})$ | 0,4441 | -0,4721 | 0,2420 | -0,1481 | -0,7584 | 0,1318 | 0,1837 | 0,0119 | 0,0155 | -0,6490 |
| VAR.DISC | 0,4441 | -0,4721 | 0,2420 | -0,1481 | -0,7584 | 0,1318 | 0,1837 | 0,0119 | 0,0155 | -0,6490 |
| \hat{i} | 0,5439 | 0,4019 | -0,9188 | 0,4309 | 0,7152 | 0,1861 | 0,5374 | 0,0060 | -0,2683 | -0,0499 |
| $\frac{\Delta \hat{e}}{1 + \hat{e}_{t-1}}$ | 0,2483 | 0,2122 | -0,2668 | 0,3037 | -0,2827 | 0,4392 | -0,4022 | -0,2607 | 0,4009 | 0,2522 |
| $\frac{\Delta \pi'}{1 + \hat{Y}}$ | -0,0579 | 0,0827 | -0,1037 | -0,0323 | 0,1054 | 0,0420 | 0,1072 | -0,3586 | 0,3560 | -0,0377 |
| $\frac{\Delta g}{1 + \hat{Y}}$ | -0,5106 | 0,3781 | -0,0667 | -0,1261 | 0,5519 | -0,1565 | -0,5965 | 0,9504 | -0,9921 | 0,7703 |
| $\frac{\Delta(\pi'g)}{1 + \hat{Y}}$ | -0,0262 | 0,0227 | -0,0064 | -0,0094 | 0,0316 | -0,0073 | -0,0103 | 0,0384 | -0,0360 | 0,0105 |
| Eff. Comb. \bar{i}, e et Y | -0,0770 | 0,0756 | 0,0778 | 0,0006 | 0,0135 | 0,0007 | -0,0449 | -0,0287 | -0,0305 | 0,0249 |
| Eff. Comb. (\bar{i}, e, Y) $(\hat{d}_{t-1}, \hat{d}_{t-1})$ | 0,0076 | -0,1144 | -0,0518 | -0,0092 | -0,1648 | -0,0039 | -0,0189 | 0,0242 | -0,0209 | -0,1214 |
| VAR. INDUITE: | 0,1279 | 1,0590 | -1,3365 | 0,5581 | 0,9701 | 0,5002 | -0,4283 | 0,3712 | -0,5910 | 0,8489 |
| VAR. TOTALE | 0,5720 | 0,5867 | -1,0944 | 0,4100 | 0,2117 | 0,6320 | -0,2446 | 0,3831 | -0,5754 | 0,2000 |

Ainsi, l'environnement économique était relativement sévère en augmentant les intérêts de la dette publique totale agrégée d'environ 0,20 point de pourcentage. Là encore, la variation induite totale du ratio au PIB des dépenses d'intérêts cache des disparités dans la contribution relative de chaque facteur lié à l'environnement économique. En ce sens, l'environnement économique aurait pu être plus sévère si l'augmentation du taux d'intérêt nominal implicite moyen et la chute des taux d'inflation et de croissance économique n'avaient pas été compensées par une baisse du taux de croissance du taux de change nominal et des variations négatives conjointes du taux d'intérêt nominal, du taux de croissance du taux de change nominal, du taux de croissance du PIB nominal et des ratios au PIB des stocks de la dette intérieure et extérieure antérieurement accumulés. La contribution du taux d'intérêt nominal à la hausse des intérêts de la dette publique est de l'ordre de (+0,22) point de pourcentage alors que celles des taux d'inflation et de croissance économique sont respectivement d'environ (+0,07) et (+0,13) point de pourcentage du PIB respectivement. Quant à la contribution du taux de change nominal, elle est d'environ (-0,01) point de pourcentage alors que celle des facteurs combinés de l'environnement économique ont contribué à raison de 0,21 point de pourcentage du PIB.

2.2.2 : Une décomposition du budget général et du déficit budgétaire en variations discrétionnaire et induite

Nous avons exploité notre méthodologie de décomposition pour désagréger les variations des divers postes de recettes et de dépenses du budget de l'Etat marocain en variations discrétionnaires et induites. Nous présentons d'abord les résultats de la décomposition des divers postes du budget général avant d'effectuer une décomposition du déficit budgétaire en variations discrétionnaire et induite et de formuler des remarques et des implications de politique économique.

2.2.2.1 : Décomposition générale des dépenses et des recettes publiques en variations discrétionnaires et induites

Les résultats de la décomposition sont résumés dans le tableau 18. Comme nous l'avons déjà souligné, les variables macro-économiques auxquelles les divers postes budgétaires sont supposés être reliés diffèrent évidemment d'un poste budgétaire à un autre.

La première partie du tableau décompose les variations des recettes publiques totales en variations discrétionnaires et induites. Pour tous les postes de recettes publiques, sauf le poste « autres recettes non fiscales »¹, les variations discrétionnaires et induites sont déterminées sur la base de notre méthodologie de décomposition ci-dessus examinée.

En ce qui concerne les postes de dépenses publiques (deuxième partie du tableau 18), seul le poste « investissement public » n'a pas pu être décomposé en variations discrétionnaires et induites. Notre hypothèse initiale réside dans le fait que toute variation du ratio au PIB de ce type de dépenses est classée comme discrétionnaire en ce sens que les dépenses publiques en capital relèvent d'actions délibérées de l'Etat.

En additionnant les variations discrétionnaires des recettes publiques et en soustrayant celles des dépenses publiques dans le tableau 18, il est possible d'estimer la variation du solde

¹- En principe, la variable macro-économique à laquelle le poste « autres recettes publiques non fiscales » devrait être reliée devrait être le chiffre d'affaires des entreprises d'Etat, autres que l'OCP. Malheureusement, nous n'avons pas pu obtenir les données statistiques nécessaires pour la conduite des estimations.

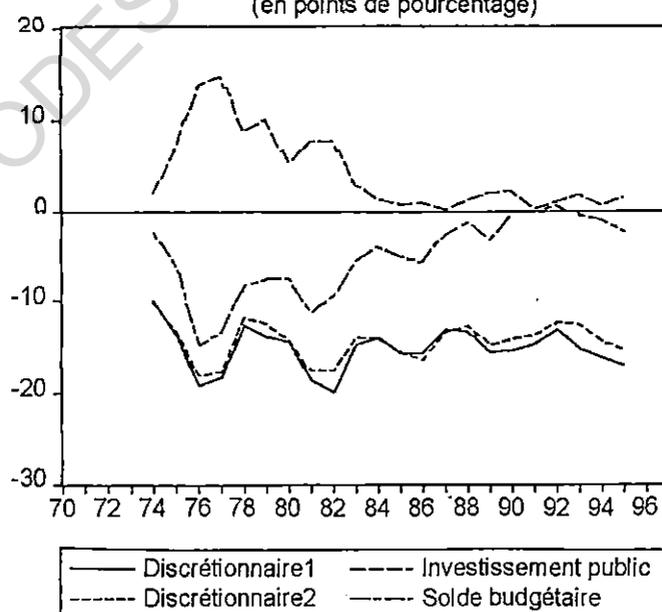
budgétaire, due à des actions délibérées de l'Etat. De même, en additionnant les variations induites des recettes et en soustrayant celles des dépenses publiques, on obtient la variation du solde budgétaire, due à l'environnement économique. En somme, en additionnant toutes les variations induites et discrétionnaires des recettes publiques et en soustrayant celles des dépenses publiques, on obtient la variation décomposée du solde budgétaire. La troisième partie du tableau 19 donne une estimation du solde budgétaire décomposé en comparaison avec la variation totale effective du solde budgétaire global. Comme le révèlent les données du tableau 19, la variation décomposée du solde budgétaire est très sensiblement identique à sa variation effective, suggérant que notre méthodologie de décomposition est généralement bonne. Dans ce qui suit, nous nous pencherons en détail sur la décomposition du solde budgétaire avant de tenter de formuler des remarques et des implications de politique économique.

2.2.2.2 : Le rôle crucial des mesures discrétionnaires dans l'aggravation du déficit budgétaire au Maroc

Comment les actions délibérées des pouvoirs publics marocains et l'évolution de l'environnement économique ont contribué à la formation des déficits budgétaires depuis la première moitié des années 70? Quelle est la contribution relative de ces facteurs à l'accumulation et à la persistance des déficits publics? L'ajustement budgétaire entrepris dans le cadre du programme d'ajustement budgétaire a-t-il été rendu possible grâce aux actions délibérées de l'Etat ou à une évolution favorable de l'environnement économique? C'est à ces diverses questions que nous essaierons de répondre en exploitant nos estimations reportées dans le tableau 18.

La variation discrétionnaire du solde budgétaire est estimée à partir des composantes discrétionnaires indiquées dans le tableau 19. Le graphique 13 donne une estimation de la composante discrétionnaire du solde budgétaire sur la période 1973-1995.

GRAPHIQUE 13 : Variation discrétionnaire cumulée du ratio au PIB du solde budgétaire (en points de pourcentage)



**Tableau 18 : DECOMPOSITION DE LA VARIATION DES POSTES BUDGETAIRES EN
VARIATIONS DISCRETIONNAIRES ET INDUITES (en points de % du PIB)**

| | 1970 | 1971 | 1972 | 1973 | 1974 | 1975 | 1976 | 1977 |
|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <u>Variation des recettes publiques totales</u> | | | | | | | | |
| Impôt agricole : | -0,014 | -0,242 | 0,000 | 0,168 | 0,034 | -0,046 | -0,006 | 0,000 |
| Discretionnaire : | -0,023 | -0,242 | 0,000 | 0,171 | 0,042 | -0,067 | 0,007 | -0,013 |
| Induite : | 0,009 | 0,000 | 0,000 | -0,003 | -0,008 | 0,021 | -0,013 | 0,013 |
| Impôts sur les salaires publics et Privés : | 0,042 | 0,014 | 0,051 | 0,019 | -0,002 | 0,164 | 0,182 | 0,169 |
| Discretionnaire : | 0,049 | 0,034 | 0,044 | 0,015 | -0,011 | 0,124 | 0,210 | 0,122 |
| Induite : | -0,007 | -0,020 | 0,007 | 0,004 | 0,009 | 0,040 | -0,028 | 0,047 |
| IBP, IS et autres impôts directs : | -0,061 | -0,248 | -0,040 | 0,213 | -0,230 | 0,971 | -0,354 | 0,993 |
| Discretionnaire : | -0,041 | -0,200 | -0,057 | 0,203 | -0,232 | 0,856 | -0,293 | 0,870 |
| Induite : | -0,021 | -0,048 | 0,017 | 0,010 | 0,020 | 0,115 | -0,061 | 0,123 |
| TIC, TPS et TVA : | 0,231 | 0,056 | -0,198 | -0,004 | -0,900 | 0,530 | 0,428 | 0,467 |
| Discretionnaire : | 0,380 | 0,136 | -0,210 | 0,026 | -0,231 | 0,403 | 0,504 | 0,823 |
| Induite : | -0,149 | -0,080 | 0,012 | -0,030 | -0,669 | 0,127 | -0,076 | -0,356 |
| PFI : | 0,038 | -0,070 | -0,011 | 0,373 | 0,180 | 0,257 | -0,009 | 0,645 |
| Discretionnaire : | -0,007 | -0,039 | 0,007 | 0,253 | -0,036 | 0,095 | 0,007 | 0,597 |
| Induite : | 0,045 | -0,031 | -0,018 | 0,120 | 0,222 | 0,162 | -0,016 | 0,048 |
| Patente : | -0,020 | -0,328 | -0,012 | 0,059 | -0,050 | 0,035 | -0,067 | 0,022 |
| Discretionnaire : | -0,017 | -0,320 | -0,015 | 0,057 | -0,040 | -0,047 | -0,061 | 0,012 |
| Induite : | -0,003 | -0,008 | 0,003 | 0,002 | -0,004 | 0,012 | -0,006 | 0,010 |
| Taxes sur les exportations : | - | 0,017 | -0,040 | 0,028 | 0,320 | -0,113 | -0,180 | -0,053 |
| Discretionnaire : | - | 0,037 | -0,060 | 0,011 | -0,120 | 0,027 | 0,050 | 0,012 |
| Induite : | - | -0,020 | 0,020 | 0,017 | 0,440 | -0,140 | -0,230 | -0,065 |
| Contribution de l'OCP : | - | - | 0,000 | 0,350 | 5,200 | -3,050 | -0,870 | -0,910 |
| Discretionnaire : | - | - | - | - | 1,065 | -2,270 | 0,544 | -0,666 |
| Induite : | - | - | - | - | 4,135 | -0,780 | -1,414 | -0,244 |
| Droits d'enregistrement : | 0,082 | -0,011 | 0,039 | 0,035 | -0,091 | 0,025 | 0,098 | 0,095 |
| Discretionnaire : | 0,087 | 0,002 | 0,034 | 0,032 | -0,096 | 0,004 | 0,113 | 0,070 |
| Induite : | -0,005 | -0,013 | 0,005 | 0,003 | 0,005 | 0,021 | -0,015 | 0,025 |
| Timbre : | 0,029 | -0,005 | -0,032 | 0,030 | 0,015 | 0,022 | 0,016 | 0,215 |
| Discretionnaire : | -0,014 | 0,030 | -0,013 | -0,039 | -0,090 | -0,041 | 0,022 | 0,202 |
| Induite : | 0,043 | -0,035 | -0,019 | 0,069 | 0,105 | 0,063 | -0,006 | 0,018 |
| Autres recettes sur les transactions Internationales : | 0,206 | -0,372 | -0,127 | 0,082 | 0,110 | 0,417 | 0,067 | 0,003 |
| Discretionnaire : | -0,027 | -0,212 | -0,038 | -0,228 | -0,360 | 0,079 | 0,100 | 0,002 |
| Induite : | 0,233 | -0,160 | -0,089 | 0,310 | 0,470 | 0,338 | -0,033 | 0,001 |
| Autres recettes fiscales : | - | 0,010 | 1,221 | -0,110 | -0,345 | 1,667 | -2,820 | 0,000 |
| Discretionnaire : | - | 0,040 | 1,220 | -0,120 | -0,365 | 1,500 | -0,030 | 0,003 |
| Induite : | - | -0,030 | 0,021 | 0,010 | 0,020 | 0,167 | -2,790 | 0,052 |
| Autres recettes non fiscales : | - | - | 0,046 | 0,365 | -0,150 | 0,440 | 0,770 | -0,481 |
| <u>Variation des dépenses publiques :</u> | | | | | | | | |
| Salaires publics : | - | 0,175 | -0,032 | -0,455 | -0,298 | 0,729 | 1,093 | 0,069 |
| Discretionnaire : | - | 0,706 | 0,199 | 0,024 | 0,965 | 0,759 | 1,479 | 0,900 |
| Induite : | - | -0,531 | -0,231 | -0,479 | -1,263 | -0,030 | -0,386 | -0,831 |
| Intérêts de la dette publique | - | - | 0,131 | -0,053 | -0,978 | 0,240 | 0,256 | 0,329 |
| Discretionnaire : | - | - | 0,047 | -0,049 | -0,790 | 0,071 | 0,246 | 0,248 |
| Induite : | - | - | 0,084 | -0,004 | -0,188 | 0,169 | 0,010 | 0,081 |
| Subventions et autres Transferts publics courants | - | -0,158 | 0,547 | 0,723 | 4,454 | -0,525 | -1,829 | -0,832 |
| Discretionnaire : | - | -0,490 | 0,726 | 0,902 | 5,483 | -0,548 | -2,011 | -0,509 |
| Induite : | - | -0,109 | -0,064 | -0,179 | -1,131 | -0,023 | -0,182 | -0,323 |
| Autres dépenses courantes : | - | - | 0,792 | -0,458 | 1,290 | -0,769 | 0,130 | -0,723 |
| Discretionnaire : | - | - | 0,910 | -0,226 | 1,900 | -0,754 | 0,350 | -0,387 |
| Induite : | - | - | -0,118 | -0,232 | -0,610 | -0,015 | -0,220 | -0,336 |
| Investissement public : | 0,290 | -0,880 | 0,410 | -0,380 | 1,984 | 5,200 | 6,695 | 0,935 |
| <u>Variation du solde décomposé :</u> | - | - | - | - | -2,229 | -3,560 | -9,080 | 1,387 |
| <u>Variation effective du solde :</u> | 1,40 | 0,17 | -1,04 | 2,23 | -2,330 | -3,680 | -8,930 | 1,595 |

Tableau 18 (suite)

| | 1978 | 1979 | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 |
|---|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|
| Variation des recettes publiques totales | | | | | | | | |
| Impôt agricole : | 0,020 | 0,015 | -0,074 | 0,005 | -0,050 | -0,014 | -0,003 | 0,000 |
| Discretionnaire : | 0,006 | 0,019 | -0,076 | 0,035 | -0,053 | -0,014 | -0,003 | 0,000 |
| Induite : | 0,014 | -0,004 | 0,002 | -0,030 | 0,003 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Impôts sur les salaires | | | | | | | | |
| Publics et privés : | 0,134 | -0,053 | -0,012 | 0,185 | 0,029 | 0,174 | -0,055 | 0,075 |
| Discretionnaire : | 0,172 | -0,061 | 0,003 | 0,080 | 0,077 | 0,171 | -0,058 | 0,111 |
| Induite : | -0,038 | 0,008 | -0,009 | 0,105 | -0,048 | 0,003 | 0,003 | -0,036 |
| IBP, IS et autres impôts | | | | | | | | |
| Directs : | -0,253 | 0,105 | -0,500 | -0,321 | -0,338 | -0,299 | 0,182 | -0,137 |
| Discretionnaire : | -0,169 | 0,085 | -0,481 | -0,127 | -0,260 | -0,303 | 0,177 | -0,089 |
| Induite : | -0,084 | 0,020 | -0,019 | 0,194 | -0,078 | 0,004 | 0,005 | -0,048 |
| Taxe intérieure de | | | | | | | | |
| Consommation, taxe sur les | | | | | | | | |
| Produits et services et TVA | | | | | | | | |
| Discretionnaire : | -0,281 | -0,047 | -0,204 | -0,104 | 0,639 | 0,229 | -0,031 | -0,120 |
| Induite : | -0,494 | -0,047 | -0,423 | -0,235 | 0,821 | 0,057 | -0,294 | 0,212 |
| PFI : | 0,213 | 0,000 | 0,319 | 0,131 | -0,182 | 0,172 | 0,263 | -0,332 |
| Discretionnaire : | 0,411 | 0,350 | 0,227 | 0,281 | 0,126 | -0,569 | -0,398 | -0,540 |
| Induite : | 1,062 | 0,274 | 0,280 | -0,345 | 0,178 | -0,347 | -0,752 | -0,497 |
| Patente : | -0,651 | 0,076 | -0,053 | 0,626 | -0,050 | -0,222 | 0,354 | -0,043 |
| Discretionnaire : | -0,025 | 0,055 | -0,052 | -0,050 | 0,114 | -0,051 | -0,019 | 0,056 |
| Induite : | -0,019 | 0,053 | -0,050 | -0,063 | 0,105 | -0,051 | -0,019 | 0,062 |
| Taxes sur les exportations : | -0,006 | 0,002 | -0,002 | 0,013 | 0,009 | 0,000 | 0,000 | -0,006 |
| Discretionnaire : | -0,029 | -0,060 | 0,080 | 0,030 | -0,060 | 0,005 | 0,045 | -0,005 |
| Induite : | 0,005 | -0,054 | 0,050 | -0,014 | 0,005 | 0,027 | -0,003 | 0,022 |
| Contribution de l'OCF : | -0,034 | -0,006 | 0,030 | 0,044 | -0,065 | -0,022 | 0,048 | -0,027 |
| Discretionnaire : | -0,330 | 0,000 | 0,290 | 0,620 | -0,760 | -0,0150 | 0,250 | 0,110 |
| Induite : | -0,238 | 0,02 | 0,180 | 0,376 | -0,528 | 0,244 | 0,038 | 0,244 |
| Droits d'enregistrement : | -0,092 | -0,020 | 0,110 | 0,244 | -0,232 | -0,094 | 0,212 | -0,134 |
| Discretionnaire : | -0,304 | 0,142 | -0,061 | -0,032 | -0,021 | 0,013 | 0,052 | 0,015 |
| Induite : | -0,293 | 0,139 | -0,058 | -0,063 | -0,008 | 0,012 | 0,051 | 0,025 |
| Timbre : | -0,011 | 0,003 | -0,003 | 0,031 | -0,013 | 0,001 | 0,001 | -0,010 |
| Discretionnaire : | -0,008 | 0,370 | -0,047 | 0,049 | 0,036 | -0,057 | 0,024 | -0,080 |
| Induite : | 0,194 | 0,336 | -0,026 | -0,187 | 0,055 | 0,039 | -0,159 | -0,053 |
| Autres recettes sur les transactions | | | | | | | | |
| Internationales : | -0,202 | 0,034 | -0,021 | 0,236 | -0,019 | -0,096 | 0,183 | -0,027 |
| Discretionnaire : | -0,555 | -0,379 | -0,210 | 0,280 | -0,073 | -0,265 | 0,065 | 0,055 |
| Induite : | 0,085 | -0,436 | -0,180 | -0,090 | -0,040 | -0,130 | -0,200 | 0,098 |
| Autres recettes fiscales : | -0,640 | 0,057 | -0,030 | 0,370 | -0,030 | -0,135 | 0,265 | -0,043 |
| Discretionnaire : | 0,459 | -0,092 | -0,148 | 0,070 | -0,526 | 0,620 | -0,257 | -0,013 |
| Induite : | 0,005 | -0,001 | -0,001 | 0,000 | -0,489 | 0,617 | -0,260 | 0,019 |
| Autres recettes non fiscales : | -0,454 | -0,091 | -0,147 | 0,070 | -0,037 | 0,003 | 0,003 | -0,032 |
| Induite : | 0,175 | 0,567 | -1,244 | 0,870 | 1,317 | -1,462 | -0,832 | 0,161 |
| Variation des dépenses publiques : | | | | | | | | |
| Salaires et traitements | | | | | | | | |
| Publics : | -0,014 | 0,689 | -0,163 | 1,159 | -0,552 | 0,331 | -0,863 | -0,955 |
| Discretionnaire : | 0,092 | 1,111 | 0,830 | 0,531 | 0,177 | 0,393 | -0,770 | -0,250 |
| Induite : | -0,106 | -0,422 | -0,993 | 0,628 | -0,729 | -0,062 | -0,093 | -0,705 |
| Interets de la dette publique | 0,307 | 0,294 | 0,180 | 1,327 | -0,315 | 0,193 | 0,374 | 0,000 |
| Discretionnaire : | 0,419 | 0,120 | -0,062 | -0,023 | 1,113 | 0,328 | 0,628 | 0,608 |
| Induite : | -0,062 | 0,174 | 0,182 | 1,350 | -1,428 | -0,133 | -0,254 | 0,262 |
| Subventions et autres | | | | | | | | |
| Transferts publics courants : | -0,594 | 0,547 | 0,862 | 0,755 | -0,266 | -0,775 | -0,113 | 0,135 |
| Discretionnaire : | -0,559 | 0,699 | 1,304 | 0,463 | 0,072 | -0,751 | -0,075 | 0,457 |
| Induite : | -0,035 | -0,152 | -0,442 | 0,292 | -0,338 | -0,024 | -0,038 | -0,322 |
| Autres dépenses courantes : | 0,560 | -1,830 | 1,925 | 0,190 | -0,476 | 0,008 | -0,527 | 1,190 |
| Discretionnaire : | 0,710 | -1,430 | 2,340 | -0,030 | -0,201 | 0,031 | -0,495 | 1,541 |
| Induite : | -0,050 | -0,400 | -0,415 | 0,220 | -0,275 | -0,023 | -0,032 | -0,351 |
| Investissement public : | -5,993 | 1,210 | -4,640 | 2,410 | -0,010 | -4,921 | -1,463 | -0,588 |
| Variation du solde décomposé : | 4,98 | 0,763 | -0,120 | -3,980 | 2,052 | 3,480 | 1,615 | -1,065 |
| Variation effective du solde : | 4,99 | 0,865 | -0,100 | -3,810 | 2,036 | 3,630 | 1,614 | -1,067 |

Tableau 18 (suite)

| | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 |
|---|---------------|--------------|--------------|---------------|--------------|--------------|--------------|---------------|
| Variation des recettes publiques totales | | | | | | | | |
| Impôt agricole : | 0,000 | -0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Discrétionnaire : | 0,000 | -0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Induite : | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Impôts sur les salaires | | | | | | | | |
| Publics et Privés : | -0,138 | 0,158 | -0,030 | 0,173 | -0,035 | 0,252 | 0,500 | 0,037 |
| Discrétionnaire : | -0,085 | 0,073 | 0,012 | 0,173 | -0,023 | 0,320 | 0,330 | 0,032 |
| Induite : | -0,053 | 0,085 | -0,042 | 0,000 | -0,012 | -0,068 | 0,170 | 0,005 |
| IBP, IS et autres impôts | | | | | | | | |
| Directs : | -0,011 | 0,495 | 0,085 | -0,058 | 1,272 | -1,005 | 0,761 | -0,509 |
| Discrétionnaire : | 0,005 | 0,363 | 0,157 | -0,058 | 1,298 | -0,907 | 0,513 | -0,515 |
| Induite : | -0,076 | 0,132 | -0,069 | 0,000 | -0,026 | -0,098 | 0,248 | 0,006 |
| TIC, TPS et TVA : | -0,700 | 1,117 | -0,807 | -0,095 | 0,303 | -0,834 | 0,810 | 0,309 |
| Discrétionnaire : | -0,845 | 1,128 | 0,140 | -0,325 | 0,355 | -1,000 | 0,432 | 0,495 |
| Induite : | 0,145 | -0,011 | -0,947 | 0,230 | -0,052 | 0,166 | 0,378 | -0,186 |
| PFI : | -0,401 | -0,419 | 1,691 | -0,088 | 0,076 | 0,328 | 0,475 | 0,003 |
| Discrétionnaire : | 0,039 | -0,425 | 1,817 | -0,354 | -0,190 | 0,538 | 0,318 | 0,137 |
| Induite : | -0,440 | 0,006 | -0,126 | 0,266 | 0,266 | -0,210 | 0,157 | -0,134 |
| Patente : | -0,096 | 0,070 | 0,211 | -0,140 | -0,058 | -0,204 | 0,040 | -0,045 |
| Discrétionnaire : | -0,090 | 0,058 | 0,201 | -0,140 | -0,056 | -0,203 | 0,034 | -0,045 |
| Induite : | -0,006 | 0,012 | 0,010 | 0,000 | -0,002 | -0,001 | 0,008 | 0,000 |
| Taxes sur les exportations : | -0,112 | -0,028 | -0,025 | -0,001 | -0,015 | -0,027 | -0,042 | -0,006 |
| Discrétionnaire : | -0,035 | -0,001 | -0,037 | 0,005 | 0,005 | -0,009 | -0,041 | -0,006 |
| Induite : | -0,077 | -0,027 | 0,012 | -0,006 | -0,020 | -0,018 | -0,001 | -0,000 |
| Contribution de l'OCP : | -1,140 | 0,260 | -0,140 | -0,170 | -0,080 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Discrétionnaire : | -1,070 | 0,350 | -0,174 | -0,165 | -0,080 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Induite : | -0,070 | -0,090 | 0,034 | -0,005 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Droits d'enregistrement : | -0,032 | 0,075 | -0,014 | 0,012 | -0,027 | -0,019 | 0,032 | -0,049 |
| Discrétionnaire : | -0,016 | 0,049 | -0,003 | 0,012 | 0,023 | -0,002 | -0,006 | -0,050 |
| Induite : | -0,016 | 0,026 | -0,013 | 0,000 | -0,004 | -0,017 | 0,038 | 0,001 |
| Timbre : | -0,166 | 0,156 | -0,740 | -0,029 | 0,096 | -0,061 | -0,030 | -0,030 |
| Discrétionnaire : | 0,144 | 0,149 | -0,720 | -0,062 | 0,054 | -0,031 | -0,045 | -0,024 |
| Induite : | -0,310 | 0,007 | -0,020 | 0,033 | 0,042 | -0,030 | 0,015 | -0,006 |
| Autres recettes sur les transactions | | | | | | | | |
| Internationales : | -0,311 | 1,545 | -1,002 | -0,017 | 0,165 | 0,185 | 0,195 | 0,116 |
| Discrétionnaire : | 0,139 | 1,520 | -0,901 | -0,237 | -0,065 | 0,395 | 0,072 | 0,243 |
| Induite : | -0,450 | 0,025 | -0,101 | 0,220 | 0,230 | -0,210 | 0,123 | -0,127 |
| Autres recettes fiscales : | 1,612 | -1,508 | 1,193 | 0,748 | -1,115 | 0,915 | 0,461 | 0,558 |
| Discrétionnaire : | 1,886 | -1,580 | 1,257 | 0,748 | -1,100 | 1,016 | 0,224 | 0,451 |
| Induite : | -0,274 | 0,072 | -0,064 | 0,000 | -0,015 | -0,101 | 0,237 | 0,107 |
| Autres recettes non fiscales : | -0,900 | 0,487 | 0,860 | 0,1200 | 0,591 | -0,329 | -0,185 | 1,730 |
| Variation des dépenses publiques : | | | | | | | | |
| Salaires et traitements publics : | -0,633 | 0,695 | -0,688 | 1,050 | -0,336 | 0,318 | 0,600 | 0,119 |
| Discrétionnaire : | 0,291 | 0,557 | 0,602 | 1,385 | -0,070 | 0,887 | 0,022 | -0,154 |
| Induite : | -0,924 | 0,138 | -1,290 | -0,335 | -0,266 | -0,569 | 0,578 | 0,273 |
| Intérêts de la dette publique | -0,633 | -0,397 | 0,572 | 0,587 | -1,094 | 0,410 | 0,212 | 0,632 |
| Discrétionnaire : | 0,741 | -0,262 | 0,444 | -0,472 | 0,242 | -0,148 | -0,758 | 0,132 |
| Induite : | -0,568 | -0,135 | 0,128 | 1,059 | -1,338 | 0,558 | 0,970 | 0,500 |
| Subventions et autres | | | | | | | | |
| Transferts publics courants : | -1,129 | -0,218 | -0,334 | 0,065 | -0,671 | 0,095 | 0,415 | 0,897 |
| Discrétionnaire : | -0,789 | -0,262 | 0,066 | 0,161 | -0,610 | 0,226 | 0,267 | 0,756 |
| Induite : | -0,340 | 0,044 | -0,400 | -0,096 | -0,061 | -0,131 | 0,148 | 0,141 |
| Autres dépenses courantes : | -0,595 | -0,095 | -0,552 | -0,141 | 0,260 | 0,045 | 0,313 | 1,137 |
| Discrétionnaire : | -0,325 | -0,150 | -0,072 | -0,033 | 0,355 | 0,245 | 0,105 | 0,906 |
| Induite : | -0,270 | 0,055 | -0,480 | -0,108 | -0,095 | -0,200 | 0,208 | 0,231 |
| Investissement public : | 0,125 | -0,724 | 0,957 | 0,785 | 0,176 | -1,878 | 0,706 | 0,758 |
| Variation du solde décomposé : | -0,450 | 3,157 | 1,327 | -1,891 | 2,840 | 0,211 | 0,770 | -1,204 |
| Variation effective du solde : | -0,620 | 3,155 | 1,308 | -1,889 | 2,880 | 0,164 | 0,771 | -1,203 |

Tableau 18 (suite)

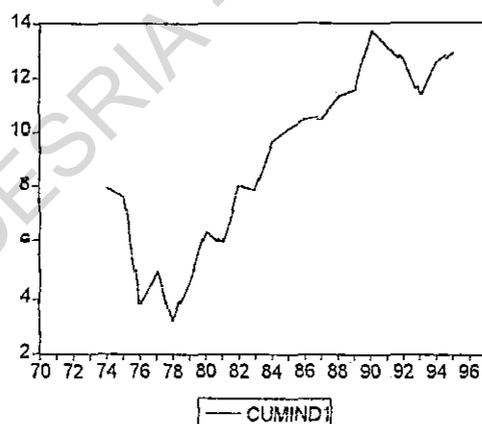
| | 1994 | 1995 | 1996 |
|---|--------|--------|--------|
| Variation des recettes publiques totales | | | |
| Impôt agricole : | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Discrétionnaire : | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Induite : | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Impôts sur les salaires | | | |
| Publics et Privés : | -0,182 | 0,142 | 0,050 |
| Discrétionnaire : | -0,059 | 0,016 | 0,213 |
| Induite : | -0,123 | 0,126 | -0,163 |
| IBP, IS et autres impôts | | | |
| Directs : | -0,558 | 1,849 | 0,490 |
| Discrétionnaire : | -0,428 | 1,638 | 0,786 |
| Induite : | -0,130 | 0,211 | -0,296 |
| TIC, TPS et TVA : | -0,419 | -2,230 | 1,227 |
| Discrétionnaire : | -0,650 | -2,266 | 1,245 |
| Induite : | 0,231 | 0,036 | -0,018 |
| PFI : | -0,073 | -0,962 | -0,432 |
| Discrétionnaire : | 0,094 | -1,158 | -0,161 |
| Induite : | -0,167 | 0,196 | -0,271 |
| Patente : | 0,021 | 0,000 | -0,007 |
| Discrétionnaire : | 0,024 | 0,000 | -0,003 |
| Induite : | -0,003 | 0,003 | -0,004 |
| Taxes sur les | | | |
| Exportations : | 0,000 | 0,000 | -0,001 |
| Discrétionnaire : | -0,000 | 0,000 | -0,001 |
| Induite : | -0,000 | -0,000 | 0,000 |
| Contribution de l'OCP : | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Discrétionnaire : | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Induite : | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Droits d'enregistrement : | -0,032 | 0,018 | -0,028 |
| Discrétionnaire : | -0,007 | -0,007 | 0,002 |
| Induite : | -0,025 | 0,025 | -0,030 |
| Timbre : | -0,015 | -0,009 | 0,025 |
| Discrétionnaire : | 0,000 | -0,032 | 0,068 |
| Induite : | -0,015 | 0,023 | -0,043 |
| Autres recettes sur les transactions | | | |
| Internationales : | -0,358 | -0,322 | -0,029 |
| Discrétionnaire : | -0,240 | -0,491 | 0,256 |
| Induite : | -0,118 | 0,169 | 0,285 |
| Autres recettes fiscales : | 0,024 | 1,519 | - |
| Discrétionnaire : | 0,228 | 1,251 | - |
| Induite : | -0,204 | 0,268 | - |
| Autres recettes non fiscales : | -0,811 | -0,054 | - |
| Variation des dépenses publiques : | | | |
| Salaires et traitements | | | |
| Publics : | -0,592 | 0,734 | - |
| Discrétionnaire : | 0,105 | 0,173 | - |
| Induite : | -0,697 | 0,561 | - |
| Intérêts de la dette publique | | | |
| Discrétionnaire : | -0,244 | 0,388 | -0,575 |
| Induite : | 0,184 | 0,012 | 0,016 |
| Induite : | -0,428 | 0,371 | -0,591 |
| Subventions et autres | | | |
| Transferts publics courants : | 0,362 | -0,169 | - |
| Discrétionnaire : | 0,631 | -0,363 | - |
| Induite : | -0,269 | 0,194 | - |
| Autres dépenses courantes : | -0,258 | -0,613 | - |
| Discrétionnaire : | 0,076 | -0,833 | - |
| Induite : | -0,334 | 0,220 | - |
| Investissement public : | -1,060 | 0,747 | -1,807 |
| Variation du solde décomposé : | -0,611 | -1,131 | - |
| Variation effective du solde : | -0,610 | -1,124 | - |

Source : nos estimations sur la base de données du Ministère des Finances, de la Direction de la Statistique et de la Banque Mondiale.

Dans le graphique 13, la variation discrétionnaire cumulée du ratio au PIB du solde budgétaire est mesurée de deux façons. Dans le premier cas (*discrétionnaire 1*), la variation du ratio au PIB des « autres recettes publiques non fiscales » n'est pas intégrée dans le calcul de la variation discrétionnaire du solde alors que dans le deuxième cas (*discrétionnaire 2*), elle y fait partie. Dans le premier cas, les actions discrétionnaires des pouvoirs publics auraient aggravé le déficit budgétaire de 16,96 points de pourcentage du PIB entre les années 1973 et 1995, si l'environnement économique n'avait pas été relativement clément. Dans le deuxième cas, le déficit budgétaire aurait été aggravé de 15,32 points de pourcentage du PIB!. Il est à noter toutefois que la variation discrétionnaire cumulée du solde budgétaire a été surestimée par l'intégration des dépenses publiques d'investissement comme composante discrétionnaire de la variation du solde budgétaire. D'ailleurs, la courbe de la variation cumulée du ratio au PIB des dépenses d'investissement public, dans le graphique 13, évolue à l'inverse de celle du solde budgétaire, avec une corrélation de l'ordre de $-0,90$, suggérant que les dépenses publiques d'investissement auraient affecté dramatiquement l'accumulation des soldes budgétaires. Ce constat révèle également que l'ajustement budgétaire dans le cas marocain s'est lourdement appuyé sur la limitation des dépenses publiques en capital. Comme le montre le graphique 13, le ratio au PIB de ces dépenses n'a augmenté que de 1,41 point de pourcentage du PIB entre 1973 et 1995. Si on suppose que l'investissement public devrait accompagner la croissance économique durant la période, l'évolution enregistrée serait jugée très faible.

A partir des données du tableau 18, il est également possible d'estimer la variation induite du ratio au PIB du solde budgétaire. Le graphique 14 donne une estimation de la composante induite du solde sur la période 1974-1995.

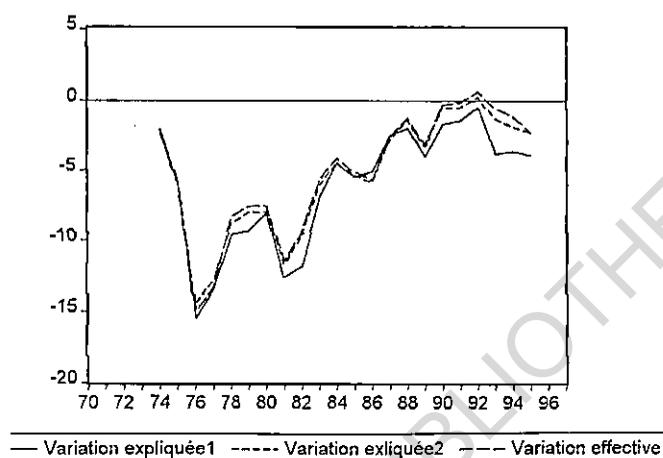
GRAPHIQUE 14 : Variation induite cumulée du ratio au PIB du solde budgétaire (en points de pourcentage)



Comme l'indique le graphique 14, la variation induite cumulée du ratio au PIB du solde budgétaire est partout positive, suggérant que l'amélioration du solde budgétaire durant la période a été tirée par une évolution favorable des variables de l'environnement économique. Suivant nos estimations, l'environnement économique aurait amélioré le solde budgétaire de 12,98 points de pourcentage du PIB entre les années 1973 et 1995, si les actions délibérées des pouvoirs publics n'avaient pas été expansionnistes. En 1973, le solde budgétaire, estimé par la différence entre les recettes et les dépenses publiques totales, était de l'ordre de 1,87% du PIB. En 1995, ce solde avoisinait la valeur de 4,20 points de pourcentage du PIB, suggérant qu'en ne retenant que l'impact de l'évolution des variables de l'environnement économique, le budget aurait enregistré, cette année, un excédent de l'ordre de 11,10 points de pourcentage du PIB.

En somme, en éliminant les « autres recettes non fiscales » de la composante discrétionnaire du budget, la variation totale expliquée (discrétionnaire et induite) du solde budgétaire est de l'ordre de $-3,98$ points de pourcentage du PIB entre les années 1973 et 1995. En intégrant les « autres recettes non fiscales » parmi les éléments de la composante discrétionnaire du budget, la variation totale expliquée du solde budgétaire monte à $-2,34$ points de pourcentage du PIB. Une telle détérioration relativement faible du solde budgétaire durant la période s'explique en grande partie par l'évolution favorable de l'environnement économique.

GRAPHIQUE 15 : Variation totale cumulée expliquée et variation totale cumulée effective du ratio au PIB du solde budgétaire (en points de pourcentage)



Le graphique 15 retrace la variation totale expliquée (discrétionnaire et induite) du solde budgétaire en comparaison avec sa variation totale effective, suivant les deux procédés de mesure retenus pour estimer la variation discrétionnaire du solde (*discrétionnaire 1* et *discrétionnaire 2*). Dans tous les cas, la variation cumulée expliquée et la variation cumulée effective présentent des tendances similaires, suggérant que notre méthodologie de décomposition est relativement bonne. Dans la suite de cette analyse, nous tenterons de formuler des remarques et des implications de politique économique en rapport avec les résultats empiriques de la décomposition.

Comme le révèlent les résultats empiriques de la décomposition, le déficit budgétaire au Maroc aurait été plus élevé si l'évolution de certaines variables de l'environnement économique n'avait pas été plus clémente. Selon nos estimations, la variation discrétionnaire des divers postes du budget de l'Etat marocain aurait contribué à la formation du déficit budgétaire, entre les années 1973 et 1995, à hauteur de 650% environ contre -550% pour la variation induite.

Il est à noter cependant que le poids des variations discrétionnaires des postes du budget serait surestimé par la variation des dépenses d'investissement public, traitée intégralement comme variation discrétionnaire. A titre d'exemple, le ratio au PIB des dépenses d'investissement public a augmenté de 7,18 entre 1973 et 1975, de 13,88 durant la période 1973-1976 et de 14,81 points de pourcentage du PIB entre les années 1973 et 1977. Néanmoins, même en éliminant ces dépenses de la variation discrétionnaire cumulée du ratio au PIB du solde budgétaire, la contribution de la variation discrétionnaire restante demeure relativement élevée entre les années 1973 et 1995. Suivant nos estimations, même dans ce cas de figure, la variation discrétionnaire du déficit budgétaire aurait été de l'ordre de 13,90

points de pourcentage en 1995 par rapport à l'année initiale 1973. Ceci démontre combien les déficits budgétaires dans le cas marocain s'expliquent beaucoup plus par des actions délibérées des pouvoirs publics que par une évolution défavorable de l'environnement économique.

De ce qui précède on peut remarquer que la décision de compter lourdement sur la réduction des dépenses publiques d'investissement aurait été insuffisante pour ajuster le budget si les variations induites avaient contribué à davantage de détérioration des soldes publics. En outre, le fait même d'effectuer des coupes sombres dans les dépenses publiques de capital serait défavorable à la formation du capital au sein du secteur privé et à la croissance économique en général, en raison de l'effet d'entraînement de ce type de dépenses¹.

Malgré des problèmes liés à l'identification de variables macro-économiques auxquelles les divers postes budgétaires peuvent être reliés ainsi qu'à la disponibilité des données statistiques, notre démarche a au moins un intérêt conceptuel et méthodologique. Elle présente l'avantage de la souplesse et peut être approfondie et généralisée pour d'autres études de décomposition.

En guise de conclusion, comme l'indiquent les développements théoriques et empiriques qui précèdent, nous avons tenté, en première analyse, d'appréhender les déterminants des déficits budgétaires dans le cas marocain en concevant, en examinant et en appliquant une méthodologie de décomposition plus désagrégée du budget et du solde public en variations discrétionnaires et induites. Dans ce cadre, notre contribution réside notamment dans la conception d'une méthodologie permettant de mieux cerner les déterminants des postes budgétaires, dus à des actions délibérées des pouvoirs publics et à des variables de l'environnement économique.

Dans le cas particulier du Maroc, notre étude analytique et empirique révèle que dans la majorité des cas, l'évolution des postes du budget général de l'Etat est due essentiellement à des mesures publiques discrétionnaires. Alors que ces dernières ont fortement contribué à la formation des déséquilibres budgétaires durant la période considérée, les variations induites du budget ont suscité dans l'ensemble, une amélioration des soldes budgétaires. Dès lors, il serait très difficile d'admettre les déclarations des gouvernements qui se sont succédés durant la période, prétendant que les déséquilibres budgétaires étaient dus à une évolution défavorable de l'environnement économique national et international. Certes, à maintes reprises, l'évolution des variables de l'environnement économique était préjudiciable à l'équilibre des finances publiques. Néanmoins, dans l'ensemble, comme le révèlent nos analyses empiriques menées sur la base de la méthodologie de décomposition, l'Etat marocain est responsable en grande partie des dérapages budgétaires qui ont conduit à la crise du début des années 80.

L'intérêt de l'examen et de l'application de notre méthodologie de décomposition ne se limite pas à apprécier les variations discrétionnaires et induites du budget. Une telle méthodologie permettrait également de prévoir l'évolution des divers postes de recettes et de dépenses publiques en fixant les variables qui sont sous le contrôle relatif des décideurs de la politique budgétaire et en faisant varier les variables liées à l'environnement économique. Notre étude analytique et empirique ne prétend pas toutefois avoir résolu définitivement les problèmes conceptuels, méthodologiques et empiriques en la matière. Elle vise plutôt à ouvrir le débat sur cette question pour des recherches ultérieures plus approfondies.

¹ - Voir notre étude empirique en chapitre I, troisième partie, pour des détails sur l'effet des dépenses publiques d'investissement sur l'investissement privé et la croissance économique au Maroc.

II- Etude économétrique des déficits publics au Maroc et dans un échantillon de pays

Certaines études ont tenté de déterminer les facteurs structurels explicatifs de la formation et de la persistance des déficits budgétaires dans le monde en développement. Tout en nous inspirant des ces études et en formulant d'autres hypothèses théoriques, nous essaierons dans ce qui suit de spécifier et d'estimer un modèle économétrique pour le Maroc ainsi que pour un échantillon de pays. La première sous-section tente de survoler et de discuter les soubassements théoriques et essaie de formuler des hypothèses théoriques additionnelles tandis que la deuxième sous-section tente de mener une étude économétrique des déterminants des déficits publics.

1- Déterminants des déficits publics : éclairages et hypothèses théoriques

L'examen de la littérature théorique existante en la matière révèle que les déficits publics sont déterminés par des facteurs aussi bien internes qu'externes.

1.1: Les déterminants internes des déséquilibres financiers publics

Les déterminants internes résident généralement dans le rôle des recettes et des dépenses publiques (variables budgétaires) ainsi que dans le poids du niveau du développement économique dans l'accumulation des déficits publics.

1.1.1: Le rôle des variables budgétaires dans l'évolution des déficits publics

Le Professeur Vito Tanzi (voir Tanzi, 1982) a effectué une étude dans ce sens sur 23 pays en développement sur la période 1974-1980 en vue de déterminer les causes structurelles des déséquilibres budgétaires dans ces pays et de montrer leur importance relative. Parmi les facteurs d'ordre interne, liés aux recettes et aux dépenses publiques, Tanzi (1982) a mis l'accent sur l'inélasticité du système fiscal¹ et le degré de participation de l'Etat dans l'économie.

1.1.1.1 : Le rôle de l'inélasticité du système fiscal

L'inélasticité du système fiscal s'explique notamment par l'existence de longs retards temporels dans le recouvrement fiscal en ce sens que l'encaissement effectif de l'impôt nécessite souvent des délais plus ou moins longs. Il est évident dans ce cas que l'inflation peut éroder la valeur réelle des impôts recouverts. Comme la baisse du rendement fiscal qui découle de cette situation n'est pas compensée par une réduction des dépenses publiques, les déficits budgétaires se forment, s'accumulent et persistent. Dans ce cadre, nous démontrons que la valeur réelle des recettes fiscales qui auraient pu être recouvrées à un certain temps t sans décalage entre le fait générateur de l'impôt et son encaissement effectif, peut s'écrire : $Tr_t = T_t/P_t$; alors que cette valeur réelle à une période ultérieure $t+k$ peut s'écrire : $Tr_{t+k} = T_t/P_{t+k}$, où T et P désignent respectivement la valeur nominale des recettes fiscales et un indice des prix. En fonction de Tr_t , Tr_{t+k} s'écrit alors :

$$Tr_{t+k} = (T_t/P_t) \left(1 / (P_t (1 + \pi_{t+1}) (1 + \pi_{t+2}) \dots (1 + \pi_{t+k})) \right) = (T_t/P_t) \left(1 / (1 + \bar{\pi})^k \right) \quad (6)$$

¹- Il importe également de noter que la croissance même des recettes publiques peut affecter les soldes budgétaires dans les pays en développement. En outre, l'instabilité de telles recettes est à même de détériorer les recettes (voir à ce propos l'étude de Morisson, 1982, portant sur un groupe de pays en développement).

où π_t est le taux d'inflation en période t et $\bar{\pi}$ est le taux d'inflation annuel moyen durant la période allant de t à $t+k$, et défini par $\bar{\pi} = \sqrt[k]{(1+\pi_{t+1})(1+\pi_{t+2})\dots(1+\pi_{t+k})} - 1$.

L'expression (6) ci-dessus montre clairement que si le taux d'inflation annuel moyen est positif, la valeur réelle de T en période $t+k$ est inférieure à sa valeur réelle en t , et elle l'est encore davantage au fur et à mesure que le délai d'encaissement effectif (k) des recettes fiscales s'allonge. Une telle érosion de la valeur réelle des recettes fiscales fait chuter leur pouvoir d'achat, ce qui incite les pouvoirs publics à compenser cette perte réelle en recourant à l'endettement ou au financement monétaire, ce qui aggrave les déficits budgétaires. Ce phénomène est beaucoup plus grave notamment dans les pays à inflation élevée, comme dans certains pays d'Amérique Latine¹.

1.1.1.2: Le poids du degré de participation de l'Etat dans l'économie

Du côté des dépenses, les déficits budgétaires se nourrissent de l'accroissement des dépenses publiques non financées par des recettes publiques additionnelles et permanentes. C'est un phénomène qui caractérise maints pays en développement où les pouvoirs publics procèdent à une élévation des dépenses soit d'une manière délibérée soit parce qu'ils sont incapables de contrôler les unités de dépenses. Dans certains cas, les pouvoirs publics sont même frappés par un effet de snobisme ou de démonstration à l'échelle internationale en dilapidant d'énormes ressources dans le montage et la mise sur pied de projets de prestige ainsi que dans des projets d'investissement dont le financement n'est pas entièrement garanti.

Le contrôle étatique des services fournis par les entreprises publiques et de leurs prix peut générer des déficits publics en ce sens que :

- d'une part, l'imposition de l'output de ces entreprises publiques à des taux spécifiques et quasi - fixes même dans une conjoncture inflationniste, conduit à la chute des recettes publiques;
- d'autre part, les transferts budgétaires en faveur des entreprises publiques en difficultés financières augmentent les dépenses publiques et aggravent par là les déficits budgétaires².

1.1.2 : Le niveau de développement économique et l'évolution des déficits publics

Contrairement à ce qu'on pourrait penser, le poids du degré de développement économique dans l'évolution des déséquilibres financiers publics est, à notre sens, ambigu.

¹ Dans le cas particulier du Maroc, il y a de bonnes raisons pour s'attendre à ce que les pouvoirs publics tendent à augmenter la pression fiscale en réponse à l'inflation. Nous avons conduit des régressions montrant que la pression fiscale au Maroc est positivement liée au niveau des prix. C'est du moins ce qu'indique la régression suivante du ratio au PIB des recettes fiscales totales sur le niveau général des prix et les recettes fiscales en $t-1$:

$$\text{Log}(T_t / \text{PIB}_t) = 0,13 \cdot \text{Log}(IPC_t) + 0,46 \cdot \text{Log}(T_{t-1} / \text{PIB}_{t-1}) - 0,79$$

(2,54) (2,49) (-2,86)

$$R^2 = 0,81; R^2 \text{ ajusté} = 0,79; \text{Durbin-Watson Statistic} = 1,75; \text{F-statistic} = 55,27; \text{période} : 1967-1995. ;$$

La régression montre clairement que lorsque le niveau des prix augmente à court terme de 1%, le niveau de la pression fiscale s'ajuste et augmente de 0,13%. Cela signifie aussi, toutes choses égales par ailleurs, que lorsque le taux d'inflation est de 5%, le taux de variation de la pression fiscale sera de l'ordre de 0,65%. A long terme, un taux d'inflation de 1% induirait une augmentation de la pression fiscale d'environ 0,24% tandis qu'un taux d'inflation de 5% entraînerait une augmentation de la pression fiscale de l'ordre de 1,20%.

² Comme le soutient l'économiste hongrois Jonas Cornai (Cornai, 1986), les entreprises du secteur public sont soumises à une contrainte financière aisée (*soft financial constraint*) alors que les entreprises du secteur privé sont soumises à une contrainte financière dure (*hard financial constraint*) en ce sens que les premières peuvent recourir à des subventions de l'Etat en cas de difficulté alors que les deuxièmes sont exposées au risque de banqueroute en cas de crise financière.

1.1.2.1 : Le poids du niveau de développement économique

Certaines études soutiennent souvent que le degré de développement économique exerce un rôle positif sur l'évolution des soldes financiers publics (voir par exemple, Morrisson, 1982 ; Amara, 1989 ; Boussetta, 1992).

Ce préjugé repose notamment sur le fait que les déficits publics sont souvent plus élevés dans les pays en développement que dans les pays développés ainsi que sur l'idée très répandue suivant laquelle un niveau de développement faible incite l'Etat à intervenir massivement en vue de satisfaire les besoins vitaux de populations faibles. Or, comme nous le verrons ci-dessous, le rôle du degré de développement économique dans l'amenuisement (ou l'amélioration) des soldes budgétaires est entaché de grandes incertitudes.

1.1.2.2 : L'ambiguïté théorique du rôle du degré de développement économique dans l'accumulation des déficits publics

L'ambiguïté théorique du rôle du niveau de développement économique dans l'évolution des soldes budgétaires tient au fait que son impact sur le ratio au PIB du solde budgétaire pourrait être positif ou négatif selon les situations.

Puisqu'un faible niveau de développement incite l'Etat à intervenir massivement en vue de satisfaire les besoins vitaux de la population en infrastructure physique et sociale. De même, puisqu'un niveau de développement faible génère des niveaux de dépense et d'épargne privées faibles, les prélèvements publics sur la richesse privée sont limités, ce qui entraîne le recours à l'endettement ou au financement monétaire qui accélère ainsi la formation des déficits publics.

Par ailleurs, l'effet du revenu réel par tête sur l'évolution des soldes budgétaires pourrait être négatif parce que la croissance économique, en vertu de la loi de Wagner, serait à même d'accélérer l'intervention de l'Etat au sein de l'économie et d'étendre ainsi la croissance du secteur public et l'accumulation des déficits.

1.2: Les déterminants externes des déséquilibres financiers publics

Les déterminants externes des déficits publics tiennent surtout au boom des recettes d'exportation et à la dégradation des termes de l'échange. Ce sont ces deux facteurs fondamentaux que nous tenterons de discuter dans ce qui suit.

1.2.1 : Le rôle du boom des recettes d'exportation dans l'évolution des déficits publics

Ce facteur semble déterminant notamment dans le cas des économies peu diversifiées et dont la quasi - totalité des recettes d'exportations dépendent de la vente d'un produit ou d'un petit nombre de produits primaires.

1.2.1.1 : Le rôle ambigu des fluctuations des recettes d'exportation dans l'aggravation des déficits publics

Une brusque augmentation des prix de ces biens induit une hausse des recettes publiques servant à financer des dépenses élevées quasi - permanentes.

Dans certains cas, ces recettes provisoires additionnelles sont canalisées vers le financement de dépenses d'investissement public. Toutefois, ces dépenses ont souvent un caractère improductif et sont génératrices de dépenses récurrentes.

Il est évident que le financement de dépenses publiques permanentes par des recettes éphémères est une source inévitable de déséquilibres budgétaires : le retournement de la conjoncture internationale entraîne une chute des recettes publiques et l'aggravation des déficits d'autant plus que les dépenses déjà engagées affichent une quasi-rigidité à la baisse.

1.2.1.2 : Le boom des recettes d'exportation et les variables budgétaires au Maroc

Des régressions montrent nettement, pour le cas du Maroc, l'impact de la contribution de l'OCP sur les dépenses publiques en général et les dépenses d'investissement public en particulier. C'est du moins ce qu'indiquent les estimations suivantes :

$$G_t / \text{PIB}_t = 0,82 \cdot \text{COCP}_{t-1} / \text{PIB}_{t-1} + 0,70 \cdot \text{COCP}_{t-2} / \text{PIB}_{t-2} + 0,53 \cdot G_{t-1} / \text{PIB}_{t-1} + 0,14 \quad (6.1)$$

(1,65) (1,30) (3,76) (3,19)

$$R^2 = 0,65; R^2 \text{ ajusté} = 0,60; \text{Durbin-Watson} = 1,78; F\text{-statistic} = 11,75; \text{période} : 1971-1996$$

$$IG_t / \text{PIB}_t = 0,98 \cdot \text{COCP}_{t-1} / \text{PIB}_{t-1} + 1,03 \cdot \text{COCP}_{t-2} / \text{PIB}_{t-2} + 0,55 \cdot IG_{t-1} / \text{PIB}_{t-1} + 0,02 \quad (6.2)$$

(2,75) (2,50) (4,75) (2,42)

$$R^2 = 0,81; R^2 \text{ ajusté} = 0,78; \text{Durbin-Watson} = 2,16; F\text{-statistic} = 27,78; \text{période} : 1971-1996$$

où G et IG représentent respectivement les dépenses publiques totales et les dépenses publiques en capital et $COCP$ est la contribution de l'OCP aux recettes publiques.

Les régressions (6.1) et (6.2) montrent que la contribution de l'OCP en proportion du PIB a un effet positif aussi bien sur le ratio au PIB des dépenses publiques totales que sur le ratio au PIB des dépenses publiques en capital. Toutefois, l'effet sur les dépenses en capital est relativement plus fort du point de vue tant de son ampleur que de sa signification statistique. En particulier, l'élasticité des dépenses en capital en proportion du PIB par rapport au ratio au PIB décalé de deux périodes de la contribution de l'OCP est de l'ordre de 1,03, indiquant que lorsque le ratio de la contribution de l'OCP en $t-2$ augmente d'un point de pourcentage, le ratio des dépenses en capital en t augmente de 1,03 point de pourcentage. Il est à noter qu'une grande partie de cet effet est due au fait qu'une fois des dépenses en capital sont engagées, la réalisation des projets d'investissement qu'elles impliquent devrait se faire ultérieurement en recourant à d'autres moyens de financement autres que la contribution de l'OCP elle-même. Ce sont ces dépenses supplémentaires qui entraînent le recours à l'endettement et donc la formation des déficits budgétaires.

1.2.2 : L'impact de la dégradation des termes de l'échange sur l'évolution des déficits publics

L'effet de la dégradation des termes de l'échange sur les soldes budgétaires est, à notre sens, ambigu. Dans ce qui suit, nous tenterons de mettre cette ambiguïté en exergue avant d'essayer comment les termes de l'échange affectent les variables budgétaires dans le cas marocain.

1.2.2.1 : Termes de l'échange et déficits publics : une relation ambiguë

Le revenu réel des consommateurs peut chuter à la suite de la hausse des prix de certains produits importés. En conséquence, leurs dépenses peuvent diminuer. Dans le but de contrecarrer l'impact d'une telle inflation importée, certains pays en développement ont procédé à la réduction de la taxation de ces biens et même à leur subventionnement. L'aggravation des déficits publics provient dans ce cas de l'allègement fiscal qui réduit les recettes publiques et du subventionnement de ces biens, qui alourdit les dépenses publiques.

Si ce raisonnement contient certains grains de vérité, il pourrait probablement être inapplicable dans certains pays en développement. La raison est simple : si la dégradation des termes de l'échange peut entraîner une chute de certaines recettes publiques et conduire à une élévation de certaines dépenses de transferts, elle pourrait également induire probablement une chute d'autres dépenses publiques, comme les dépenses d'investissement; et l'effet net de cette situation sur les déficits publics dépendrait de l'intensité relative de l'impact sur les recettes et les dépenses publiques.

1.2.2.2 : Termes de l'échange et variables budgétaires au Maroc

De simples calculs pour le cas marocain révèlent que la corrélation entre les recettes fiscales et les termes de l'échange est de l'ordre de 0,38 alors qu'elle est de l'ordre de 0,42 pour les dépenses publiques totales et de 0,51 pour le déficit budgétaire¹. Ces chiffres enseignent que la dégradation des termes de l'échange réduit aussi bien les recettes que les dépenses publiques avec un effet légèrement plus fort sur les dépenses publiques, l'effet net étant alors une réduction du déficit budgétaire. Des régressions montrent que les dépenses publiques totales ($DEPPT$) et les recettes fiscales (T) sont positivement liées aux termes de l'échange (TE). En effet :

$$\text{Log}(T_t) = -1,11 + 0,24.\text{Log}(TE_t) + 0,19.\text{Log}(TE_{t-1}) + 0,59.\text{Log}(Y_t) + 0,44.\text{Log}(T_{t-2}) \quad (6.3)$$

(-2,42) (3,16) (2,79) (4,60) (4,12)

$R^2 = 0,998$; R^2 ajusté = 0,997; Durbin-Watson = 2,20; F-statistic = 2336,38; période : 1970-1995:

les t-statistics sont entre parenthèses

$$\text{Log}(DEPPT_t) = 0,43.\text{Log}(TE_t) + 0,26.\text{Log}(Y_t) + 0,72.\text{Log}(DEPPT_{t-1}) \quad (6.4)$$

(3,87) (4,66) (11,40)

$R^2 = 0,996$; R^2 ajusté = 0,995; Durbin-Watson = 2,02; F-statistic = 3565,25; période : 1960-1995.

$$\text{Log}(DEF_t) = 1,68 + 1,24.\text{Log}(TE_t) + 0,81.\text{Log}(DEF_{t-1}) \quad (6.5)$$

(2,54) (2,03) (10,44)

$R^2 = 0,849$; R^2 ajusté = 0,838; Durbin-Watson = 2,14; F-statistic = 73,27; période : 1967-1996.

Ces trois régressions montrent que la dégradation des termes de l'échange entraînent une diminution aussi bien des recettes fiscales que des dépenses publiques. Une détérioration des termes de l'échange de 1% entraîne à long terme une chute des recettes fiscales de 0,77% et une diminution des dépenses publiques de 1,54%. La dégradation des termes de l'échange induit également une chute du déficit budgétaire; l'élasticité étant d'environ 1,24, ce qui signifie qu'une amélioration des termes de l'échange de 1% conduirait à une aggravation du déficit de 1,24%. Il est probable que ces relations seraient dues au fait qu'une amélioration des termes de l'échange entraîne :

¹. Toutes les variables ont été exprimées en forme logarithmique et les termes de l'échange sont définis par le rapport entre l'indice des valeurs moyennes des importations et l'indice des valeurs moyennes des exportations. Ces deux indices ont été calculés par nous-mêmes sur la base de données brutes et très hétérogènes du commerce extérieur (*Annuaire Statistique du Maroc* et *Rapports de Bank Al-Maghrib*). Les séries brutes des indices sont très hétérogènes. Nous les avons alors normalisées en les ramenant à une même année de base (1990).

- d'une part, un alourdissement des dépenses publiques en raison du fait que des termes de l'échange favorables incitent les pouvoirs publics à dépenser plus (voir effet du boom des exportations ci-dessus);
- d'autre part, une amélioration des recettes fiscales provenant de l'augmentation des revenus des particuliers et des entreprises exportatrices.

Puisque l'effet de l'amélioration des termes de l'échange est plus fort sur les dépenses que sur les recettes, le résultat net serait une aggravation du déficit budgétaire. Ainsi, comme le montre l'histoire économique de maints pays en développement, la dégradation (*amélioration*) des termes de l'échange conduit à long terme à l'allègement (*aggravation*) des déficits publics, et non pas à leur aggravation (*allègement*).

2- Etude économétrique : des soldes budgétaires sensibles à leurs déterminants fondamentaux

En nous inspirant des éclairages théoriques ci-dessus discutés et en formulant des hypothèses théoriques additionnelles, nous tenterons dans ce qui suit, d'estimer la réaction des soldes budgétaires à leurs déterminants fondamentaux au Maroc et dans un échantillon de pays.

2.1 : Réaction du solde budgétaire à ses déterminants dans le cas marocain : les résultats d'estimation d'un modèle à correction d'erreur

Avant d'étudier les déterminants des soldes budgétaires dans le cas du Maroc, nous tenterons d'abord de présenter la spécification du modèle à estimer, de procéder à la mesure des variables et de conduire les tests préliminaires nécessaires.

2.1.1 : Le modèle de comportement du solde budgétaire, la mesure des variables et les tests préliminaires

L'étude empirique des déterminants des soldes budgétaires dans le cas marocain repose sur les innovations les plus récentes en matière de séries temporelles. Dans ce qui suit, nous exposerons d'abord le modèle général à estimer et la mesure des variables. Puisque nous utilisons les innovations récentes en matière de séries temporelles, nous tenterons de conduire des tests de racine unitaire et de cointégration sur les variables du modèle.

2.1.1.1 : Le modèle et la mesure des variables

Si des facteurs liés directement ou indirectement aux dépenses et recettes publiques sont d'une grande importance pour l'explication de la formation des déficits (Tanzi, 1982; Morrisson, 1982), il n'en reste pas moins que le niveau du développement économique et le degré de participation de l'Etat dans l'économie (Morrisson, 1982) doivent être également intégrés dans un modèle économétrique permettant d'estimer leurs effets respectifs sur les déséquilibres budgétaires.

En somme, nous considérons le ratio au PIB du solde budgétaire total, *sbt*, comme une fonction :

- du niveau de développement économique mesuré par le PNB réel par tête, *pnbr*. En conformité avec les soubassements théoriques ci-dessus discutés, l'effet de cette variable sur l'évolution des soldes budgétaires est, à notre sens, ambigu.
- Du degré de participation de l'Etat dans l'économie, mesuré par le ratio au PIB des dépenses publiques, *depp*. L'effet attendu de cette variable sur les soldes budgétaires est

négalif parce qu'une augmentation du ratio au PIB des dépenses publiques, plus rapide que celle du ratio des recettes publiques, induit une détérioration de la situation budgétaire et donc des soldes publics.

- De la croissance des recettes publiques, mesurée par le taux de croissance des recettes publiques courantes, \hat{R} . L'impact de cette variable sur les soldes publics est ambigu en ce sens qu'une croissance des recettes pourrait améliorer les soldes à taux de croissance moins élevé des dépenses publiques, comme elle peut susciter l'engagement de dépenses publiques supplémentaires qui ne peuvent pas être complètement financées par les recettes additionnelles¹.
- De l'instabilité des recettes publiques, IR , mesurée par le coefficient de variation des recettes publiques courantes, calculé sur une sous - période de trois ans (périodes $t-1$, t et $t+1$). L'impact attendu de cette variable est ambigu. En effet, théoriquement, une instabilité des recettes publiques pourrait aggraver les déficits si une valeur des recettes dépassant leur moyenne pourrait inciter l'Etat à dépenser plus ou si une valeur des recettes en deçà de la moyenne réduit les recettes publiques courantes. Par ailleurs, une valeur des recettes dépassant leur moyenne pourrait inciter l'Etat à dépenser moins et donc à réduire les déficits publics même si une valeur des recettes en deçà de la moyenne pourrait réduire les recettes publiques courantes.
- De la capacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat, CCD , mesurée par le rapport entre l'instabilité des dépenses et l'instabilité des recettes, l'instabilité des dépenses étant estimée par le coefficient de variation des dépenses publiques sur les périodes $t-1$, t et $t+1$. L'effet probable de cette variable sur les soldes budgétaires est négatif parce qu'une instabilité des dépenses plus prononcée que celle des recettes induit une augmentation des déficits ou une chute des surplus budgétaires.
- Des termes de l'échange, TE , mesurés par le rapport des indices de la valeur moyenne des exportations et de la valeur moyenne des importations. L'effet attendu de cette variable est ambigu parce qu'une évolution positive des termes de l'échange pourrait améliorer les recettes comme elle pourrait susciter l'engagement de dépenses supplémentaires dont le financement par les recettes additionnelles pourrait ne pas suffire.

En vertu de ce qui précède, le modèle à estimer peut s'écrire comme suit :

$$sbt_t = a_0 + a_1 \cdot \text{Log}(pnbr_t) + a_2 \cdot depp_t + a_3 \cdot \hat{R}_t + a_4 \cdot IR_t + a_5 \cdot CCD_t + a_6 \cdot \text{Log}(TE_t) + u_t \quad (6.6)$$

(?) (-) (?) (?) (?) (-)

Les signes attendus des paramètres du modèle sont notés entre parenthèses, conformément aux ambiguïtés théoriques discutées plus haut.

2.1.1.2 : Les tests préliminaires de racine unitaire et de cointégration sur les variables du modèle

Parmi les variables du modèle (6.6), seuls le solde budgétaire (en pourcentage du PIB) et le PNB réel *per capita* sont stationnaires en différences premières (c'est-à-dire intégrés d'ordre 1). Les quatre autres variables sont stationnaires en niveaux (c'est-à-dire intégrées d'ordre 0)². Le tableau 19 résume les résultats des tests de racine unitaire et le tableau 20 présente les

¹- Selon Pleese (1967), le renforcement de l'épargne publique par l'accroissement des recettes publiques est un mirage.

²- La stationnarité des quatre variables ne devrait pas nous surprendre. En effet, le taux de croissance des recettes courantes est généralement stable durant la période 1967-1997 retenue pour l'estimation du modèle malgré les sommets atteints durant certaines années de la première moitié des années 70 en raison de l'augmentation des prix des phosphates, la même remarque valant aussi pour le logarithme népérien des termes de l'échange. C'est durant certaines années de la décennie 70 que l'instabilité des recettes s'est révélée.

résultats des tests de cointégration des variables intégrées d'ordre 1. Comme le montre le tableau 20, les trois variables intégrées d'ordre 1 sont cointégrées et le vecteur de cointégration est unique.

Tableau 19 : TESTS DE RACINE UNITAIRE ADF SUR LES VARIABLES DU MODELE DES SOLDES PUBLICS

| Variables | Nb. Retards | t-statistic | VC | | Stationn. I(0)? | Stationn. I(1)? |
|------------------|-------------|-------------|-------|-------|-----------------|-----------------|
| | | | 5% | 10% | | |
| <i>Sbt</i> | 0 | -2,26 | -2,97 | -2,62 | Non | Oui |
| <i>Log(pnbr)</i> | 1 | -2,10 | -2,96 | -2,62 | Non | Oui |
| <i>Depp</i> | 2 | -2,55 | -2,97 | -2,62 | Non | Oui |
| <i>ŕ</i> | 0 | -5,12 | -2,97 | -2,62 | Oui | Oui |
| <i>IR</i> | 1 | -4,66 | -3,60 | -3,24 | Oui | Oui |
| <i>CCD</i> | 1 | -3,47 | -2,98 | -2,63 | Oui | Oui |
| <i>Log(TE)</i> | 0 | -3,17 | -1,95 | -1,62 | Oui | Oui |

NB : le nombre de retards est choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike soit minimum. VC est la valeur critique de McKinnon. Dans chaque équation ADF, la constante et le trend linéaire sont introduits là où ils sont statistiquement significatifs.

Tableau 20 : TESTS DE COINTEGRATION DES VARIABLES INTEGREES D'ORDRE 1 DANS LE MODELE 6.29

| Valeur d'Eigen | Ratio de vraisemblance | VC à 5% | Valeur critique à 1% | Cointégration? |
|----------------|------------------------|---------|----------------------|----------------|
| 0,507 | 31,66 | 29,68 | 35,65 | Oui |
| 0,285 | 12,57 | 15,41 | 20,04 | Non |
| 0,122 | 3,52 | 3,76 | 6,65 | Non |

NB : L'équation cointégrante et le VAR permettant de conduire le test de cointégration contiennent la constante (pas de trend linéaire).

L'équation cointégrante estimée peut s'écrire :

$$sbt_t = -95,44 + 13,66 \cdot \text{Log}(pnbr_t) - 0,75 \cdot depp_t \quad (6.7)$$

(-5,15) (5,71) (-10,45)

$$R^2 = 0,81; R^2 \text{ ajusté} = 0,79; F\text{-statistic} = 54,66 \text{ (probabilité} = 0,0000001); D\text{-W} = 1,14.$$

L'équation cointégrante (6.7) révèle que le solde public en proportion du PIB réagit positivement à l'augmentation du PNB réel par tête et négativement à l'accroissement du ratio au PIB des dépenses publiques, mesurant le degré de participation de l'Etat dans l'économie.

très forte et que la capacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat s'est considérablement affaiblie. En dehors de ces années, les deux variables montrent une évolution relativement stable.

2.1.2 : Réaction du solde budgétaire à ses déterminants au Maroc : les résultats d'estimation d'un modèle à correction d'erreur

En vertu des développements qui précèdent, le modèle à correction d'erreur¹ peut s'écrire :

$$\begin{aligned} \Delta sbr_t = & 0,79 + 0,02t - 19,03\Delta \text{Log}(pnbr_t) - 0,71\Delta depp_t + 0,47\Delta depp_{t-1} + 0,19\dot{R}_t \\ & (1,85) (2,45) (-11,21) \quad (-16,86) \quad (5,81) \quad (12,93) \\ & -0,34IR_{t-1} + 0,10IR_{t-2} - 0,013CCD_{t-1} + 0,0038CCD_{t-3} - 0,23ECT_{t-1} \\ & (-9,75) \quad (5,15) \quad (-5,61) \quad (3,01) \quad (-4,31) \end{aligned} \quad (6.8)$$

$R^2 = 0,81$; R^2 ajusté = 0,79; F-statistic = 54,66 (probabilité = 000); D-W = 1,14; test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 1,70 (prob. = 0,43); test d'hétéroscédasticité de

White : F-statistic = 2,88; prob. = 0,30; nbr. d'observ. $X R^2 = 24,23$; prob. = 0,34;

test de stabilité de Chow (pour 1995) : F-statistic = 0,03, probabilité = 0,87; Log du ratio de vraisemblance = 0,063, prob. = 0,80.

Comme le montre l'équation (6.8), le coefficient associé au terme de correction d'erreur est négatif et statistiquement très significatif en conformité avec les implications de la théorie de cointégration. Les coefficients associés aux autres variables sont tous statistiquement significatifs. Nos résultats empiriques révèlent que le PNB réel par tête et la croissance des recettes publiques influent positivement sur les soldes budgétaires alors que le degré de participation de l'Etat dans l'économie, l'instabilité des recettes et la capacité de contrôle des dépenses les affectent négativement.

2.1.2.1 : L'impact positif du niveau de développement économique et de la croissance des recettes sur les soldes publics

Nos résultats empiriques révèlent qu'il existe une causalité à court et à long termes allant du PNB réel *per capita* et des dépenses publiques (en pourcentage du PIB) vers le solde budgétaire (en pourcentage du PIB). Puisque, dans le modèle (6.8) à correction d'erreur, les coefficients associés au terme de correction d'erreur et à la première différence de $\text{Log}(pnbr)$ sont statistiquement très significatifs et l'effet du revenu par tête est positif et statistiquement significatif dans l'équation cointégrante (6.7), nous concluons à l'existence d'une causalité positive à court et à long termes allant du revenu réel *per capita* vers le solde budgétaire².

1- Puisque le logarithme népérien des termes de l'échange n'est pas statistiquement significatif (t-statistic = -0,66; probabilité = 0,51), il a été éliminé de l'équation finale. Nous nous sommes demandés si l'impact de cette variable est absorbé par le taux de croissance des recettes courantes. Toutefois, l'élimination de cette dernière variable n'améliore en rien la signification statistique des termes de l'échange.

2- Selon nos estimations, même le déficit budgétaire exerce un impact positif sur le PNB réel par tête même si l'ampleur de cet impact est faible. En effet, les deux variables étant stationnaires en niveaux et cointégrées, l'équation cointégrante s'écrit sur la période 1967-1996 :

$$\begin{aligned} \text{Log}(pnbr_t) = & 7,70 + 0,02t - 0,006sbr_t \\ & (307,51) (23,38) (-3,13) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,953; R^2 \text{ ajusté} = 0,95; \text{F-statistic} = 275,51 \text{ (probabilité} = 000); \text{D-W} = 1,68$$

le modèle à correction d'erreur s'écrit alors :

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(pnbr_t) = & 2,98 + 0,008t - 0,0027sbr_{t-1} - 0,38\text{Log}(pnbr_{t-1}) - 0,017DUM_t \\ & (307,51) (23,38) (-3,13) \quad (-3,01) \quad (-5,40) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,80; R^2 \text{ ajusté} = 0,75; \text{F-statistic} = 17,33 \text{ (probabilité} = 000); \text{D-W} = 1,87$$

où *DUM* est une variable auxiliaire prenant des valeurs de 0 jusqu'à 5 suivant la croissance du volume réel de la récolte agricole de telle sorte qu'une valeur égale à 0 correspond à une très bonne récolte agricole et une valeur égale à 5 correspond à une campagne agricole catastrophique. *DUM* est donc construite de telle sorte qu'elle capte l'effet de la sécheresse sur l'économie marocaine (pour plus de détails sur la construction de cette variable, voir troisième partie, chapitre I).

L'équation cointégrante (6.7) révèle qu'à long terme, l'élasticité des soldes budgétaires (en pourcentage du PIB) par rapport au PNB réel par tête est de l'ordre de 13,66, suggérant qu'une hausse de 1% du niveau de revenu *per capita* améliorerait les soldes publics de 0,14 point de pourcentage du PIB environ¹.

La croissance des recettes publiques exerce également un impact positif et statistiquement très significatif sur le solde budgétaire, quoique l'ampleur de cet impact est relativement faible confirmant le fait que la croissance des recettes publiques suscite souvent une augmentation des dépenses. Suivant nos estimations, une hausse du taux de croissance des recettes publiques d'un point de pourcentage, améliorerait la variation du solde budgétaire d'environ 0,002 point de pourcentage seulement. Ce phénomène est également observé à travers les pays en développement au sens large (voir ci-dessous, nos estimations utilisant les techniques de données de panel).

2.1.2.2 : L'effet négatif du degré de participation de l'Etat dans l'économie, de l'instabilité des recettes et de la capacité de contrôle des dépenses

Puisque, dans le modèle (6.8) à correction d'erreur, les coefficients associés au terme de correction d'erreur et à la première différence de *depp* sont statistiquement très significatifs et l'effet de *depp* est négatif et statistiquement très significatif dans l'équation cointégrante (6.7), nous concluons à l'existence d'une causalité négative à court et à long termes allant du degré de participation de l'Etat dans l'économie vers le solde budgétaire (en pourcentage du PIB). A long terme, suivant l'équation cointégrante (6.7), une hausse d'un point de pourcentage du PIB des dépenses publiques détériorerait les soldes budgétaires de 0,75 point de pourcentage

Dans notre modèle à correction d'erreur ci-dessus exposé, l'impact de la différence première de *sbt* est négatif mais il n'est significatif qu'à un seuil de 55%, suggérant que les déficits publics n'ont aucun effet significatif à court terme sur le revenu réel par tête. En revanche, comme le révèle notre modèle à correction d'erreur, les déficits publics exercent un impact positif sur le revenu réel *per capita* comme l'indique le signe négatif et statistiquement très significatif de *sbt_{t-1}*. A long terme, une augmentation du déficit budgétaire global de 3 points de pourcentage du PIB améliorerait le revenu réel par tête de 0,0213%. Ainsi, contrairement aux résultats de certaines études statistiques (voir par exemple, Boussetta, 1992, 1995), les déficits budgétaires exercent un impact positif sur le revenu réel *per capita*. Cependant, l'ampleur de l'impact est très faible soutenant notre point de vue suivant lequel ce n'est pas le déficit lui-même qui importe pour la croissance mais la *structure* des dépenses publiques : dépenses productives et dépenses improductives. En ce sens, certaines dépenses et recettes composant le déficit budgétaire affectent positivement la croissance par tête et d'autres l'affectent négativement de telle sorte que l'effet positif net est minime. Comme nous le verrons plus loin, les dépenses publiques d'investissement ont un effet beaucoup plus fort sur la croissance économique (et l'investissement privé) alors que les dépenses de consommation de l'Etat évincent l'investissement privé et déprime la croissance économique. Comme attendu, l'impact de la variable auxiliaire construite est négatif et statistiquement très significatif. Suivant nos estimations, commençant en une année de très bonne récolte agricole (*DUM* = 0), une campagne agricole catastrophique l'année suivante réduirait le taux de croissance du revenu réel *per capita* de 8,5%, une proportion raisonnable conformément à nos observations sur la période 1967-1996.

¹ - il est à noter que l'effet du revenu réel *per capita* serait probablement de réduire certaines dépenses (les subventions et autres transferts courants par exemple) et d'augmenter d'autres (à titre d'exemple, une augmentation de l'investissement privé dû à l'amélioration du revenu réel induit une augmentation de la demande des services publics). En conséquence, l'effet net d'une amélioration du niveau du développement dépend de l'importance relative de ces deux effets : un effet positif faible signifie que la réduction de certaines dépenses publiques, due à la croissance du PNB réel par tête, est presque compensée par la hausse d'autres types de dépenses. Même une amélioration des recettes publiques, due à la croissance du PNB réel par tête, n'arrive pas à améliorer considérablement le ratio au PIB du solde budgétaire. Formellement, on peut écrire : $\Delta(sbt_t) = \Delta(recp_t) - (\Delta(depp1_t) + \Delta(depp2_t))$; où *recp* et *depp* désignent respectivement les ratios au PIB des recettes et des dépenses publiques désagrégées en deux types : celles qui diminuent (*depp1*) et celles qui augmentent (*depp2*) à la suite d'une amélioration du niveau du développement. Si $\Delta(depp2_t) = -\Delta(depp1_t) + \Delta(recp_t)$, l'effet net sur le ratio du solde budgétaire sera nul; si au contraire, $\Delta(depp2_t) < -\Delta(depp1_t) + \Delta(recp_t)$, l'effet net sera positif et son ampleur dépendra de l'importance de $\Delta(depp2_t)$ par rapport à $\Delta(recp_t) - \Delta(depp1_t)$. Or, l'effet positif à long terme est justement faible suivant la régression (6.31) parce que, tout simplement, $\Delta(recp_t) - \Delta(depp1_t)$ est presque compensé par $\Delta(depp2_t)$; à tel point qu'une amélioration du solde budgétaire d'un point de pourcentage du PIB nominal nécessiterait à long terme, une augmentation du niveau de revenu par tête d'environ 7,32%, ce qui est considérable.

du PIB, suggérant qu'à long terme, une intensification du degré de participation de l'Etat dans l'économie aggraverait substantiellement les déficits budgétaires.

L'impact de l'instabilité des recettes et de la capacité de contrôle des dépenses par l'Etat marocain est négatif et statistiquement significatif, suggérant que la variation des soldes publics est très sensible à l'évolution de ces deux variables. A long terme, selon nos estimations, une intensification de l'instabilité des recettes d'un point de pourcentage réduirait la croissance du solde budgétaire de 0,33 point de pourcentage du PIB. De même, à long terme, une variation de 10 points de pourcentage du rapport entre l'instabilité des dépenses et l'instabilité des recettes, qui est notre mesure de la capacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat marocain, réduirait la croissance du solde budgétaire de 0,13 point de pourcentage du PIB. Ces résultats confirment la sensibilité des soldes publics à l'instabilité des recettes et des dépenses. Même une croissance des recettes au delà de leur moyenne sur trois ans réduirait les soldes budgétaires parce qu'une telle croissance incite aussi à engager des dépenses supplémentaires dont le financement nécessite, en plus des recettes additionnelles, un recours à l'endettement. De même, une dispersion des dépenses plus accentuée que celle des recettes détériorerait les soldes budgétaires du fait que :

- les dépenses publiques s'élèvent au dessus de leur moyenne durant trois ans, les recettes courantes demeurant stables autour de leur moyenne;
- les dépenses publiques s'élèvent au dessus de leur moyenne et les recettes courantes diminuent en-dessous de leur moyenne sur trois ans;
- dans le processus de l'ajustement budgétaire, la réduction des dépenses publiques est insuffisante par rapport à la croissance ou au déclin des recettes courantes.

Comme nous le verrons plus loin, ce phénomène de l'inadéquation entre la croissance des recettes et celle des dépenses publiques vaut également pour le cas d'un échantillon de pays en voie de développement dans le cadre de nos analyses empiriques utilisant les données de panel.

En somme, le niveau de développement économique, le degré de participation de l'Etat dans le développement, la croissance des recettes courantes, l'instabilité des recettes et la capacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat constituent les principaux déterminants des déficits budgétaires dans le cas particulier du Maroc, même si l'ampleur de l'impact sur les déficits publics diffère pour ces diverses variables. Par conséquent, à part le niveau de développement économique, la croissance et l'instabilité des recettes qui sont relativement hors du contrôle direct des décideurs de la politique budgétaire marocaine, l'accumulation des déficits publics dépendent notamment de variables budgétaires qui sont relativement sous le contrôle direct des décideurs.

2.2 : Sensibilité des soldes budgétaires à leurs déterminants : une comparaison entre des échantillons de pays développés et de pays en développement

Nous avons jugé opportun d'étudier les déterminants des soldes budgétaires dans des échantillons de pays développés et de pays en voie de développement. L'objectif ultime de cette analyse consiste à mieux comprendre les facteurs susceptibles d'influencer l'accumulation des déficits budgétaires dans les pays en développement en comparaison avec les pays développés. Notre étude empirique utilise aussi bien des analyses de données en coupe instantanée que des analyses de données de panel pour 30 pays en voie de développement et 16 pays développés.

2.2.1 : Déterminants des déficits publics : une analyse de données en coupe instantanée pour 30 pays en développement et 16 pays développés

Nous présentons d'abord le modèle en coupe instantanée et les résultats de son estimation avant d'interpréter les résultats obtenus.

2.2.2.1 : Le modèle en coupe instantanée et les résultats de son estimation

Conformément aux soubassements théoriques discutés dans la première sous-section, le modèle des déterminants des déficits publics peut s'écrire :

$$sbt_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(pnbr_i) + \alpha_2 depp_i + \alpha_3 \hat{R}_i + \alpha_4 IR_i + \alpha_5 CCD_i + \alpha_6 \hat{T}_e i \quad (6.9)$$

(?)
(-)
(?)
(?)
(-)
(?)

où sbt , $pnbr$, $depp$, \hat{R} et \hat{T}_e indiquent respectivement les moyennes annuelles par pays (i) du ratio au PIB du solde budgétaire total, du PNB réel par tête, du ratio au PIB des dépenses publiques, du taux de croissance des recettes publiques et du taux de croissance des termes de l'échange; et IR et CCD représentent respectivement l'instabilité des recettes, mesurée par le coefficient de variation des recettes publiques, et la capacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat, estimé par le rapport entre l'instabilité des dépenses (mesurée par le coefficient des dépenses) et l'instabilité des recettes.

En utilisant les données en coupe instantanée, l'estimation du modèle (6.9) a donné les résultats suivants pour un groupe de 30 pays en développement de notre échantillon élargi¹ :

$$sbt_i = -7,10 + 0,24 \text{Log}(pnbr_i) - 0,16 depp_i + 0,27 \hat{R}_i + 0,07 IR_i - 0,003 CCD_i \quad (6.10)$$

(-1,26)(0,42)
(-2,96)
(1,80)
(1,38)
(-0,17)

$R^2 = 0,523$; R^2 ajusté = 0,424; F-statistic = 5,27 (probabilité = 0,002).

où toutes les variables sont exprimées en moyenne annuelle sur la période 1976-1993; toutes les variables, excepté le PNB réel par tête en dollars, sont exprimées en pourcentage.

En éliminant les variables dont les coefficients sont très peu significatifs statistiquement, nous obtenons l'estimation finale suivante :

$$sbt_i = -6,352 - 0,153 depp_i + 0,302 \hat{R}_i + 0,08 IR_i \quad (6.11)$$

(-2,79)
(-3,05)
(2,30)
(1,72)

$R^2 = 0,52$; F-statistic = 9,35 (probabilité = 0,0002).

Pour les 16 pays développés, le modèle en coupe instantanée s'écrit :

$$sbt_i = -3,92 + 0,25 \text{Log}(pnbr_i) - 0,14 depp_i + 0,07 \hat{R}_i - 0,09 IR_i + 0,06 CCD_i \quad (6.12)$$

(-0,24)
(0,23)
(-2,05)
(0,10)
(-0,72)
(0,53)

$R^2 = 0,453$; F-statistic = 1,66.

Dans ce modèle, seules les dépenses publiques en pourcentage du PIB, représentant le degré de participation de l'Etat dans l'économie, ont un coefficient statistiquement significatif. En éliminant les variables par ordre de leur non signification statistique, nous aurons :

¹. Nous tenterons toutefois une autre estimation du modèle intégrant la variable T_e pour un groupe de pays pour lesquels nous disposons de données statistiques (voir infra).

$$sbt_i = -0,144.depp_i - 0,09.IR_i + 0,05.CCD_i \quad (6.13)$$

(-2,64) (-2,71) (1,86)

$$R^2 = 0,444; \text{ F-statistic} = 5,19 \text{ (probabilité} = 0,02).$$

2.2.1.2 : Des résultats empiriques confirmant les spécificités budgétaires des pays en développement par rapport aux pays développés

Suivant l'équation (6.10), le coefficient associé au PNB réel par tête est positif mais il n'est pas statistiquement significatif. Ce résultat ne devrait pas nous surprendre parce qu'en moyenne sur la période prise en compte, les déficits budgétaires se sont accumulés au sein des 30 pays de l'échantillon quelque soit le niveau du revenu réel moyen par tête (la corrélation entre le solde budgétaire moyen annuel et le logarithme du PNB réel par tête est de l'ordre de 0,18 seulement, indiquant que le lien entre les deux variables est faible). Comme nous le verrons plus loin, le modèle à effets fixes privilégiant l'information dynamique par rapport aux différences inter - pays permettra d'améliorer nos résultats empiriques. Comme attendu, le coefficient des dépenses publiques en pourcentage du PIB est négatif et statistiquement très significatif (au seuil de 0,65%). Une augmentation des dépenses publiques d'un point de pourcentage du PIB détériorerait le solde budgétaire de 0,16 point de pourcentage du PIB à travers les 30 pays de l'échantillon. L'impact du taux de croissance des recettes publiques est également positif même s'il n'est statistiquement significatif qu'au seuil de 8%. Quant au coefficient de l'instabilité des recettes, il est positif même s'il n'est statistiquement significatif qu'au seuil de 18% , suggérant qu'un coefficient de variation croissant des recettes publiques à travers les 30 pays de l'échantillon améliorerait le solde budgétaire en pourcentage du PIB. Quant au coefficient associé à la capacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat, il est négatif mais il n'est pas statistiquement significatif.

Dans l'équation (6.11) où les variables dont les coefficients sont très peu significatifs ont été éliminées, les paramètres deviennent statistiquement très significatifs sauf le coefficient associé à l'instabilité des recettes publiques qui n'est significatif qu'au seuil de 10%. Les coefficients associés aux dépenses publiques en pourcentage du PIB et à la croissance des recettes gardent une ampleur comparable à celle que nous avons estimée dans l'équation (6.33). En passant d'un pays à un autre, une augmentation des dépenses publiques d'un point de pourcentage du PIB induirait une détérioration du solde budgétaire de 0,153 point de pourcentage du PIB à travers les 30 pays de l'échantillon. Une amélioration du taux de croissance des recettes publiques d'un point de pourcentage induirait une amélioration du solde budgétaire de 0,302 point de pourcentage du PIB à travers les 30 pays de l'échantillon, suggérant que les soldes budgétaires sont sensibles à la croissance des recettes publiques courantes. Enfin, l'instabilité des recettes affecte positivement les soldes budgétaires même si son impact n'est pas statistiquement très significatif. Ce résultat s'expliquerait probablement par le fait qu'une dispersion élevée des recettes publiques à travers les pays de l'échantillon améliore les recettes publiques lorsque leur valeur dépasse la moyenne et incite l'Etat à réduire les dépenses lorsque leur valeur est inférieure à la moyenne.

Ainsi, le modèle en coupe instantanée montre que les variables qui influencent très significativement le solde budgétaire en proportion du PIB, à travers les 30 pays en développement, sont la participation de l'Etat dans l'économie et la croissance des recettes publiques courantes.

En ce qui concerne l'échantillon des 16 pays développés (régression 6.12), seul le degré de participation de l'Etat dans l'économie, mesuré par les dépenses publiques (en pourcentage du PIB), sont statistiquement significatives. En éliminant les variables suivant le degré de leur

non signification statistique et en réestimant le modèle (régression 6.13), la signification statistique du degré de participation de l'Etat devient plus élevée. L'instabilité des recettes devient également significative au seuil de 2% tandis que la capacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat devient significative au seuil de 8,6%. Nous sommes particulièrement surpris de trouver un signe négatif pour le coefficient de l'instabilité des recettes et un signe positif pour celui de la capacité de contrôle des dépenses publiques. Il est très probable qu'une dispersion élevée des recettes publiques courantes à travers les 16 pays du groupe réduit les recettes ou incite les Etats à effectuer plus de dépenses, le résultat net étant une détérioration des soldes budgétaires. Par contre, il semble qu'une dispersion élevée des dépenses publiques incite les gouvernements à réduire les déficits accumulés. Par ailleurs, en passant d'un pays à un autre, la croissance des recettes courantes, semble-t-il, n'a aucun effet significatif sur la situation budgétaire des Etats. Ce résultat indique, paraît-il, que les pays développés du groupe ont tendance à financer les dépenses en recourant à plus d'endettement plutôt qu'en comptant sur l'amélioration des recettes. Malgré la petite taille de l'échantillon, ces résultats révèlent les différences dans les spécificités budgétaires des Etats dans les pays développés en comparaison avec les pays en développement.

Puisque nous ne disposons pas de données statistiques sur les termes de l'échange pour tous les pays de notre échantillon, nous avons tenté une estimation d'un modèle en coupe instantanée pour un groupe de 19 pays (6 pays en développement et 13 pays développés) pour lesquels les données sur les termes de l'échange sont disponibles. Ainsi, le modèle devient :

$$sbt_i = -6,13 + 0,90 \text{Log}(pnr_i) - 0,11 \text{depp}_i - 0,34 \hat{R}_i - 0,01 IR + 0,006 \text{CCD}_i - 0,21 T\hat{e}_i \quad (6.14)$$

(-0,90) (2,22) (-1,56) (-0,84) (-0,16) (0,18) (-0,33)

$$R^2 = 0,42$$

Ainsi, en conformité avec l'ambiguïté de l'impact des termes de l'échange sur les soldes budgétaires, le coefficient associé au taux de croissance des termes de l'échange dans l'équation (6.14) est négatif mais il n'est pas statistiquement différent de zéro, suggérant que la croissance des termes de l'échange, en améliorant les recettes publiques, incite également à effectuer plus de dépenses, de telle sorte que son effet devient nul à travers les 19 pays de l'échantillon. Il est très probable que l'impact de la croissance des termes de l'échange serait négatif et statistiquement significatif pour les pays en développement en raison du fait que le boom des recettes d'exportations dans maints pays en développement a souvent conduit à un processus de dépenses publiques croissantes dont le financement par les recettes additionnelles est insuffisant. Malheureusement, nous ne disposons pas de données statistiques pour un échantillon plus large de pays en développement pour tester cette hypothèse essentielle.

Dans l'équation (6.14), le PNB réel *per capita* devient positif et statistiquement différent de zéro, quoique l'ampleur de son impact est relativement faible, suggérant qu'une augmentation du revenu par tête à travers les 19 pays de l'échantillon améliorerait les soldes budgétaires. Cet effet capture en fait la relation entre le niveau de développement économique et la taille des soldes budgétaires : au sein des économies les moins développées, les déficits budgétaires en proportion du PIB sont plus élevés que dans les pays les plus développés.

En éliminant les variables dont les coefficients sont relativement moins significatifs, nous obtenons :

$$sbt_i = -4,17 + 0,80.Log(pnbr_i) - 0,10.depp_i - 0,43.\hat{R}_i \quad (6.15)$$

(-1,36) (2,57) (-2,04) (-2,20)

$R^2 = 0,41$; F-statistic = 3,44 (probabilité = 0,04).

Dans l'équation (6.15), le coefficient du PNB réel *per capita* devient plus significatif même si l'ampleur de son impact s'affaiblit quelque peu. Comme attendu, l'impact des dépenses publiques sur les soldes budgétaires est négatif et statistiquement très significatif, suggérant que le degré de participation de l'Etat dans l'économie est en partie responsable de l'accumulation des déficits. Contrairement au résultat trouvé pour l'échantillon de 30 pays en développement dans l'équation (6.11), où l'impact de la croissance des recettes est positif et statistiquement significatif, l'effet de cette variable dans l'équation (6.15) est négatif et statistiquement très significatif, suggérant que la croissance des recettes à travers les 19 pays de l'échantillon inciterait probablement à davantage de dépenses publiques¹.

2.2.2 : Déterminants des déficits publics : un modèle à effets fixes pour des échantillons de pays en développement et de pays développés

Nous passons maintenant à l'étude des déterminants des soldes publics en utilisant des données de panel. Puisque nous disposons de l'information, non seulement dans la dimension individuelle (par pays), mais aussi dans la dimension temporelle, un modèle utilisant les données de panel (c'est-à-dire des données individuelles - temporelles) est possible².

2.2.2.1 : Un modèle à effets fixes pour 30 pays en développement et 16 pays développés

Dans le cas de l'économétrie des données de panel, les données sont doublement indicées, avec un premier indice *i* caractérisant le pays pris en considération dans l'échantillon et un deuxième indice *t* caractérisant le temps où l'observation a été réalisée. Le modèle s'écrira alors :

$$sbt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1.Log(pnbr_{it}) + \alpha_2.depp_{it} + \alpha_3.\hat{R}_{it} + \alpha_4.IR_{it} + \alpha_5.CCD_{it} + \alpha_6.\hat{T}e_{it} + u_{it} \quad (6.16)$$

(?) (-) (?) (?) (?) (?)

On rappelle dans ce cadre que *IR* et *CCD* sont respectivement le coefficient de variation des recettes courantes et le rapport entre le coefficient de variation des dépenses publiques et le coefficient de variation des recettes publiques courantes. En données en coupe instantanée utilisées ci-dessus, *IR* et *CCD* sont des constantes pour chaque pays. En revanche, en données de panel, *IR* et *CCD* deviennent variables³.

¹ - Des régressions par pays montrent une forte association entre le taux de croissance des recettes courantes et le taux de croissance des dépenses publiques totales. Ainsi, à titre d'exemples, à travers un groupe de pays en développement, l'élasticité du taux de croissance des dépenses publiques par rapport au taux de croissance des recettes courantes est de l'ordre de 1 au Mexique ($R^2=0,68$) et au Pakistan ($R^2=0,43$), de l'ordre de 0,95 au Maroc ($R^2=0,49$) et au Kenya ($R^2=0,49$), 0,90 à l'Ile Maurice ($R^2=0,36$) et 0,82 en Egypte ($R^2=0,47$). A travers les pays développés, cette élasticité est de l'ordre de 0,96 au Portugal ($R^2=0,56$), 0,93 au Royaume-Uni ($R^2=0,64$) et 0,57 au Japon ($R^2=0,46$). S'il y a lieu, toutes les autocorrélations des erreurs ont été corrigées. Pour plus de détails sur les déterminants des soldes publics dans un groupe de pays, en utilisant des données temporelles, voir Mansouri, (2001).

² Pour des détails sur l'économétrie des données de panel, voir notamment Dormant (1989).

³ Il est à noter que le coefficient de variation des recettes courantes qui permet de mesurer le degré d'instabilité des recettes et le coefficient de variation des dépenses publiques qui permet de mesurer le degré d'instabilité des dépenses publiques constituent ici des variables aussi bien dans le temps qu'à travers les pays de l'échantillon³. Pour chaque pays, nous considérons le coefficient de variation (CV) comme étant le rapport entre l'écart type sur trois ans d'une variable déterminée et sa moyenne mobile également sur trois ans. En

En utilisant l'estimateur *between*, le modèle pour l'échantillon de 30 pays en voie de développement peut s'écrire :

$$\bar{s}_{it} = -11,00 + 0,10 \cdot (\text{Log}(\bar{y}_{it})) - 0,143 \cdot (\bar{d}_{it}) + 0,38 \cdot (\bar{R}_{it}) + 0,45 \cdot (\bar{R}_{it}) + 0,006 \cdot (\bar{C}_{it}) \quad (6.17)$$

(-8,83) (0,87) (-14,60) (14,43) (9,74) (1,65)

$R^2 = 0,55$; Prob (F-statistic) = 0,000; les t-statistics sont entre parenthèses .

En éliminant, par étapes, les variables dont les coefficients ne sont pas statistiquement significatifs, nous aurons l'équation finale suivante pour les 30 pays en développement :

$$\bar{s}_{it} = -9,08 - 0,142 \cdot (\bar{d}_{it}) + 0,382 \cdot (\bar{R}_{it}) + 0,41 \cdot (\bar{R}_{it}) \quad (6.18)$$

(-14,50) (-13,11) (17,02) (11,03)

$R^2 = 0,547$; R^2 ajusté = 0,545; Prob (F-statistic) = 0,000; les t-statistics sont entre parenthèses

En vue de voir si nous devons utiliser l'estimateur *within* ou l'estimateur des moindres carrés quasi-généralisés pour estimer la réaction des soldes budgétaires à leurs déterminants principaux dans le temps et à travers les 30 pays en développement de notre échantillon, nous avons procédé à une analyse des variances estimées des modèles *Between et Within*. Nous avons obtenu l'estimation suivante de θ^2 ; soit :

$$\theta^2 = (1/(T-1)) \left(\left(\sigma_\varepsilon^2 \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right) / \left(\sigma_\varepsilon^2 / T + \sigma_a^2 \right) \right) = \left(\frac{1}{(T-1)} \right) (Var(u_{it} - \bar{u}_i) / Var(\bar{u}_i)) = \left(\frac{1}{T-1} \right) \left(\frac{\sigma_{u_x}^2}{\sigma_{u_s}^2} \right)$$

$$= (1/(T-1)) \frac{(\hat{u}'_W \hat{u}_W / (NT - N - k))}{(\hat{u}'_B \hat{u}_B / (N - k))} = \left(\frac{1}{17} \right) \frac{(\hat{u}'_W \hat{u}_W / (NT - N - k))}{(\hat{u}'_B \hat{u}_B / (N - k))} = \left(\frac{1}{17} \right) \frac{5,00}{9,00} = 0,03;$$

ce qui donne $1 - \sqrt{0,03} = 0,83$

où les variables sont comme déjà définies.

Puisque θ^2 est proche de zéro, il n'y aura pas un grand risque si on utilise un modèle *Within* qui est équivalent à un modèle à effets fixes où la constante est estimée pour chaque pays de l'échantillon¹. L'estimation du modèle pour les 30 pays en développement sur la période 1976-1993 a donné les résultats suivants :

$$sbt_{it} = 1,21 \text{Log}(pmbr_{it}) - 0,70 \cdot depp_{it} + 0,56 \cdot depp_{it-1} + 0,04 \cdot \hat{R}_{it} - 0,01 \cdot IR_{it} - 0,0006 \cdot CCD_{it} + 0,74 \cdot sbt_{it-1} \quad (6.19)$$

(3,74) (-26,35) (17,09) (10,12) (-0,93) (-1,12) (25,35)

Statistiques pondérées : $R^2 = 0,905$; R^2 ajusté = 0,90; F-statistic = 794,55 (Prob = 0,000); D-W = 2,09

Statistiques non pondérées : $R^2 = 0,85$; R^2 ajusté = 0,84; D-W = 2,07

ce qui concerne la variable "recettes courantes" (R) par exemple, la moyenne mobile sur trois ans s'écrit : $\bar{R} = 1/3 \sum_{h=-1}^{h=1} R_{t+h}$.

L'écart-type de R s'écrit alors : $\sigma_R = \sqrt{1/3 \sum_{h=1}^{h=-1} (R_{t+h} - \bar{R})^2}$ et le coefficient de variation sera : $CV(R) = \sigma_R / \bar{R}$

1- Dans le cas où θ^2 n'est pas proche de zéro, l'estimateur *within* perd ses bonnes propriétés puisqu'il n'est plus équivalent asymptotiquement à l'estimateur des moindres carrés généralisés. Par conséquent, c'est l'estimateur des moindres carrés quasi-généralisés qui reste l'estimateur le plus opératoire dans ce cas. Il est à signaler toutefois que l'estimateur *Within*, même dans le cas où il n'est pas convergent, demeure un estimateur efficace.

L'estimation de notre modèle à effets fixes pour les 16 pays développés de l'échantillon a donné les résultats suivants :

$$sbt_{it} = 3,91 \cdot \underset{(4,52)}{\text{Log}(pnbr_{it})} - 0,58 \cdot \underset{(-11,78)}{depp_{it}} + 0,41 \cdot \underset{(7,30)}{depp_{it-1}} + 0,04 \cdot \underset{(6,42)}{\hat{R}_{it}} - 0,015 \cdot \underset{(-0,96)}{IR_{it}} - 0,0008 \cdot \underset{(-0,95)}{CCD_{it}} + 0,68 \cdot \underset{(15,88)}{sbt_{it-1}} \quad (6.20)$$

Statistiques pondérées : $R^2 = 0,934$; R^2 ajusté = 0,93; F-statistic = 625,01 (Prob = 0,000); D-W = 1,96

Statistiques non pondérées : $R^2 = 0,87$; R^2 ajusté = 0,86; D-W = 1,75

2.2.2.2 : Interprétation des résultats empiriques : une comparaison entre les pays en développement et les pays développés

Suivant le modèle *between* (6.17), le coefficient associé au PNB réel *per capita* est positif mais il n'est pas statistiquement très significatif, suggérant qu'en passant d'un pays en développement à un autre, l'amélioration du niveau de développement affecte très peu les soldes budgétaires en proportion du PIB. Ce résultat confirme l'ambiguïté de l'impact du revenu réel *per capita* sur les soldes publics : en augmentant, le PNB réel *per capita* améliore les recettes fiscales tout en réduisant certaines dépenses et en élevant d'autres, de telle sorte qu'à travers les pays de l'échantillon, l'effet net est positif mais non statistiquement significatif. En revanche, à travers les 46 pays de l'échantillon élargi, nos estimations indiquent que le niveau de revenu *per capita* affecte positivement les soldes budgétaires en pourcentage du PIB. A notre sens, ces disparités s'expliqueraient probablement par le fait qu'en intégrant les 16 pays développés à l'échantillon, le revenu réel par tête agit positivement sur les soldes budgétaires parce que les gouvernements dans les pays développés procèdent systématiquement à l'adaptation du budget au niveau courant de la croissance économique en réduisant certaines dépenses publiques, notamment les subventions et les autres transferts publics. Par contre, au sein des économies en développement, l'amélioration du niveau du développement économique nécessiterait le maintien de l'intervention de l'Etat en vue de répondre à de nouveaux besoins économiques et sociaux, de telle sorte que son effet tendrait à s'annuler. En vue de tester cette hypothèse, nous avons estimé un modèle *Between* pour les 16 pays développés que contient notre échantillon élargi. Le résultat confirme bien notre hypothèse de départ : le coefficient associé au PNB réel *per capita* à travers les 16 pays développés est positif et statistiquement très significatif (valeur du coefficient = 0,81; t-statistic = 2,47; seuil de signification statistique = 1,40%).

Le modèle *between* final révèle que le degré de participation de l'Etat dans l'économie affecte négativement les soldes publics. Quant à la croissance des recettes courantes, elle affecte positivement les soldes budgétaires. Toutefois, cet impact est plus robuste dans les pays en développement que dans les pays développés du point de vue aussi bien de son ampleur que de sa signification statistique. A travers les 30 pays développés de notre échantillon, une hausse du taux de croissance des recettes courantes de 2 points de pourcentage induirait une amélioration des soldes publics de 0,764 point de pourcentage du PIB contre 0,44 point de pourcentage du PIB seulement à travers les 46 pays de notre échantillon élargi. Ce résultat confirme l'idée suivant laquelle les soldes budgétaires dans les pays en développement agissent positivement et plus significativement à la croissance des recettes courantes que dans les pays développés parce que, tout simplement, les Etats dans les pays du Sud comptent beaucoup sur les recettes d'exportation de certains produits primaires¹.

¹ Dans le cadre du modèle *Between*, nous sommes particulièrement surpris de trouver un signe négatif et statistiquement très significatif pour le taux de croissance des recettes courantes à travers notre groupe des 16 pays développés. Le coefficient a une valeur de (-0,55) et est statistiquement significatif à un seuil inférieur à 1%, suggérant, contrairement à la situation prévalant dans les pays en développement,

Dans ces pays, un boom des exportations améliore les recettes courantes et le retournement de la conjoncture les déprime. Toutefois, ce boom n'améliore les soldes publics qu'à court terme parce que la croissance des recettes courantes incite les Etats à dépenser plus accumulant ainsi les déficits à moyen et à long terme.

La régression (6.19) indique que l'impact de l'instabilité des recettes et de la capacité de contrôle des dépenses publiques est négatif mais la signification statistique est relativement faible, la même remarque valant aussi pour l'échantillon des 16 pays développés (équation 6.20). L'impact des autres variables est statistiquement très significatif aussi bien pour les 30 pays en développement que pour les 16 pays développés. Le modèle (6.43) à effets fixes révèle qu'à long terme, une augmentation de 3% du niveau de revenu *per capita* durant la période et à travers les 30 pays en développement de l'échantillon améliorerait les soldes budgétaires d'environ 0,14 point de pourcentage du PIB contre une valeur de 0,18 point de pourcentage du PIB, estimée pour l'échantillon élargi (30 pays en développement et 16 pays développés)¹. La valeur relativement faible du coefficient supporte le point de vue selon lequel une amélioration du niveau de revenu *per capita* améliore les recettes fiscales, réduit certains types de dépenses (les dépenses de subventions et de transferts par exemple) mais en augmente d'autres en raison de l'intensification des besoins économiques et sociaux accompagnant le processus du développement économique. Il est à noter que l'impact du PNB réel par tête sur les soldes budgétaires est plus robuste au sein des 16 pays développés (régression 6.44) qu'au sein des 30 pays en développement (régression 6.19). Au sein de l'échantillon de 16 pays développés, une augmentation du PNB réel *per capita* de 1% améliorerait les soldes budgétaires de 0,1222 point de pourcentage du PIB contre 0,0465 seulement dans les pays en voie de développement. Ces disparités s'expliqueraient probablement par le fait que dans les pays développés, les gouvernements adaptent les budgets publics aux conditions de la croissance économique en stimulant l'activité économique par les déficits en cas de récession et en réduisant certaines dépenses en cas d'expansion. En revanche, dans les pays en développement, toute amélioration du niveau de revenu *per capita* générerait l'éclosion de nouveaux besoins économiques et sociaux non satisfaits incitant le secteur public à engager des dépenses supplémentaires même si d'autres types de dépenses diminuent de telle sorte que l'effet positif de la croissance économique réelle sur les soldes publics est relativement faible.

Le modèle (6.19) à effets fixes révèle également que la croissance des recettes courantes agit positivement et significativement sur les soldes budgétaires à travers les 30 pays de l'échantillon et durant la période, quoique l'ampleur de cet impact est relativement faible. A long terme, une augmentation du taux de croissance des recettes courantes d'un point de pourcentage induirait une amélioration des soldes budgétaires d'environ 0,15 point de pourcentage du PIB à travers les 30 pays de l'échantillon et durant la période considérée, soit une valeur identique à celle que nous avons estimée pour notre échantillon élargi (voir Mansouri, 2001). Ceci indique qu'il faudrait à long terme une augmentation du taux de croissance des recettes de 6,5 points de pourcentage par an pour que les soldes budgétaires

qu'une croissance rapide des recettes courantes dans les pays développés déprimerait les soldes publics au lieu des les améliorer (effet Please?). Dans toutes nos estimations utilisant l'économétrie des données de panel, le taux de croissance moyen des recettes courantes

est calculé comme suit :
$$\bar{R} = \left(\left(\prod_{i=1}^{T-1} (1 + \hat{R}_i) \right)^{1/(T-1)} - 1 \right) \times 100.$$

où \hat{R}_i est le taux de croissance en période i des recettes courantes exprimées en dollars et T est le nombre d'années de la période.

¹ Voir Mansouri (2001) pour des estimations détaillées pour l'échantillon élargi comprenant 30 pays en développement et 16 pays développés.

s'améliorent d'un point de pourcentage du PIB. Ce résultat est naturellement dû au fait que la croissance des recettes courantes non seulement améliorent les recettes mais accélèrent aussi le processus des dépenses publiques dont le financement ne peut pas être totalement couvert par les recettes courantes additionnelles. Comme le montre le modèle (6.20) à effets fixes, l'impact de la croissance des recettes publiques sur les soldes budgétaires au sein des 16 pays développés de notre échantillon est sensiblement comparable à l'impact estimé pour les 30 pays en développement de l'échantillon. A long terme, au sein des 16 pays développés, une hausse du taux de croissance des recettes publiques d'un point de pourcentage améliorerait les soldes budgétaires de 0,125 point de pourcentage du PIB.

Notre modèle (6.19) à effets fixes révèle également, comme attendu, que le degré de participation de l'Etat dans l'économie agit négativement et significativement sur les soldes publics. A long terme, une augmentation des dépenses publiques de deux points de pourcentage du PIB induirait une détérioration des soldes budgétaires de 1,08 points de pourcentage du PIB, suggérant que le degré de participation de l'Etat dans les économies en développement est un déterminant essentiel des soldes budgétaires (dans le cas de notre échantillon élargi, l'élasticité est exactement égale à -1)¹. L'impact du degré de participation de l'Etat dans l'économie au sein des 16 pays développés (régression 6.20) est sensiblement de la même ampleur en comparaison avec le cas des 30 pays en développement. Suivant nos estimations (équation 6.20), une hausse des dépenses publiques de deux points de pourcentage du PIB entraînerait à long terme, une détérioration des soldes budgétaires de 1,06 point de pourcentage du PIB. Enfin, aussi bien au sein des 16 pays développés qu'au sein des 30 pays en développement, l'instabilité des recettes et la capacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat exercent un effet négatif sur les soldes budgétaires, quoique cet impact n'est pas statistiquement très significatif.

Conclusion du chapitre II

En guise de conclusion, comme l'indiquent les développements théoriques et empiriques qui précèdent, nous avons tenté, en première analyse, d'appréhender les déterminants des déficits budgétaires dans le cas marocain en concevant, en examinant et en appliquant une méthodologie de décomposition plus désagrégée du budget et du solde public en variations discrétionnaires et induites. Dans ce cadre, notre contribution réside notamment dans la conception d'une méthodologie permettant de mieux cerner les déterminants des postes budgétaires, dus à des actions délibérées des pouvoirs publics et à des variables de l'environnement économique.

Dans le cas particulier du Maroc, notre étude analytique et empirique révèle que dans la majorité des cas, l'évolution des postes du budget général de l'Etat est due essentiellement à des mesures publiques discrétionnaires. Alors que ces dernières ont fortement contribué à la formation des déséquilibres budgétaires durant la période considérée, les variations induites du budget ont suscité dans l'ensemble, une amélioration des soldes budgétaires. Dès lors, il serait très difficile d'admettre les déclarations des gouvernements qui se sont succédés durant la période, prétendant que les déséquilibres budgétaires étaient dus à une évolution défavorable de l'environnement économique national et international. Certes, à maintes reprises, l'évolution des variables de l'environnement économique était préjudiciable à l'équilibre des finances publiques. Néanmoins, dans l'ensemble, comme le révèlent nos analyses empiriques menées sur la base de la méthodologie de décomposition, l'Etat marocain

¹ Pour des détails sur l'estimation du modèle à effets fixes pour notre échantillon global comportant 16 pays développés et 30 pays en voie de développement, voir Mansouri (2001).

est responsable en grande partie des dérapages budgétaires qui ont conduit à la crise du début des années 80.

L'intérêt de l'examen et de l'application de notre méthodologie de décomposition ne se limite pas à apprécier les variations discrétionnaires et induites du budget. Une telle méthodologie permettrait également de prévoir l'évolution des divers postes de recettes et de dépenses publiques en fixant les variables qui sont sous le contrôle relatif des décideurs de la politique budgétaire et en faisant varier les variables liées à l'environnement économique. Notre étude analytique et empirique ne prétend pas toutefois avoir résolu définitivement les problèmes conceptuels, méthodologiques et empiriques en la matière. Elle vise plutôt à ouvrir le débat sur cette question pour des recherches ultérieures plus approfondies.

En vue de mieux comprendre les déterminants des soldes budgétaires, nous avons jugé opportun de compléter notre analyse par une étude économétrique visant à estimer la réaction des soldes publics à leurs déterminants fondamentaux aussi bien au Maroc que dans des échantillons de pays en voie de développement et de pays développés. Concernant le cas particulier du Maroc, notre analyse empirique utilisant les récentes innovations en matière de séries temporelles révèle que les soldes budgétaires réagissent significativement à leurs déterminants fondamentaux. En particulier, les soldes budgétaires sont positivement affectés par le PNB réel par tête et la croissance des recettes publiques et négativement influencés par l'instabilité des recettes, le degré de participation de l'Etat dans l'économie et l'incapacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat. Alors que les trois premiers facteurs relèvent de l'environnement économique sur lequel les décideurs de la politique budgétaire n'exercent pas de contrôle direct, les deux dernières variables sont relativement sous le contrôle des autorités de la politique budgétaire. Dans une optique comparative, l'étude empirique sur des échantillons de pays en développement et de pays développés, utilisant des analyses de données en coupe instantané et de données de panel, fait ressortir des remarques importantes quant aux spécificités des deux groupes de pays. L'impact du niveau de développement économique *per capita* sur les soldes publics est plus robuste dans les pays développés que dans les pays en voie de développement, suggérant que les gouvernements dans les pays industrialisés adaptent généralement le budget aux fluctuations de l'activité alors que dans les pays en voie de développement, la croissance économique fait augmenter certaines dépenses et en diminue d'autres de telle sorte que l'impact positif du PNB réel par tête sur les soldes publics demeure relativement minime. Les effets du degré de participation de l'Etat dans l'économie et de la croissance des recettes sont généralement de la même ampleur au sein des deux groupes de pays.

Conclusion de la première partie

La première partie de ce travail a été réservée à l'analyse et à la mesure du concept du déficit budgétaire ainsi qu'à ses déterminants fondamentaux. Dans un premier temps, nous avons examiné et appliqué des approches de mesure des déficits publics à court terme en recourant à de multiples raffinements destinés à mieux mesurer le déficit. Dans un deuxième temps, nous avons examiné et appliqué deux approches fondamentales de la mesure des déficits publics à long terme, à savoir les approches comptable et de la contrainte de la valeur actuelle. En troisième lieu, nous avons développé une nouvelle approche de décomposition des postes budgétaires en variations discrétionnaires et induites. Notre approche, semble-t-il, est plus désagrégée et plus précise que celles qui sont développées dans la littérature en la matière. Elle nous a permis de décomposer les postes fondamentaux du budget de l'Etat marocain en variations discrétionnaires (c'est-à-dire relativement sous le contrôle des décideurs de la politique budgétaire) et induites (c'est-à-dire dues aux changements survenus dans

l'environnement économique). En quatrième lieu, nous avons tenté de spécifier et d'estimer un modèle de comportement des soldes budgétaires en nous inspirant des éclairages théoriques en la matière et de la formulation d'autres hypothèses théoriques. L'estimation du modèle s'est appuyée sur plusieurs approches empiriques en vue de rendre compte, autant que faire se peut, de la complexité du phénomène du déficit budgétaire et de mieux appréhender sa réaction aux divers facteurs susceptibles de l'influencer. Le modèle a été estimé aussi bien pour le cas du Maroc en utilisant les récentes innovations en matière de séries temporelles que pour des échantillons de pays développés et de pays en voie de développement en recourant aussi bien à l'analyse des données en coupe instantanée qu'à celle des données de panel. L'échantillon de pays est sélectionné de telle sorte qu'il puisse représenter le monde en développement et le monde développé au sens large en ce sens qu'il comporte des "ajusteurs" budgétaires, des non "ajusteurs", des économies de petite, de moyenne et de petite taille, pays à inflation élevée ou faible, pays peuplés et peu peuplés, etc.

Tout en montrant comment certaines données statistiques relatives à la politique budgétaire peuvent être trompeuses, nous avons tenté de corriger le solde budgétaire à court terme dans le cas marocain en examinant de multiples variantes des déficits et en offrant des chiffres et des représentations graphiques à l'appui de notre approche. Alors qu'on est parfois conscient de l'intérêt de ces diverses variantes du déficit à court terme, elles ont reçu très peu d'attention, en particulier dans le cas du Maroc. Notre contribution dans ce cadre est essentiellement méthodologique et vise à susciter le débat pour des analyses plus approfondies.

Notre analyse empirique du déficit budgétaire à long terme est, semble-t-il, novatrice. Tout en restant fidèle à une approche multi - critère, nous avons jugé opportun d'examiner et d'appliquer les deux approches de la soutenabilité des déficits budgétaires.

En prenant en compte les particularités d'une économie en développement comme celle du Maroc, nous avons tenté de dériver les déficits budgétaires soutenables suivant l'approche comptable de la compatibilité de la politique budgétaire aux cibles des politiques macro-économiques. C'est ainsi que nous avons envisagé trois scénarios possibles en vue d'examiner la soutenabilité des déficits budgétaires dans le cas marocain. Malgré l'exigence quelque peu sévère de la constante du ratio au PIB de la dette publique monétaire et non monétaire qu'une telle approche impose, elle permet d'estimer le sentier de la soutenabilité de la politique budgétaire. Sur le plan méthodologique, nous souhaitons ouvrir par là, le débat sur la soutenabilité de la politique budgétaire dans le cas marocain et, peut-être, fournir aux décideurs de la politique budgétaire des indications sur le sens de la soutenabilité au sens comptable du terme ainsi qu'un exemple d'application.

Nous avons également examiné et appliqué l'approche de la soutenabilité de la politique budgétaire sur la base du critère de la contrainte de la valeur actuelle. Notre contribution essentielle dans ce cadre concerne notamment les tests économétriques que nous avons conduits en nous inspirant des récentes innovations en matière de séries chronologiques. En tentant de *trimestrialiser* les données statistiques relatives aux recettes et aux dépenses publiques exprimées en proportion du PIB en recourant à une formule particulière, nous avons essayé de tester la soutenabilité de la politique budgétaire marocaine sur plusieurs sous - périodes en effectuant des tests de cointégration des variables budgétaires fondamentales. Nous avons montré que la politique budgétaire marocaine est relativement soutenable avant l'expansionnisme budgétaire du début de la première moitié des années 70, devient insoutenable à partir de 1975 jusqu'au deuxième trimestre de l'année 1983 et renoue depuis avec une soutenabilité relativement faible. Bien que le procédé de *trimestrialisation* soit un peu approximatif, nos tests de cointégration seraient à même de rendre compte du degré de soutenabilité de la politique budgétaire et peuvent être utilisés pour vérifier si le sentier des dépenses par rapport à celui des recettes est soutenable dans le temps.

Notre méthodologie de décomposition des postes du budget de l'Etat en variations discrétionnaires et induites est, semble-t-il, novatrice. Elle aurait au moins l'avantage d'être plus désagrégée, plus précise et plus simple que celles qui sont développées dans la littérature. En particulier, elle est plus simple par rapport à certains concepts quelque peu complexes et difficilement mesurables comme le déficit structurel et le déficit *cycliquement* neutre. En appliquant une telle méthodologie aux postes fondamentaux de recettes et de dépenses du budget marocain, nous avons tenté de dissocier dans l'évolution de ces postes budgétaires (et donc des déficits budgétaires eux-mêmes), la part qui incombe à l'Etat et celle qui revient à l'environnement économique. Dans l'ensemble, contrairement aux déclarations des gouvernements qui se sont succédés au pouvoir durant la période retenue, la formation des déséquilibres budgétaires est essentiellement due à des mesures discrétionnaires. En plus de l'avantage qu'elle présente pour estimer les variations discrétionnaires et induites dans le passé, notre méthodologie de décomposition peut également être utilisée pour faire des projections dans le futur en fixant les variables qui seraient relativement sous le contrôle des décideurs de la politique budgétaire et les variables anticipées de l'environnement économique.

Etant soucieux de mieux comprendre les déterminants des déséquilibres financiers publics, nous avons également estimé un modèle de comportement des soldes budgétaires au Maroc et dans un échantillon de pays. En général, dans le cas particulier du Maroc, toutes les variables considérées, exception faite des termes de l'échange, affectent les soldes budgétaires en pourcentage du PIB. Alors que le PNB réel par tête et la croissance des recettes affectent positivement les soldes budgétaires, ces derniers sont négativement affectés par le degré de participation de l'Etat dans l'économie, l'instabilité des recettes et l'incapacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat. En gros, toutes nos estimations utilisant des données en coupe instantanée, des données de panel et les techniques les plus récentes en matière de séries temporelles, révèlent que les soldes budgétaires réagissent notamment au niveau du développement économique par tête, au degré de participation de l'Etat dans l'économie et à la croissance des recettes publiques courantes. Nos approches concernant la spécification des relations de comportement, la mesure des variables et l'estimation des relations entre elles constituent un cadre méthodologique pouvant inspirer d'autres approfondissements en la matière.

Il s'agit là en général d'une tentative de recherche sur le concept, la mesure et les déterminants des déficits budgétaires dans les pays en développement en général et au Maroc en particulier. Nous ne prétendons pas que la problématique relative à ces divers aspects du déficit budgétaire est résolue. Au contraire, à travers cette étude, nous comptons ouvrir le débat et tenter de mieux appréhender les diverses questions posées dans le cadre de futurs projets de recherche.

La mesure des déficits publics n'est en fait qu'un moyen permettant de mieux comprendre les implications macro-économiques des déséquilibres budgétaires dans les pays en développement en général et au Maroc en particulier. Dans les développements qui vont suivre, nous tenterons de mener une étude des effets des déficits publics sur certaines variables macro-économiques fondamentales, notamment le taux d'inflation et le taux d'intérêt réel (2^{ème} partie), ainsi que la dépense privée et les variables du secteur externe (3^{ème} partie).

2^{ème} partie :

**IMPACT DES DESEQUILIBRES FINANCIERS PUBLICS
SUR L'INFLATION ET LE TAUX D'INTERET REEL**

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

2^{EME} PARTIE : L'IMPACT DES DEFICITS PUBLICS SUR LE TAUX D'INFLATION ET LE TAUX D'INTERET REEL

Le financement des déficits publics dans maints pays en développement, notamment durant la décennie 70, s'est fait généralement sans difficultés en raison d'une finance internationale bon marché dans le contexte d'un environnement économique mondial caractérisé par une augmentation sans précédent des pétrodollars à la suite du premier choc pétrolier. Ce n'est plus le cas à partir de la fin des années 70 et du début des années 80. Les difficultés rencontrées par les pays en voie de développement dans la mobilisation de ressources financières extérieures ont attisé la crainte de voir les pouvoirs publics dans ces pays, recourir au financement monétaire et à l'accumulation d'une dette intérieure croissante. Ces deux modes de financement sont supposés être des facteurs qui peuvent respectivement accélérer les tensions inflationnistes et augmenter le coût de l'argent, ce qui ne manquerait pas de mettre en péril les opportunités de croissance à long terme dans le monde en développement au sens large. Or, faut-il vraiment craindre que le financement monétaire des déficits soit un facteur inflationniste? Le financement des déficits par l'emprunt public domestique est-il susceptible d'augmenter les taux d'intérêt réels? A notre sens, seule une étude empirique permet de répondre à ces deux questions.

La deuxième partie de ce travail est organisée de la manière suivante. Dans un premier chapitre, nous tenterons d'étudier analytiquement et empiriquement l'effet des déficits publics sur les taux d'inflation au Maroc et dans un échantillon de pays en voie de développement. Le deuxième chapitre s'efforcera d'analyser la relation pouvant exister entre les déficits publics, la répression financière et le taux d'intérêt réel au Maroc et dans un échantillon de pays.

Chapitre I : Déséquilibres financiers publics et inflation au Maroc et dans un échantillon de pays en développement : approches analytiques et empiriques

Le financement monétaire des déficits budgétaires est un sujet ancien de la littérature économique consacrée à la croissance et au développement économique. Dans l'ensemble, deux paradigmes théoriques entrent en conflit : i) le paradigme keynésien qui estime qu'une inflation non anticipée redistribue les ressources en faveur des détenteurs de capitaux qui sont plus enclins à épargner et à investir; ii) le paradigme néoclassique qui affirme que l'inflation conduit à des prélèvements croissants sur le patrimoine liquide des agents économiques en faveur des organismes créateurs de la monnaie; en ce sens, le taux d'inflation est similaire à une taxe (*implicite*) assise sur le stock de monnaie.

Le présent chapitre comporte deux sections. La première section tente de survoler et de discuter les fondements théoriques de la relation entre le financement monétaire des déficits publics et l'inflation et essaie d'estimer la relation entre le seigneurage et l'inflation dans un échantillon de 33 pays en développement en adoptant une approche d'analyse sur données en coupe instantanée. Quant à la deuxième section, elle tente d'étudier la relation entre le seigneurage et l'inflation au Maroc et dans un groupe restreint de pays en voie de développement en recourant à des analyses de séries temporelles.

I- Déficits publics et inflation : une revue du cadre théorique et une approche d'analyse sur données en coupe instantanée

Avant de procéder à une étude empirique de la relation entre le financement monétaire des déficits et l'inflation dans un échantillon de pays en voie de développement en adoptant une approche d'analyse sur données de panel, nous tenterons d'abord de survoler et de discuter les soubassements théoriques en la matière.

1- Déficits publics et inflation : le cadre théorique et analytique

Dans ce qui suit, nous essaierons de survoler et de discuter la littérature théorique concernant la relation entre le seigneurage et l'inflation ainsi que le lien pouvant exister entre le seigneurage, l'inflation optimale et la théorie des jeux.

1.1- Seigneurage et inflation : survol et discussion du cadre théorique général

Comme l'a affirmé Debelle (1997), l'accélération de l'inflation est une mauvaise nouvelle pour toute économie nationale. En plus de la distorsion des prix qu'elle génère, elle érode l'épargne, décourage l'investissement et stimule la fuite des capitaux en direction des actifs étrangers, des métaux précieux et de la propriété foncière. L'inflation entrave la croissance, rend cauchemardesque, tout plan économique élaboré par un agent économique et, dans sa forme extrême, elle entraîne des troubles sociaux et politiques. Comme l'a estimé O'Reilly (1998 : 9), "l'inflation crée l'incertitude sur le futur, ... et affecte l'équité et la justice sociale". On admet généralement que la stabilité du taux d'inflation est une nécessité impérieuse pour une économie nationale. Quant le taux d'inflation futur est incertain, les plans décisionnels des épargnants et des investisseurs sont sérieusement affectés. Les engagements financiers à moyen et à long terme deviennent très risqués en ce sens que la valeur réelle des paiements futurs sera élevée ou faible selon le niveau de l'inflation future comparée à l'inflation anticipée¹. Des exemples réels concernant cette situation peuvent être l'assurance - vie, les plans de retraite, le bail à long terme, le financement à long terme du logement, de l'équipement et de la technologie. Ce n'est pas par hasard que certaines études attribuent la responsabilité du déclin des dépenses en capital et du ralentissement de la croissance de la

¹ Si un agent économique a décidé d'épargner une somme d'argent K_0 au temps t_0 à un taux de rendement nominal i sur une période n . A la fin de la période, le montant capitalisé de son épargne peut s'écrire :

$$Kn_t = K_0 (1+i)^n,$$

où i est le taux de rendement nominal annuel moyen.

Le montant réel capitalisé s'écrira :

$$Kr_t = \frac{K_0 (1+i)^n}{P_t} = \frac{K_0 (1+i)^n}{P_0 (1+\pi)^n}$$

où P est un indice de prix et π est le taux d'inflation annuel moyen sur la période.

La variation du capital réel sera alors :

$$Kr_t - Kr_0 = \frac{K_0 (1+i)^n}{P_0 (1+\pi)^n} - \frac{K_0}{P_0} = \frac{K_0}{P_0} \left(\frac{(1+i)^n}{(1+\pi)^n} - 1 \right)$$

Si le taux d'inflation moyen (π) dans la dernière expression est supérieur au taux de rendement nominal moyen (i) sur la période, la variation du capital de l'épargnant en termes réels sera négative.

productivité aux Etats-Unis d'Amérique à la fin des années soixante-dix et au début de la décennie 80, à l'incertitude sur les taux d'inflation futurs (voir par exemple, Christ, 1996a : 359). Des recherches récentes sur les déterminants de la croissance économique se sont basées sur des modèles où le taux d'inflation est un déterminant du taux de croissance du revenu par tête et où ce taux de croissance est endogène (voir Ragan, 1998). Ces recherches récentes peuvent être probablement datées à partir des travaux de Romer (1986). Depuis, elles ont évolué substantiellement durant les dernières années (pour un survol général de la littérature sur ce thème, voir Barro et Sala-i-Martin, 1995; Aghion et Howitt, 1998).

1.1.1: Les concepts de base

Si l'inflation est considérée comme un facteur préjudiciable pour la croissance économique à long terme, quels peuvent être ses déterminants? En particulier, la politique budgétaire constitue-t-elle un facteur explicatif fondamental de l'inflation? C'est cette question qui retiendra notre attention dans ce qui suit.

1.1.1.1: L'arithmétique monétariste, le seignuriage et la théorie de l'inflation persistante

Selon l'école de la pensée économique monétariste, la cause de l'inflation est toujours et partout la même : un excès de la quantité de monnaie en circulation (Friedman, 1976). En émettant plus de monnaie en vue de financer le déficit budgétaire, l'Etat est susceptible d'attiser les pressions inflationnistes. Comme le note Carl Christ (Christ, 1996a : 376), *"dans plusieurs pays, lorsque le déficit devient large, de lourdes pressions politiques pèsent sur la Banque Centrale en vue de l'amener à émettre plus de monnaie centrale qui permet de financer le déficit. Ceci ne peut qu'engendrer l'inflation"*. Christ (1996b : 362) insiste également sur le fait qu'il est *"encore vrai qu'une inflation rapide ne peut pas continuer en l'absence d'une croissance rapide de la monnaie de base, et ne peut pas être stoppée en présence d'une telle croissance. Cette relation, même si elle n'est pas arithmétiquement précise, est irrésistible et les décideurs de politique économique ne peuvent pas l'ignorer"*. *"Une croissance moyenne lente de l'agrégat monétaire, suivant approximativement le taux de croissance réel de l'économie, avec des ajustements occasionnels prenant en compte les variations de la vitesse de circulation de la monnaie, contrôlera l'inflation"* (Christ, 1996a : 381).

Si on accepte que l'inflation dans les pays en développement peut être un phénomène monétaire, est-il possible d'attribuer la responsabilité d'une inflation croissante à la politique budgétaire en général? Dans le cadre de leur "arithmétique monétariste", Sargent et Wallace (1985) répondent affirmativement à cette question. Toutefois, il ne faut pas oublier que la relation entre l'inflation et le financement monétaire des déficits budgétaires peut être troublée par le fait que les Etats ne financent pas leurs déficits uniquement par la création monétaire mais aussi par l'emprunt (voir Mansouri, 2000). En outre, d'autres facteurs doivent être pris en considération, comme l'instabilité de la demande de monnaie, les dépréciations inflationnistes du taux de change, les pratiques très répandues de l'indexation et les anticipations réfractaires (voir Kiguel et Liviathan, 1988; Dornbush et Fischer, 1991).

En termes de l'intensité de l'inflation, le monde en développement peut être scindé en trois groupes de pays : les pays qui enregistrent des taux d'inflation très élevés (généralement à trois chiffres), ceux où les taux d'inflation sont faibles (jusqu'à 10%) et ceux où l'inflation est modérée (de 10 jusqu'à 30%). Dans les pays qui ont réussi à réduire l'inflation de trois à deux chiffres durant les décennies 80 et 90, l'inflation persiste à des taux devenus modérés, allant

de 15 à 30%. D'autres pays, comme la Colombie, ont connu des taux d'inflation modérés durant de longues périodes. La théorie très récente de "l'inflation persistante" (voir Bruno et al., 1988, 1991; Dornbush, Sturzenegger et Wolf, 1990) peut nous renseigner sur les causes de la persistance de l'inflation dans certains pays en développement. C'est dans ce cadre que deux thèses s'affrontent : celle qui met l'accent sur le seignuriage comme source de financement public et donc comme source de l'inflation elle-même, et celle qui estime que l'inflation persiste en raison des coûts qu'implique la désinflation. Comme le notent Dornbush et Fischer (1993 : 3), "il existe en général deux réponses à la question de savoir pourquoi il y a inflation. Une réponse est que l'inflation est une partie intégrante des finances publiques d'un pays. L'autre réside dans le fait que l'inflation persiste parce qu'il est coûteux de la stopper".

1.1.1.2 : Création monétaire et intensité de l'inflation dans les pays en développement

Au moins depuis les années 20, on avait compris que la création monétaire est une modalité importante de financement des déficits budgétaires. C'est ainsi que Keynes (1923), dans un article classique, en commentant les expériences d'hyperinflation en Allemagne et en Russie, a montré comment les gouvernements faibles ont une seule voie à emprunter pour payer leurs factures, à savoir la voie de la création monétaire. Toutefois, on croyait que l'argument du seignuriage est pertinent uniquement au sein d'économies à inflation très élevée. En réalité, même au sein d'économies à inflation modérée (de l'ordre de 10 jusqu'à 30%), la création monétaire occupe une part significative dans les recettes des gouvernements (voir Fischer, 1983; Phelps, 1973). Comme le montre le tableau 21, le seignuriage (*sgn*) mesuré par la variation absolue de la base monétaire en pourcentage du PIB, demeure élevé même au sein d'économies à inflation (π) à deux chiffres et généralement modérée.

Tableau N° 21 : SEIGNEURIAGE ET INFLATION DANS UN GROUPE DE PAYS A INFLATION A DEUX CHIFFRES (moyenne annuelle).

| Pays | 1969-1973 | | 1974-1980 | | 1981-1990 | | 1990-1996 | |
|------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | <i>Sgn</i> | π | <i>sgn</i> | π | <i>sgn</i> | π | <i>sgn</i> | π |
| Chili | 10,85 | 62,31 | 5,72 | 94,42 | 11,76 | 18,60 | 5,70 | 12,22 |
| Costa Rica | 1,50 | 6,05 | 2,50 | 11,52 | 4,33 | 22,73 | 4,80 | 17,33 |
| Egypte | 2,30 | 3,43 | 6,20 | 11,33 | 1,70 | 15,60 | 1,25 | 11,94 |
| Mexique | 1,65 | 13,86 | 3,70 | 17,90 | 3,92 | 49,62 | 0,74 | 18,40 |
| Ghana | 1,95 | - | 5,00 | 47,60 | 2,46 | 35,75 | 2,15 | 25,92 |

Source : *International Financial Statistics* (FMI, divers numéros) et *World Development Indicators* (Banque Mondiale, CD-ROM, 1999).

1.1.2: Les modèles de Friedman et de Cagan : base de la courbe *Laffer* de seignuriage

En vue d'étudier la relation entre le seignuriage et l'inflation, Cagan (1965), dans son travail classique, a introduit la notion de taux d'inflation maximisant le seignuriage. Il a montré que dans les pays où sévit l'hyperinflation, les taux d'inflation se situent au delà des taux maximisant les recettes de seignuriage. Quant à Friedman (1971), il a insisté sur le rôle de la croissance du revenu réel comme source de recettes de seignuriage.

1.1.2.1: Exposé des modèles de Friedman et de Cagan

Suivant Friedman, les recettes dues à la création monétaire peuvent s'écrire comme une somme de deux termes : le premier terme représente la création monétaire inflationniste, et le second terme désigne l'augmentation de la demande de monnaie due à la croissance économique. Formellement, le modèle de Friedman peut s'écrire :

$$\frac{\Delta MB}{POP} = \left[\pi + (n + \zeta \cdot g_p) \right] \cdot m \quad (7)$$

où m , n , π , ζ et g_p désignent respectivement la demande réelle par tête de la monnaie de base, le taux d'inflation, le taux de croissance de la population, l'élasticité - revenu de la demande de monnaie et le taux de croissance du revenu réel par tête. MB est la monnaie de base et POP est le volume de la population.

Dans ce cadre, Friedman a insisté sur la relation négative entre les recettes de seignuriage dues à la création monétaire inflationniste ($\pi \cdot m$) et celles qui proviennent de la création monétaire liée à la croissance économique $(n + \zeta \cdot g_p) \cdot m$. Il estime qu'à des taux d'inflation élevés, la demande réelle de monnaie diminue, et les bienfaits de la croissance économique s'appliquent à une base monétaire moins large.

Supposons que la demande nominale de la monnaie de base (MB) prenne la forme - Cagan. On aura alors¹ :

$$MB_t = Y \cdot e^{-a - b \cdot \pi_t} \quad (7.1)$$

En supposant que le stock de la base monétaire varie proportionnellement au taux d'inflation, on aura :

$$\begin{aligned} \Delta MB &= \pi \cdot MB = \pi Y \cdot e^{-a - b \cdot \pi_t} \\ \rightarrow \frac{\Delta MB}{Y} &= \pi \cdot e^{-a - b \cdot \pi_t} \end{aligned} \quad (7.2)$$

En dérivant l'équation (7.2) par rapport au taux d'inflation, on aura :

$$\left(\frac{\Delta MB}{Y} \right)' = (1 - b \cdot \pi) e^{-a - b \cdot \pi_t} \quad (7.3)$$

ΔMB est maximum lorsque la dérivée $(\Delta MB/Y)'$ est nulle. Ainsi, on aura :

$$(\Delta MB/Y)' = (1 - b \cdot \pi) e^{-a - b \cdot \pi_t} = 0 \quad (7.4)$$

ce qui donne :

$$\pi^* = \frac{1}{b} \quad (7.5)$$

où π^* est le taux d'inflation maximisant le seignuriage.

¹. Nous démontrons ici que l'équation (7.1) représente une fonction de demande nominale de la monnaie de base, dépendant du revenu Y et du taux d'inflation π , sous l'hypothèse que l'élasticité - revenu de la demande de la base monétaire est égale à l'unité. Formellement, il est possible d'écrire : $\text{Log}(MB_t) = \alpha \cdot \text{Log}(Y_t) - a - b \cdot \pi_t$, où α est l'élasticité - revenu supposée égale à l'unité et a et b sont des paramètres positifs.

1.1.2.2 : Comparaison des modèles de Friedman et de Cagan : la place de l'inflation et de la croissance économique

En prenant en considération la modification de Friedman, nous aurons :

$$(\Delta MB/Y)' = \left((\pi + (n + \zeta \cdot g_p)) e^{-a-b\pi} \right)' = -b(\pi + (n + \zeta \cdot g_p)) e^{-a-b\pi} \quad (7.6)$$

Cette dérivée s'annule si :

$$\pi^{\wedge} = \frac{1}{b} - (n + \zeta \cdot g_p) \quad (7.7)$$

Ainsi, le taux d'inflation maximisant les recettes de seigneurage dans le modèle de Friedman diffère du taux maximisant les recettes de seigneurage dans le modèle de Cagan. En effet, avec un taux de croissance économique positif¹, π^{\wedge} sera inférieur à π^* . Cependant, à un taux d'inflation élevé, la modification de Friedman ne conduit qu'à une variation relativement minime du taux d'inflation maximisant le seigneurage. La valeur estimée du paramètre b par Cagan (1956) est de l'ordre de 0,50, ce qui donne un taux d'inflation maximisant le seigneurage de l'ordre de 200% (c'est-à-dire $\pi^* = \frac{1}{b} = \frac{1}{0,50}$). Avec la modification de Friedman, et en supposant que $\zeta = 1$, $n = 2\%$ et $g_p = 4\%$, nous aurons : $\pi^{\wedge} = 200\% - 6\% = 194\%$.

| Tableau N° 22 : L'INFLATION MAXIMISANT LE SEIGNEURIAGE DANS L'APPROCHE DE MILTON FRIEDMAN (EN %) | | | | | | | |
|--|-----------------------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|
| Taux de croissance par tête (g_p) | Valeur estimée de b | | | | | | |
| | 0,15 | 0,20 | 0,25 | 0,50 | 0,75 | 1,00 | 5,00 |
| 0,00 | 664,67 | 498,00 | 398,00 | 198,00 | 131,33 | 98,00 | 18,00 |
| 0,02 | 662,67 | 496,00 | 396,00 | 196,00 | 129,33 | 96,00 | 16,00 |
| 0,03 | 661,67 | 495,00 | 395,00 | 195,00 | 128,33 | 95,00 | 15,00 |
| 0,04 | 660,67 | 494,00 | 394,00 | 194,00 | 127,33 | 94,00 | 14,00 |
| 0,05 | 659,67 | 493,00 | 393,00 | 193,00 | 126,33 | 93,00 | 13,00 |
| 0,06 | 658,67 | 492,00 | 392,00 | 192,00 | 125,33 | 92,00 | 12,00 |

Note : le taux d'inflation maximisant le seigneurage est calculé en utilisant l'équation $\pi^{\wedge} = 1/b - (n + \zeta \cdot g_p)$, avec $n = 0,02$ et $\zeta = 1$.

Ainsi, même avec un taux de croissance économique de l'ordre de 6%, le taux d'inflation maximisant le seigneurage reste élevé. Le tableau N° 22 montre combien le taux d'inflation

¹ - Avec une élasticité - revenu de la demande de monnaie égale à l'unité, la quantité $(n + \zeta \cdot g_p)$ n'est que le taux de croissance réel de l'économie (g). En effet :

$$\text{si } \zeta = 1, (n + \zeta \cdot g_p) = (n + g_p) = d(\text{Log}(Pop)) + d(\text{Log}(PIBR / POP)) = n + g - n = g.$$

maximisant le seignuriage est insensible à l'estimation du paramètre b , et combien il est relativement insensible à la correction de Milton Friedman, en prenant $\zeta = 1$ et $n = 2\%$.

1.2- Seignuriage, théorie de l'inflation optimale et théorie des jeux

À côté du taux d'inflation maximisant les recettes de seignuriage, les économistes ont estimé qu'il est possible de déterminer un taux d'inflation optimal et d'intégrer la relation entre le seignuriage et l'inflation dans le cadre de la théorie des jeux.

1.2.1 : Seignuriage et théorie de l'inflation optimale

Nous donnons d'abord une définition de l'inflation optimale. En vue de mieux comprendre cette dernière, nous procédons ensuite à des simulations et nous tenterons d'y intégrer la croissance économique.

1.2.1.1 : Définition et simulation de l'inflation optimale

Le taux d'inflation optimal est un taux de la taxe inflationniste permettant à l'Etat de continuer à collecter des recettes de seignuriage, au moindre coût en bien-être pour la collectivité.

En fait, Bailey (1956), dans son article pionnier sur le coût en bien-être de la finance inflationniste, était le premier à avoir étudié le taux optimal de la taxe (implicite) de l'inflation qui, évidemment, ne peut être qu'inférieur au taux d'inflation maximisant les recettes de seignuriage. La méthode de Bailey est simple : le taux d'inflation optimal est obtenu en égalisant le coût social marginal d'une augmentation des recettes publiques dues à l'inflation et le coût social marginal des sources alternatives de recettes publiques. Puisque les calculs de Bailey ne tiennent pas compte de la croissance économique réelle chère à Milton Friedman, le taux d'inflation optimal est déterminé par l'expression suivante :

$$\bar{\pi} = \frac{\xi}{(1+\xi)} \left(\frac{1}{b} \right) \quad (7.8)$$

où $(1+\xi)$ désigne, chez l'auteur, le coût social marginal d'une augmentation d'un dollar des recettes fiscales, et b est le paramètre estimé dans la fonction - Cagan de la demande de la base monétaire.

Le tableau N° 23 donne une estimation des taux d'inflation optimaux dans l'approche de Bailey en fonction de certaines valeurs arbitraires de ξ et de b , et en utilisant l'équation (7.8).

Le tableau montre clairement que plus élevé est le coût social marginal de l'augmentation de recettes publiques provenant de sources alternatives, plus élevé sera le taux d'inflation optimal¹. L'analyse de Bailey (1956) montre ainsi que les taux d'inflation devraient être plus

1- La valeur estimée du paramètre b est évidemment influente dans la détermination du taux d'inflation optimal et du taux d'inflation maximisant les recettes de seignuriage. Plus élevée est cette valeur, moins élevé sera le taux d'inflation optimal et le taux d'inflation maximisant le seignuriage. Or, la paramètre b peut s'interpréter comme étant l'opposé de l'élasticité - inflation de la demande réelle de la monnaie de base. Une valeur élevée de b signifie que les agents économiques réduisent fortement leur demande réelle de monnaie en réponse à une inflation élevée. Le taux d'inflation maximisant le seignuriage et le taux d'inflation optimal sont justement plus élevés dans les pays où la demande réelle de monnaie est moins sensible à l'évolution de l'inflation. En ce sens, pour pouvoir extraire plus de taxe d'inflation des agents économiques, l'inflation, dans ce cas, doit augmenter substantiellement.

élevés dans les pays où les sources alternatives de recettes (autres que les recettes de seigneurage) sont coûteuses.

| Valeur de ξ | Valeur estimée de b | | | | | | |
|-----------------|---------------------|--------|--------|-------|-------|-------|------|
| | 0,15 | 0,20 | 0,25 | 0,50 | 0,75 | 1,00 | 5,00 |
| 0,05 | 31,75 | 23,81 | 19,05 | 9,52 | 6,35 | 4,76 | 0,95 |
| 0,10 | 60,60 | 45,45 | 36,36 | 18,20 | 12,12 | 9,10 | 1,82 |
| 0,15 | 86,96 | 65,22 | 52,20 | 26,10 | 17,40 | 13,00 | 2,61 |
| 0,20 | 111,10 | 83,33 | 66,67 | 33,33 | 22,22 | 16,67 | 3,33 |
| 0,25 | 133,33 | 100,00 | 80,00 | 40,00 | 26,67 | 20,00 | 4,00 |
| 0,50 | 222,22 | 166,67 | 133,33 | 66,67 | 44,44 | 33,33 | 6,67 |
| 0,75 | 285,70 | 214,30 | 171,43 | 85,70 | 57,10 | 42,86 | 8,60 |

De ce point de vue, l'approche de Bailey est pertinente puisqu'elle nous aide à comprendre le cas général des taux d'inflation élevés dans certains pays en développement qui ont d'énormes difficultés à augmenter les recettes fiscales normales.

1.2.1.2 : Reformulation de l'inflation optimale : intégration de la croissance économique

Nous proposons de modifier la formule de Bailey pour tenir compte de l'effet de la croissance économique réelle sur la détermination du taux d'inflation optimal. Dans le modèle de Friedman ci-dessus présenté (équation 7), la quantité $(n + \zeta \cdot g_p)$, lorsque l'élasticité - revenu de la demande de la monnaie de base (ζ) est égale à l'unité, est équivalente au taux de croissance économique (g). Une telle croissance réelle de l'économie doit être évidemment intégrée dans le calcul du taux d'inflation optimal. Ainsi, la formule de Bailey modifiée devient :

$$\bar{\pi} = \frac{\xi}{(1+\xi)} \left(\frac{1}{b} \right) - (n + \zeta \cdot g_p) \quad (7.9)$$

Si $\zeta = 1$, nous aurons :

$$\bar{\pi} = \frac{\xi}{(1+\xi)} \left(\frac{1}{b} \right) - g \quad (7.10)$$

Cette correction est particulièrement importante pour les cas de pays où l'inflation n'est pas très élevée et où la croissance économique est relativement forte. A titre d'exemple, si $\xi = 0,20$, $b = 0,50$, et $g = 12\%$, le taux d'inflation optimale sera de l'ordre de 21,33% si on utilise l'expression reformulée et de l'ordre de 33,33% si on ne modifie pas la formule. La différence sera d'autant plus élevée si l'élasticité - revenu de la demande de monnaie de base est supérieure à l'unité. Si cette élasticité est de 1,50 par exemple, et si le taux de croissance de la population est de 2% et le taux de croissance du revenu réel par tête est de 10%, le taux d'inflation optimal sera de l'ordre de 16,33 seulement.

1.2.2 : Seigneuriage, inflation et théorie des jeux

Les économistes ont également essayé d'intégrer les phénomènes de seigneuriage et d'inflation dans le cadre général de la théorie des jeux. Avant de présenter une reformulation de la courbe *Laffer* de seigneuriage dans le cadre de la théorie des jeux, il importe tout d'abord d'exposer le contexte général de la relation entre le seigneuriage et l'inflation dans l'optique de la théorie.

1.2.2.1 : Le contexte général de la relation entre le seigneuriage et l'inflation dans le cadre de la théorie des jeux

Barro (1983), Kiguel et Liviatan (1990) et Bruno (1991) ont tenté de placer l'argument du seigneuriage dans un contexte de théorie des jeux, en recourant à l'approche de Barro et Gorden (1983).

Le point central du modèle simple d'équilibre s'inspirant de la théorie des jeux est que le public s'ajuste à tout changement crédible de la politique économique (voir Dornbush et Fischer, 1993). Or, si le gouvernement a une incitation à tromper le public, ce dernier anticipe cette possibilité, et le seul équilibre viable est celui où l'incitation marginale du gouvernement à tromper est balancée par le coût marginal de ce comportement.

Supposons qu'un décideur de politique économique maximise une fonction - objectif ayant le seigneuriage et le taux d'inflation comme arguments. Une telle fonction peut s'écrire :

$$F = \pi \cdot f(\bar{\pi}) - a \cdot \frac{\pi^2}{2} \quad (7.11)$$

Le décideur de politique économique optimise sous la contrainte du taux d'inflation anticipé ($\bar{\pi}$), et aimerait que le public ait des anticipations d'inflation lentes, de telle sorte que la base monétaire sur laquelle la taxe d'inflation est imposée soit élevée. Or, l'équilibre dans un contexte d'anticipations rationnelles exige que les anticipations du public soient correctes de telle sorte qu'à l'équilibre, $\pi = \bar{\pi}$. En ce sens, le taux d'inflation d'équilibre est donné par l'expression:

$$\pi = \frac{F(\pi)}{a} \quad (7.12)$$

En effet, l'équilibre du taux d'inflation est atteint lorsque la fonction objectif (F) est maximale, c'est-à-dire lorsque sa dérivée première est nulle. Dès lors, nous aurons :

$$\begin{aligned} F'(\pi) &= F(\bar{\pi}) - a\pi = 0 \\ \Rightarrow \pi &= \frac{F(\bar{\pi})}{a} = \frac{F(\pi)}{a} \\ \Rightarrow \pi &= \bar{\pi} \end{aligned} \quad (7.13)$$

1.2.2.2 : Reformulation de la courbe *Laffer* de seigneuriage dans le cadre de la théorie des jeux : une synthèse

La reformulation de la courbe - *Laffer* conventionnelle de seigneuriage permet une compréhension plus approfondie de l'inflation et du seigneuriage dans le cadre de la théorie des jeux. En effet, la fonction de demande de monnaie de base de Cagan peut s'écrire :

$$\Delta MB = Y \cdot \pi \cdot e^{-a-b\pi} \quad (7.14)$$

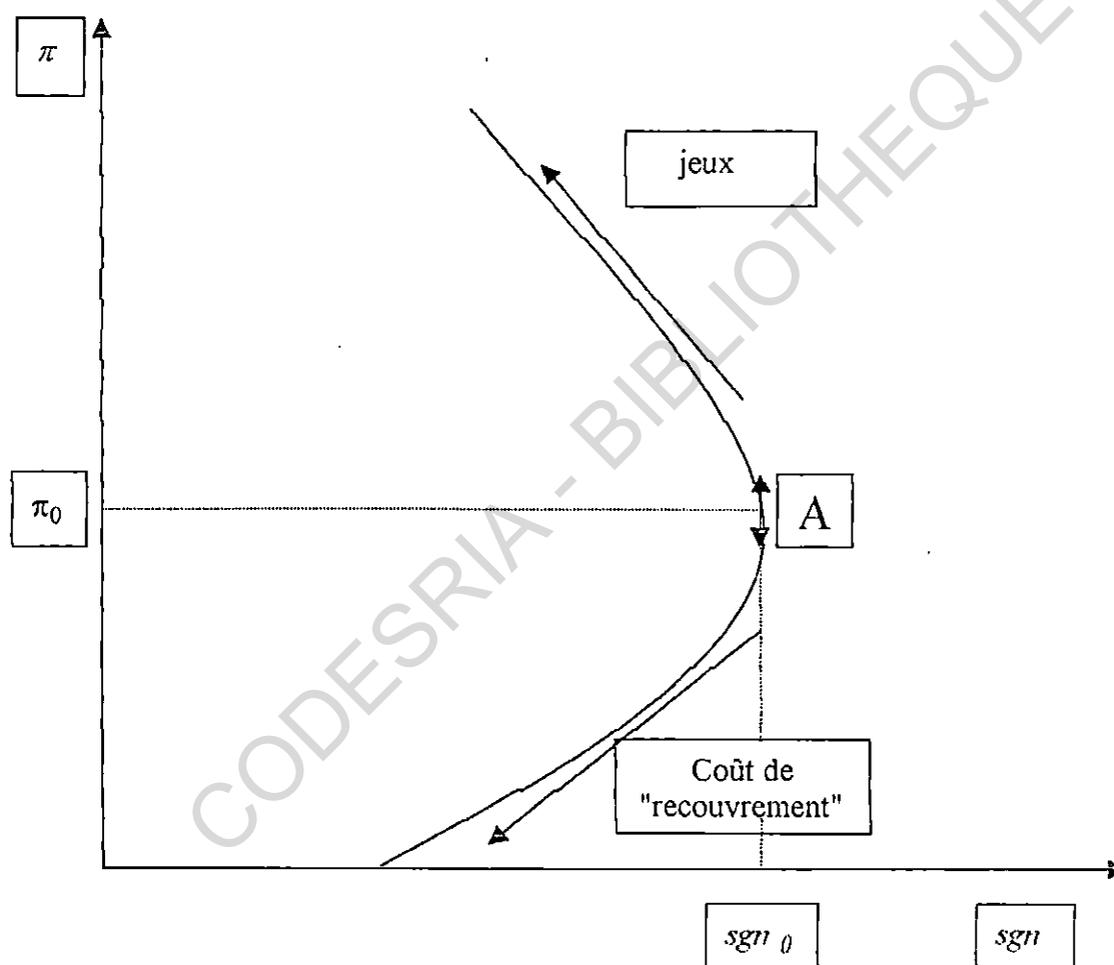
En introduisant la modification de Friedmån et en supposant que l'élasticité - revenu de la demande de monnaie est égale à 1, on aura :

$$\Delta MB/Y = (\pi + g).e^{-a-b.\pi} \quad (7.15)$$

où Y est une mesure du revenu nominal, généralement le PIB aux prix courants.

Les signes attendus des paramètres a et b étant positifs, la courbe représentative de la fonction (7.15) aura la forme d'un U renversé. La réciproque de la fonction (7.15) aura alors la forme d'un C ouvert vers la gauche (voir figure N°16).

Figure N° 16 : Relation seigneuriage – inflation et théorie des jeux



La figure 16 montre que le seigneuriage atteint son maximum à un taux d'inflation π_0 . Au delà de ce taux, le seigneuriage commence à chuter au fur et à mesure que l'inflation s'accroît. Bruno et al. (1991) ont montré que le taux d'inflation d'équilibre lié à la théorie des jeux peut excéder le taux π_0 qui permet de maximiser le seigneuriage.

Si le coût social de l'inflation peut être représenté par la région en dessous de la courbe de demande de monnaie, l'analyse théorique des jeux implique un taux d'inflation plus élevé que dans le cas de l'analyse effectuée en termes de l'inflation optimale.

En somme, l'argument du seigneurage, aussi bien dans le contexte de la théorie des jeux que de celui de la taxe inflationniste optimale, rend l'inflation plausible, parce que, dans le cadre d'une structure fiscale donnée, l'inflation est une méthode relativement moins coûteuse pour l'augmentation des recettes. Or, si le coût marginal de l'augmentation des recettes publiques peut être réduit à travers la réforme du système fiscal, le taux d'inflation optimal peut être également réduit. C'est dans cette perspective, que la réforme fiscale pourrait accompagner et soutenir la stabilisation de l'inflation (voir à ce propos, Dornbush et Fischer, 1993 : 6).

Comme nous l'avons déjà souligné, les recettes de seigneurage occupent une part significative dans les recettes publiques de la majorité des pays à inflation modérée. Ces recettes sont même très élevées au début des épisodes d'inflation. Même si le seigneurage peut affecter l'effort budgétaire destiné à réduire l'inflation, il y a peu d'arguments dans la littérature économique, favorables au fait que des considérations de seigneurage ont joué un rôle important dans les idées des Etats (voir Mansouri, 2001). Comme le montrent Dornbush et Fischer (1993 : 40), *"le seigneurage est rarement une raison explicite pour un Etat de poursuivre des politiques inflationnistes"*. Comme l'expriment Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbel (1994 : 1), *"nous rejetons l'approche budgétaire de l'inflation, selon laquelle l'inflation est déterminée largement par les exigences de financement monétaire des Etats... Le montant des recettes publiques dues au financement monétaire est faible, et certains pays se situent même derrière le taux d'inflation au niveau duquel les recettes dues à la taxe d'inflation sont maximisées. Ainsi, on doute que les motivations de recettes soient derrière l'inflation. De larges accélérations temporaires du financement monétaire n'induisent pas une inflation élevée"*. Il importe toutefois de souligner qu'une relation à long terme entre le seigneurage et l'inflation est possible dans les pays en voie de développement. En vue d'estimer une telle relation à long terme, nous tenterons dans ce qui suit, de dériver une courbe *Laffer* de seigneurage en adoptant une approche par analyse sur données en coupe instantanée pour un échantillon de 33 pays en développement¹.

2 - Etude empirique de l'impact des déficits publics sur l'inflation dans un échantillon de pays en voie de développement : une approche par analyse sur données en coupe instantanée

Pour avoir une idée générale sur la relation entre les déficits publics et le financement monétaire d'une part, et les taux d'inflation d'autre part, nous avons collecté des données statistiques sur un échantillon assez large de pays en voie de développement.

La première étape de notre analyse empirique consiste à calculer des corrélations simples entre les déficits publics et le financement monétaire et entre le financement monétaire et les taux d'inflation.

2.1: Quelques calculs préliminaires de corrélations simples

Nous procédons d'abord au calcul des corrélations avant de nous interroger sur les raisons de la faiblesse des corrélations inter - pays et des disparités de corrélations intra - pays.

¹- Comme nous le verrons plus loin, une telle relation à long terme peut être également dérivée d'une estimation de la fonction de demande de la base monétaire.

2.1.1: Les corrélations inter – pays

Nous procédons ici au calcul des corrélations inter-pays entre les déficits publics, le financement monétaire et l'inflation avant d'étudier les raisons de la faiblesse de ces corrélations.

2.1.1.1: Calcul des corrélations inter-pays entre les déficits publics, le financement monétaire et l'inflation

En travaillant sur des données en coupe instantanée portant sur un échantillon de 24 pays en développement, de simples corrélations calculées montrent clairement combien les relations entre les déficits publics et le financement monétaire d'une part et les taux d'inflation d'autre part, sont très faibles.

La corrélation entre les déficits et la création monétaire est de l'ordre de 0,17 avec un t-statistic de l'ordre de 1,46 (seuil de signification = 75%). La corrélation entre les déficits publics et les taux d'inflation est encore beaucoup plus faible avec une corrélation de l'ordre de 0,05 et un t-statistic ne dépassant pas 0,06, soit un seuil de signification statistique de 95% seulement.

2.1.1.2: Raisons de la faiblesse des corrélations inter – pays

Les résultats primaires montrent qu'on ne peut pas s'attendre à une corrélation élevée entre les déficits budgétaires, la création monétaire et les taux d'inflation étant donné que les pays disposent d'autres moyens de financement des déficits que le pur financement monétaire.

Ces résultats cachent également les différences existant entre les pays. En ce sens, dans certains pays, le financement monétaire est plus élevé par rapport à d'autres. Il est à noter qu'il existe d'amples disparités entre les pays sur le plan du financement monétaire tel qu'il est mesuré par le ratio au PIB de la variation absolue de la monnaie de base. Dans un échantillon de 24 pays en développement (voir tableau 25), le financement monétaire moyen sur la période 1975-1995 est le plus élevé en Syrie (6,17), suivie de près par la Jordanie (5,64), le Costa Rica (3,85), le Ghana (3,17), le Mexique, la Turquie (3,07) et l'Égypte (2,88). Dans d'autres pays, le financement monétaire en proportion du PIB est très faible comme en Afrique du Sud, au Sénégal et au Gabon alors qu'il est très modéré dans d'autres pays comme le Maroc et la Tunisie.

2.1.2 : Les corrélations intra - pays

Nous nous attendons à ce que l'ampleur de simples corrélations entre les déficits publics, le financement monétaire et les taux d'inflation diverge plus ou moins substantiellement à travers les pays. Nous présentons d'abord le calcul des corrélations pour chaque pays avant de voir pourquoi de telles corrélations sont faibles.

2.1.2.1: Calcul des corrélations intra-pays entre les déficits, la création monétaire et l'inflation

Pour chaque pays, nous avons procédé à deux régressions distinctes : i) une régression du financement monétaire en proportion du PIB sur le ratio du solde budgétaire au PIB; ii) une régression du déficit budgétaire en proportion du PIB sur le taux d'inflation. Les résultats obtenus démontrent combien les corrélations entre les déficits et le financement monétaire d'une part et entre l'inflation et les déficits d'autre part diffèrent inter-pays. L'autocorrélation des résidus a été corrigée soit en intégrant un terme autorégressif suivant la méthode de

Cochrane-Orcutt soit en introduisant des variables retardées dépendantes et explicatives. L'élasticité entre le financement monétaire et le solde budgétaire exprimés en proportion du PIB varie plus ou moins substantiellement d'un pays à un autre. A titre d'exemples, une telle élasticité est de l'ordre de $-0,34$ en Corée du Sud, $-0,43$ au Ghana, $-0,57$ en Argentine, $-0,30$ au Mexique, etc. L'élasticité entre le taux d'inflation et le solde budgétaire en proportion du PIB varie aussi à travers les pays. En Jordanie par exemple, l'élasticité à long terme entre le taux d'inflation et le ratio au PIB du solde budgétaire est de l'ordre de $-0,64$ indiquant qu'une aggravation du solde budgétaire d'un point de pourcentage du PIB augmenterait le taux d'inflation de $0,64$ point de pourcentage. Au Mexique, une telle élasticité est de l'ordre de $-4,25$ indiquant un impact plus fort des soldes budgétaires sur le taux d'inflation. Dans d'autres pays comme le Pakistan et l'Inde, les résultats empiriques montrent qu'il n'existe aucune relation statistiquement significative entre les taux d'inflation et les soldes budgétaires.

2.1.2.2 : Raisons de la faiblesse des corrélations intra-pays

En somme, les corrélations entre le financement monétaire et les déficits d'une part et entre l'inflation et les déficits d'autre part semblent faibles à la lumière des régressions pour chaque pays de l'échantillon bien qu'elles soient relativement plus élevées par rapport aux corrélations inter-pays.

En particulier, les résultats empiriques indiquent une corrélation très faible entre les déficits et les taux d'inflation aussi bien dans le cas des régressions inter-pays que dans le cas des régressions intra-pays. Ceci est dû, semble-t-il, à deux raisons fondamentales. Premièrement, les pays font des choix différents du seigneurage pour le financement des déficits publics, partiellement en raison des disparités inter - pays dans le mesure pour laquelle d'autres moyens de financement sont disponibles. Deuxièmement, la création monétaire et l'inflation peuvent ne pas être des éléments *linéairement* reliés.

Dans ce qui suit, nous tenterons de prendre en considération la relation non linéaire entre la création monétaire et l'inflation en estimant une forme quadratique pour 33 pays en développement.

2.2: Hypothèse d'une relation non linéaire entre la création monétaire et l'inflation : estimation d'une forme quadratique pour un échantillon de pays en développement

Avant d'estimer une fonction de forme quadratique pour notre échantillon de pays en voie de développement, nous présentons dans ce qui suit, le modèle et la mesure des variables ainsi que le choix des pays de l'échantillon.

2.2.1 : Le modèle et le choix des pays de l'échantillon

L'hypothèse qui est derrière le choix d'une forme quadratique réside dans le fait que dès qu'on considère que la création monétaire et l'inflation ne sont pas linéairement indépendantes, l'analyse en coupe instantanée induirait une sorte de courbe *Laffer* mettant en relation le seigneurage et le taux d'inflation.

En ce sens, si le seigneurage en proportion du PIB est régressé sur le taux d'inflation, la courbe représentative du ratio au PIB du seigneurage continuerait à augmenter jusqu'à un certain point et commencerait ensuite à chuter en raison de la réponse élastique de la demande de monnaie de base à l'évolution de l'inflation. En effet, durant une certaine période, l'Etat pourrait compter sur une inflation croissante pour collecter plus de seigneurage. Durant une

deuxième période, toute croissance de l'inflation induirait une chute des recettes de seigneurage en raison du fait que les tensions inflationnistes incitent les agents économiques à réduire leur demande de la base monétaire et à s'orienter vers d'autres actifs financiers permettant de se protéger contre l'inflation. La vérification empirique de l'existence d'une telle courbe *Laffer* de seigneurage peut être effectuée en estimant une forme quadratique.

2.2.1.1 : Le modèle et la mesure des variables

En vue d'estimer la relation entre le seigneurage et l'inflation au sein de notre échantillon de pays en développement, nous proposons d'estimer la forme quadratique suivante en utilisant une analyse sur données en coupe instantanée :

$$sgn_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \pi_i + \alpha_2 \cdot \pi_i^2 + \mu_i \quad (7.16)$$

où $sgn = \Delta(MB)/Y$ représente les recettes de seigneurage en proportion du PIB, où MB est la monnaie de base et Y est le PIB nominal ; et $\pi = \Delta \text{Log}(P)$, où P est l'indice des prix à la consommation. Les deux variables sont exprimées en moyenne annuelle sur la période 1975-1995 pour un groupe de 33 pays en développement, i indiquant le pays (voir Mansouri, 2001).

2.2.1.2 : L'échantillon et les niveaux de seigneurage

Note échantillon contient les pays suivants : le Bahamas, la Barbade, la Bolivie, la Colombie, la Corée du Sud, le Costa Rica, la Côte d'Ivoire, l'Egypte, le Gabon, le Ghana, Haïti, le Honduras, l'Inde, la Jordanie, le Kenya, Madagascar, la Malaisie, le Maroc, le Mexique, le Nigeria, le Pakistan, le Paraguay, les Philippines, l'Afrique du Sud, le Sénégal, le Swaziland, la Syrie, la Tanzanie, la Thaïlande, la Tunisie, la Turquie, la Zambie et le Zimbabwe.

L'échantillon a été choisi pour rendre compte des disparités de l'inflation et du seigneurage au sein du monde en développement. Le tableau 24 retrace les disparités inter-pays au niveau des recettes de seigneurage telles qu'elles sont mesurées par le ratio au PIB de la variation absolue de la base monétaire au sein de 24 pays en développement.

2.2.2 : Estimation d'une courbe *Laffer* de seigneurage pour 33 pays en développement.

Nous présentons d'abord les résultats d'estimation de la forme quadratique avant d'interpréter la relation entre le seigneurage et l'inflation pour les pays de l'échantillon.

2.2.2.1 : Estimation d'une forme quadratique confirmant l'existence d'une courbe *Laffer* de seigneurage

En travaillant sur des données en coupe instantanée, l'estimation de l'équation (7.16) a donné les résultats suivants :

$$\begin{aligned} sgn_i &= 0,178 \cdot \pi_i - 0,216 \cdot \pi_i^2 \\ &\quad (7,11) \quad (-3,62) \end{aligned} \quad (7.17)$$

$$R^2 = 0,185;$$

Tableau 24 : FINANCEMENT MONÉTAIRE DANS UN ÉCHANTILLON DE PAYS EN VOIE DE DÉVELOPPEMENT (moyenne annuelle 1975-1995, en % du PIB)

| <u>Pays</u> | <u>Financement monétaire</u> |
|------------------|------------------------------|
| Corée | 1,34 |
| Costa Rica : | 3,85 |
| Côte d'Ivoire : | 0,82 |
| Egypte : | 2,88 |
| Gabon : | 0,37 |
| Ghana : | 3,17 |
| Haiti : | 2,60 |
| Honduras : | 1,13 |
| Inde : | 1,96 |
| Jordanie : | 5,64 |
| Kenya : | 1,62 |
| Madagascar : | 1,40 |
| Malaisie : | 1,85 |
| Maroc : | 1,70 |
| Mexique : | 3,13 |
| Nigeria : | 2,05 |
| Pakistan : | 2,31 |
| Paraguay : | 2,43 |
| Philippines : | 1,31 |
| Afrique du Sud : | 0,64 |
| Sénégal : | 0,81 |
| Swaziland : | 2,02 |
| Syrie : | 6,17 |
| Tanzanie : | 2,24 |
| Thaïlande : | 1,06 |
| Tunisie : | 1,04 |
| Turquie : | 3,07 |
| Zambie : | 2,46 |

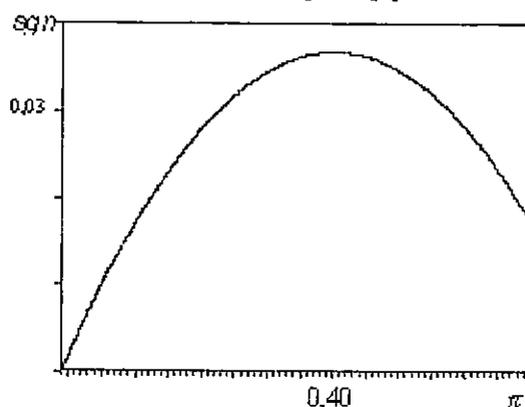
Source : nos calculs sur la base du manuel des *Statistiques Financières Internationales* (FMI, 1998) et des *World Development Indicators* sur CD-ROM (Banque Mondiale, 1999).

La fonction (7.17) est maximale lorsque sa dérivée première est nulle; soit :

$$\begin{aligned} 0,178 - 0,432.\pi &= 0 \\ \Rightarrow \pi &= 41,20\% \end{aligned} \quad (7.18)$$

Ainsi, dans le cadre de notre échantillon de pays en développement, le taux d'inflation permettant de maximiser les recettes de seigneuriage se situe aux environs de 41,20% et les recettes de seigneuriage sont maximales pour une valeur de 3,67% du PIB.

Graphique 17 : Courbe Laffer de seignuriage pour 33 PVD



Nos estimations confirment l'existence d'une courbe Laffer de seignuriage au sein des 33 pays de notre échantillon de pays en voie de développement. Une telle courbe peut être représentée par la figure (17). Elle montre clairement que les recettes de seignuriage sont maximales pour une valeur de 3,67% du PIB lorsque le taux d'inflation est d'environ 41,20%.

2.2.2.2 : Une inflation relativement élevée pour un gain minime de recettes de seignuriage

Ainsi, dans le cadre de notre échantillon de 33 pays en développement, la maximisation des recettes de seignuriage nécessiterait une augmentation plus que proportionnelle du taux d'inflation. Une inflation de 41,20% n'engendrerait qu'un seignuriage très faible de l'ordre de 3,67% du PIB seulement.

En se déplaçant sur la partie croissante de la courbe *Laffer* de seignuriage, une augmentation minime des recettes de seignuriage en proportion du PIB nécessiterait une augmentation plus que proportionnelle du taux d'inflation. A titre d'exemple, à un taux initial de 2%, un gain additionnel d'un point de pourcentage du PIB aurait nécessité une inflation additionnelle d'environ 6,5%, portant ainsi le taux d'inflation à environ 8,5%. A un taux d'inflation initial de 8%, l'inflation additionnelle nécessaire pour augmenter les recettes de seignuriage d'un point de pourcentage du PIB aurait été de 8% environ, portant ainsi le taux d'inflation aux environs de 16%. A un taux d'inflation initial de 16%, un gain additionnel d'un point de pourcentage du PIB aurait porté le taux d'inflation à environ 29%. En se déplaçant sur la partie décroissante de la courbe *Laffer* de seignuriage, toute augmentation des recettes de seignuriage en proportion du PIB nécessiterait une chute de l'inflation. Ces résultats empiriques révèlent que des gains minimes de seignuriage sont très coûteux en termes d'inflation, expliquant pourquoi les gouvernements ne recourent à la finance inflationniste qu'en dernier ressort.

Il est à noter que notre échantillon de pays ne contient pas certaines économies latino-américaines caractérisées par l'hyperinflation comme l'Argentine et le Brésil. L'introduction de ces pays à tradition inflationniste aurait pu gonfler encore davantage le taux d'inflation maximisant le seignuriage.

II- Déficits publics et inflation au Maroc et dans un groupe de pays en développement : les enseignements d'une analyse de séries temporelles

En menant des analyses de séries temporelles, nous tenterons dans le cadre de la présente section, de dériver des relations à long terme entre le seignuriage et l'inflation pour le Maroc

et un groupe restreint de pays en voie de développement. La dérivation de telles relations à long terme repose sur l'estimation de fonctions de demande réelle de la base monétaire.

1- Point de départ : estimation de fonctions de demande réelle de la base monétaire

Nous essaierons dans la présente sous-section, de procéder à l'estimation d'une fonction de demande réelle de la base monétaire pour le Maroc ainsi que pour un groupe restreint de pays en voie de développement en menant dans les deux cas, des analyses de séries chronologiques. Nous espérons par là à vérifier empiriquement la relation négative entre la demande réelle de la monnaie de base et le taux d'inflation. Comme nous le verrons en deuxième section, une telle relation négative nous servira à dériver des relations à long terme entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et le taux d'inflation, sous l'hypothèse que la demande de monnaie et l'inflation peuvent ne pas être *linéairement* reliées.

1.1: La fonction de demande réelle de la base monétaire au Maroc

Avant de procéder à l'estimation d'une fonction de demande réelle de la base monétaire dans le cas marocain, il importe d'exposer les hypothèses théoriques la concernant.

1.1.1 : Les hypothèses théoriques concernant la demande réelle de la base monétaire au Maroc

Les hypothèses théoriques concernant la demande réelle de la base monétaire au Maroc sont liées au choix du secteur privé en matière d'actifs financiers ainsi qu'à l'absorbant du choc monétaire comme variable explicative additionnelle de la demande de monnaie. De telles hypothèses sont discutées dans ce qui suit.

1.1.1.1 : Le choix du secteur privé en matière d'actifs financiers

Le point de départ est l'hypothèse suivant laquelle les montants des recettes de seigneurage et de la taxe inflationniste dans le cas du Maroc sont largement déterminés par les choix du secteur privé en matière d'actifs financiers. En rapport avec cette hypothèse, nous prenons en considération l'actif financier appelé "monnaie de base" qui est à même de déterminer le financement monétaire des déficits budgétaires. Nous comptons sur une version modifiée de l'approche de portefeuille développée par James Tobin en vue d'analyser la demande *réelle* de la base monétaire.

Nous supposons que la demande *nominale* de la base monétaire est déterminée par les rendements d'autres actifs (notamment le taux d'intérêt nominal sur les dépôts bancaires), le niveau général des prix, le taux d'inflation anticipé et le niveau du revenu réel. Formellement, on peut écrire :

$$\begin{aligned} \text{Log}(MB_t) = & a_0 + a_1 \cdot \text{Log}(Y_t) + a_2 \cdot \text{Log}(Y_{t-1}) + a_3 \cdot \text{Log}(P_t) + a_4 \cdot \text{Log}(P_{t-1}) \\ & + a_5 \cdot i_t + a_6 \cdot i_{t-1} + a_7 \cdot \pi_t^a + a_8 \cdot \text{Log}(MB_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

où MB , Y , P , i et π^a indiquent respectivement le stock de la base monétaire, le PIB aux prix constants, un indice du niveau général des prix, le taux d'intérêt nominal sur les dépôts bancaires et le taux d'inflation anticipé; ε est une variable aléatoire d'espérance nulle et de variance finie, Log est le logarithme népérien et t indique le temps.

Comme nous l'avons fait pour notre groupe de pays en développement, nous supposons que l'élasticité à long terme de la demande de la base monétaire au Maroc est égale à 1; la demande de la base monétaire est homogène de degré 1 en prix. Ceci implique que :

$$\frac{\frac{d\text{Log}(MB_t)/d\text{Log}(P_t) + d\text{Log}(MB_t)/d\text{Log}(P_{t-1})}{1 - d\text{Log}(MB_t)/d\text{Log}(MB_{t-1})}}{1 - \alpha_8} = 1 \quad (8.1)$$

En vue de tester cette restriction, l'équation (8) peut être *reparamétrisée* comme suit :

$$\frac{MB_t}{P_t} = e^{a_0} \cdot (Y_{t-1})^{a_1} \cdot (Y_{t-2})^{a_2} \cdot (P_t)^{a_3-1} \cdot (P_{t-1})^{-(a_4+a_5)} \cdot e^{a_5 \cdot i_t} \cdot e^{a_6 \cdot i_{t-1}} \cdot e^{a_7 \cdot \pi_t^a} \cdot \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}}\right)^{a_8} \cdot \eta_t \quad (8.2)$$

Suivant la restriction (9.1), nous aurons : $a_3 - 1 = -(a_4 + a_5)$, et l'équation (9.2) devient :

$$\text{Log}\left(\frac{MB_t}{P_t}\right) = a_0 + a_1 \cdot \text{Log}(Y_{t-1}) + a_2 \cdot \text{Log}(Y_{t-2}) - (a_4 + a_5) \cdot \text{Log}\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) + a_5 \cdot i_t + a_6 \cdot i_{t-1} + a_7 \cdot \pi_t^a + a_8 \cdot \text{Log}\left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}}\right) + \varepsilon_t \quad (8.3)$$

L'équation (8.3) est une relation qui permet de modéliser le comportement de la demande *réelle* de la base monétaire dans le cas marocain (une telle demande est tout simplement égale à la demande *nominale* de la base monétaire divisée par un indice du niveau général des *prix*). A travers l'équation (8.3), on peut aisément observer que lorsque la fonction de demande de la base monétaire est homogène à long terme en prix dans un contexte où la monnaie de base est exprimée en termes réels, un terme d'inflation ($\log(P_t/P_{t-1}) = d\text{Log}(P_t)$ = une estimation du *taux d'inflation*) s'ajoute à l'équation initiale (voir Mansouri, 2000, 2001). Le problème qui se pose ici est de savoir si ce terme d'inflation reflète les effets de substitution entre les actifs réels et financiers ou un simple ajustement retardé aux variations des prix. Comme l'estime Faini (1994), dans les équations traditionnelles de demande de monnaie où les anticipations inflationnistes sont simplement modélisées d'une façon retardée, on a tendance à interpréter à tort la signification statistique du terme d'inflation comme un argument favorable à la substitution envers les actifs réels, alors qu'en fait, l'existence de ce terme d'inflation reflète seulement un certain ajustement dynamique. Notons toutefois que la coexistence de $d(\text{Log}(P))$ et de π^a dans l'équation (8.3) est très difficile à tolérer à un niveau purement théorique. Comme nous le verrons plus loin, nous essaierons d'évaluer la signification statistique de ces deux variables lors du processus d'estimation de la fonction de demande réelle de la base monétaire.

1.1.1.2 : L'absorbant du choc monétaire comme variable explicative additionnelle:

Nous proposons d'inclure dans l'équation (8.3) ce que Carr et Darby (1981) ont appelé l'hypothèse de l'absorbant du choc monétaire (*monetary shock absorber hypothesis*). Suivant cette hypothèse, des chocs non anticipés de l'offre de monnaie peuvent induire une accumulation monétaire inattendue.

Pour mesurer cette variable, il est possible de déterminer un choc monétaire nominal défini comme la différence entre le taux de croissance de la base monétaire en termes nominaux et ce même taux anticipé par les agents économique (Marshall et Schmidt-Hebbel, 1994, ont

appliqué cette méthodologie au cas du Chili, leur modèle général appliqué au cas chilien est toutefois différent du nôtre).

En désignant par AC , la variable capturant l'hypothèse de l'absorbant du choc monétaire, l'équation (8.3) devient :

$$\begin{aligned} \text{Log}\left(\frac{MB_t}{P_t}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{Log}(Yr_t) + \alpha_2 \cdot \text{Log}(Yr_{t-1}) + \alpha_3 \cdot \text{Log}\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \\ & + \alpha_4 \cdot j_t + \alpha_5 \cdot j_{t-1} + \alpha_7 \cdot \pi_t^a + \alpha_8 \cdot \text{Log}\left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}}\right) + \alpha_9 \cdot AC_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8.4)$$

C'est le modèle (9.4) qui sera estimé ci-dessous pour le cas du Maroc en recourant aux innovations récentes en matière de séries temporelles.

1.1.2 : Résultats d'estimation d'une fonction de demande réelle de la base monétaire au Maroc

Avant de procéder à l'estimation de l'équation (8.4) pour le cas particulier du Maroc en utilisant les récentes innovations dans le domaine des séries temporelles, il importe d'abord de discuter en détail, la mesure des variables du modèle et de procéder à des tests préliminaires de racine unitaire et de cointégration.

1.1.2.1 : Mesure des variables du modèle de la demande réelle de la base monétaire et tests préliminaires de racine unitaire et de cointégration

Dans le modèle (8.4), la monnaie de base peut s'écrire : $MB = BC + RES$, où BC et RES désignent respectivement les billets en circulation et les réserves des banques de second rang auprès de Bank Al-Maghrib (les données ont été puisées dans *les Rapports de Bank Al-maghrib* et les *International Financial Statistics* du FMI, divers numéros).

La demande réelle de la base monétaire est mesurée par MB/P ; où P peut être estimé soit par le déflateur implicite des prix du PIB, soit par l'indice des prix à la consommation (voir *Annuaire statistique du Maroc*, *Rapports de Bank Al-Maghrib*, *International Financial Statistics* et *World Development Indicators* sur CD-ROM, 1999).

Le revenu réel Yr est défini ici comme étant le PIB aux prix constants (les calculs nécessaires ont été faits par nous-mêmes sur la base de données brutes puisées dans *l'Annuaire Statistique du Maroc*, *International Financial Statistics* et *World Development Indicators* sur CD-ROM, 1999; quand l'année de base diffère d'une sous - période à une autre, nous procédons à la normalisation de la base en recourant aux propriétés bien connues des indices). Le PIB aux prix constants est calculé de la manière suivante : $Yr_t = PIB/P$, où PIB est le PIB aux prix courants et P est le déflateur implicite du PIB. Il importe de noter que $P_t = (PIB_t/Yr_t) \times 100$ et que $d(\text{Log}(Yr))$ est une estimation du taux de croissance économique en termes réels.

Le taux d'intérêt nominal i est défini comme étant une moyenne du taux d'intérêt nominal sur les dépôts bancaires ayant une maturité inférieure à 18 mois. Les calculs ont été faits par nous-mêmes à partir de données brutes puisées dans la base de données élaborée par Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbell (1994), complétée par les données des *Rapports de BANK Al-Maghrib*. Les données fournies par Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbell (1994) concernent en fait la moyenne des taux d'intérêt réels sur les dépôts bancaires. Le taux

d'intérêt réel (r) est défini de la manière suivante : $r = \frac{i - \pi}{1 + \pi}$; d'où $i = r(1 + \pi) + \pi$, où i est le taux d'intérêt nominal sur les dépôts bancaires.

Le taux d'inflation anticipé π^a est calculé par nous-mêmes en recourant à l'hypothèse des anticipations partiellement parfaites; cela signifie tout simplement que le taux d'inflation anticipé est considéré comme une moyenne arithmétique simple du taux d'inflation aux périodes t , $t+1$ et $t+2$. Formellement, nous aurons : $\pi^a = \frac{\pi_t + \pi_{t+1} + \pi_{t+2}}{3}$.

L'absorbant du choc monétaire, AC , est mesuré par la différence entre le taux de croissance actuel et le taux de croissance anticipé de la base monétaire. Le taux de croissance anticipé est estimé en recourant à l'hypothèse des anticipations partiellement parfaites. Formellement, on peut écrire :

$$AC_t = \hat{M}_{bt} - \left(\hat{M}_{bt} + \hat{M}_{bt+1} + \hat{M}_{bt+2} \right) / 3$$

où \hat{M}_{bt} est le taux de croissance de la monnaie de base en période t .

Il est communément admis à l'époque actuelle que de nombreuses séries chronologiques ne sont pas stationnaires et contiennent des racines unitaires qui créent de sérieux problèmes économétriques. En particulier, la possibilité de l'existence de régressions *spurieuses* devient une réalité à moins que les méthodes d'estimation prennent en considération les spécificités non stationnaires des données statistiques (voir Granger et Newbold, 1974). Puisque les variables introduites dans l'équation de la demande réelle de la base monétaire ne sont pas toutes stationnaires, l'économétrie traditionnelle des séries chronologiques ne va plus de soi.

La première étape de notre analyse empirique consiste à tester la stationnarité des variables de notre modèle en recourant au test ADF (voir Fuller, 1976 ; Dickey et Fuller, 1981) . Le tableau 25 présente les résultats des tests de racine unitaire sur les variables $\text{Log}\left(\frac{MB}{P}\right)$,

$\text{Log}(yr)$, π , i et AC .

Les tests ADF révèlent que toutes les variables, sauf la variable AC , ne sont pas stationnaires en niveau. En revanche, toutes les variables sont stationnaires en première différence. Ainsi, il est intéressant de savoir s'il existe une combinaison linéaire entre ces variables, qui est stationnaire, c'est-à-dire de savoir s'il existe une relation d'équilibre à long terme entre elles. Dans ce qui suit, nous utilisons l'approche de Johansen pour tester la cointégration des variables de l'équation de la demande réelle de la base monétaire (pour des détails sur la méthode de Johansen, voir notamment Johansen, 1988, 1991 ; Johansen et Juselius, 1990).

Le tableau 26 résume les résultats des tests de cointégration au sens de Johansen lorsque le taux d'inflation est mesuré par le taux de croissance du déflateur du PIB. Puisque le ratio de vraisemblance n'est supérieur à la valeur critique à 5% que dans un seul cas où la valeur Eigen est de 0,78, le test de cointégration de Johansen montre que les variables du modèle de la demande réelle de la monnaie de base sont cointégrées et que l'équation de cointégration est unique.

Tableau 25 : TEST DE STATIONNARITÉ DES VARIABLES DE L'ÉQUATION DE LA DEMANDE REELLE DE LA MONNAIE DE BASE

| Variable | Equation | VC. Mack. | Stationn. ? | I(1) ? |
|---|--|-------------|-------------|--------|
| $\text{Log}\left(\frac{MB}{P_1}\right)$, (où P_1 = déflateur du PIB) | $\Delta \log\left(\frac{MB_t}{P_t}\right) = -0,30 \text{Log}\left(\left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}}\right)\right) + 0,015t + 2,72$ (-2,24) | -4,30 (1%) | Non | Oui |
| | | -3,57 (5%) | | |
| | | -3,22 (10%) | | |
| $\text{Log}\left(\frac{MB}{P_2}\right)$; (où P_2 = indice des Prix à la consommation) | $\Delta \log\left(\frac{MB_t}{P_{2t}}\right) = -0,24 \text{Log}\left(\left(\frac{MB_{t-1}}{P_{2t-1}}\right)\right) + 0,011t + 2,25$ (-2,26) (1,89) (2,36) | -4,29 (1%) | Non | Oui |
| | | -3,57 (5%) | | |
| | | -3,22 (10%) | | |
| $\text{Log}(yr)$ | $\text{Log}(yr_t) = -0,044 \text{Log}(yr_{t-1}) - 0,55 \Delta(\text{Log}(yr_{t-1})) + 0,59$ (-2,04) (-3,58) (2,27) | -3,67 (1%) | Non | Oui |
| | | -2,97 (5%) | | |
| | | -2,62 (10%) | | |
| $\pi = d\text{Log}(P_2)$ | $\Delta \pi_t = -0,51 \pi_{t-1} - 0,27 \Delta \pi_{t-1} - 0,21 \Delta \pi_{t-2} - 0,002t + 0,08$ (-2,27) (-1,20) (-1,10) (-2,14) (2,87) | -4,34 (1%) | Non | Oui |
| | | -3,59 (5%) | | |
| | | -3,23 (10%) | | |
| $\pi' = d(\text{Log}(d\text{flit}))$ | $\Delta \pi'_t = -0,80 \pi'_{t-1} - 0,15 \Delta \pi'_{t-1} - 0,24 \Delta \pi'_{t-2} - 0,002t + 0,095$ (-2,30) (-0,55) (-1,45) (-1,87) (2,35) | -4,33 (1%) | Non | Oui |
| | | -3,59 (5%) | | |
| | | -3,23 (10%) | | |
| i | $\Delta i_t = -0,35 i_{t-1} - 0,98 \Delta i_{t-1} - 0,59 \Delta i_{t-2} - 0,21 \Delta i_{t-3} + 0,036$ (-1,81) (-3,94) (-1,95) (-1,02) (2,25) | -3,73 (1%) | Non | Oui |
| | | -3,00 (5%) | | |
| | | -2,63 (10%) | | |
| AC | $\Delta AC_t = -1,47 AC_{t-1} + 0,24 \Delta AC_{t-1}$ (-5,40) (1,40) | -2,64 (1%) | Oui | Oui |
| | | -1,95 (5%) | | |
| | | -1,62 (10%) | | |

Tableau 26 : test de cointégration au sens de Johansen des variables $\text{Log}(MB/P_1)$, $\text{Log}(yr)$, π , i et AC (1^{er} cas : $P = P_1$ = déflateur du PIB)

| Valeur Eigen | Ratio de vraisemblance | Valeur critique (5%) | Valeur critique (1%) | Cointégration? |
|--------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------|
| 0,780 | 81,51 | 59,49 | 66,52 | Oui |
| 0,600 | 41,79 | 42,00 | 45,58 | Non |
| 0,420 | 17,87 | 24,31 | 29,75 | Non |
| 0,130 | 3,66 | 12,53 | 16,31 | Non |
| 0,003 | 0,07 | 3,84 | 6,51 | Non |

Tableau 27 : test de cointégration au sens de Johansen des variables $\text{Log}(MB/P_2)$, $\text{Log}(yr)$, π' , i et AC
(2^{ème} cas : $P = P_2 = \text{indice des prix à la consommation}$)

| Valeur Eigen | Ratio de vraisemblance | Valeur critique (5%) | Valeur critique (1%) | Cointégration? |
|--------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------|
| 0,800 | 85,18 | 59,46 | 66,52 | Oui |
| 0,630 | 41,82 | 42,00 | 45,58 | Non |
| 0,400 | 18,05 | 24,31 | 29,75 | Non |
| 0,170 | 4,94 | 12,53 | 16,31 | Non |
| 0,002 | 0,05 | 3,84 | 6,51 | Non |

Le tableau 27 résume les résultats des tests de cointégration au sens de Johansen lorsque le taux d'inflation est mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation. Puisque le ratio de vraisemblance n'est supérieur à la valeur critique à 5% que dans un seul cas où la valeur Eigen est de 0,80, le test de cointégration de Johansen montre que les variables du modèle de la demande réelle de la monnaie de base sont cointégrées et que l'équation de cointégration est unique.

Ainsi, quelque soit la méthode adoptée pour mesurer le taux d'inflation, les variables du modèle sont cointégrées. Dès lors, l'estimation de la fonction de demande réelle de la base monétaire repose ici sur un modèle à correction d'erreur. Comme nous le verrons ci-dessous, l'estimation d'un tel modèle confirme l'existence d'une relation négative entre la demande réelle de la base monétaire et le taux d'inflation.

1.1.2.2 : Estimation d'un modèle à correction d'erreur confirmant l'impact négatif de l'inflation sur la demande réelle de la base monétaire

L'équation cointégrante peut être estimée par le résidu de la régression de la demande réelle de la base monétaire sur ses principaux déterminants. Le résidu de cette régression, décalé d'une période, peut être utilisé pour estimer le terme de correction d'erreur. Cependant, contrairement aux études empiriques utilisant l'analyse moderne des séries chronologiques, nous n'utilisons pas le simple résidu de la régression de la demande réelle de la base monétaire comme terme de correction d'erreur. Dans ce cadre, nous nous inspirons de la proposition de Kremers, Ericsson et Dolado (1992). La méthodologie de ces trois auteurs peut s'appliquer en trois étapes. La première étape consiste à estimer un modèle autorégressif. En appliquant cette méthode à notre équation de la demande réelle de la base monétaire, nous aurons :

$$\text{Log}\left(\frac{MB_t}{P_t}\right) = a_0 + \sum_{i=1}^q \left(a_i \text{Log}\left(\frac{MB_{t-i}}{P_{t-i}}\right) \right) + \sum_{i=0}^q (b_i \text{Log}(yr_{t-i})) + \sum_{i=0}^q c_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^q d_i AC_{t-i} + \sum_{i=0}^q e_i i_{t-i} + v_t \quad (8.5)$$

où le nombre de retards (q) est choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike soit minimum.

L'équation (8.5) permet d'obtenir les coefficients à long terme, soit :

$$\alpha_0^* = -\frac{a_0}{\sum_{i=1}^q a_i - 1}; \quad b_1^* = -\frac{\sum_{i=0}^q b_i}{\sum_{i=1}^q a_i - 1}; \quad c_1^* = -\frac{\sum_{i=0}^q c_i}{\sum_{i=1}^q a_i - 1}; \quad d_1^* = -\frac{\sum_{i=0}^q d_i}{\sum_{i=1}^q a_i - 1}; \quad e_1^* = -\frac{\sum_{i=0}^q e_i}{\sum_{i=1}^q a_i - 1} \quad (8.6)$$

Une fois obtenu une estimation des paramètres de long terme, on peut construire un terme de correction d'erreur; soit :

$$\hat{v}_t = \text{Log}\left(\frac{MB_t}{P_t}\right) - \alpha_0^* - b_1^* \text{Log}(Yr_t) - c_1^* \pi_t - d_1^* AC_t - e_1^* i_t \quad (8.7)$$

La deuxième étape consistera à insérer ce terme de correction d'erreur, décalé d'une période, dans le modèle dynamique qui n'est rien d'autre que le modèle à correction d'erreur :

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}\left(\frac{MB_t}{P_t}\right) = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \left(\alpha_i \Delta \text{Log}\left(\frac{MB_{t-i}}{P_{t-i}}\right) \right) + \sum_{i=0}^p (\beta_i \Delta \text{Log}(Yr_{t-i})) + \sum_{i=0}^p \omega_i \Delta \pi_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^p \psi_i \Delta AC_{t-i} + \sum_{i=0}^p \zeta_i \Delta i_{t-i} + \lambda \hat{v}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8.8)$$

où le nombre de retards (p) est choisi en commençant par un nombre de trois retards et en éliminant les variables retardées jusqu'à ce qu'elles deviennent statistiquement significatives.

La troisième étape de l'application de la méthodologie de Kremers, Ericsson et Dolado (1992) consistera à effectuer les tests de causalité à court et à long terme en utilisant les résultats de l'estimation de l'équation (8.8).

Suivant les éléments méthodologiques ci-dessus exposés, nous avons d'abord estimé un modèle auto-régressif. Le tableau 28 présente les estimations de ce modèle auto-régressif selon que le niveau des prix est mesuré par le déflateur du PIB ou par l'indice des prix à la consommation. Dans les deux cas, l'impact du taux d'inflation sur la demande réelle de la base monétaire est négatif et statistiquement très significatif¹.

En estimant le terme de correction d'erreur à partir des équations auto-régressives résumées dans le tableau 28 et en nous inspirant de l'équation (8.7), nous avons estimé un modèle à correction d'erreur. Le tableau 29 présente les estimations du modèle à correction d'erreur en fonction de la définition retenue pour la mesure du taux d'inflation. Comme le montre le F-statistic calculé, la significativité globale du modèle est très élevée. En conséquence, la causalité au sens de Granger entre la demande réelle de la base monétaire et ses principaux déterminants est partout confirmée.

¹ Comme le montrent les résultats de l'estimation de la fonction de demande réelle de la base monétaire, l'inflation anticipée ne figure pas parmi les variables explicatives. La raison réside dans le fait que cette variable n'est pas statistiquement très significative. En conséquence, nous l'avons éliminée des équations finales. Faini (1994), même si son modèle diffère du nôtre, a également montré que le coefficient associé au taux d'inflation anticipé n'est pas statistiquement différent de zéro dans le cas particulier du Maroc.

Tableau 28 : ESTIMATION DE LA DEMANDE REELLE DE LA BASE MONETAIRE AU MAROC : UN MODELE AUTO-REGRESSIF

- **1^{er} cas : P = P₁ = déflateur du PIB**

$$\begin{aligned} \text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = & -0,69 + 0,27 \cdot \text{Log}(Y_t) - 1,02 \cdot \text{Log} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) - 0,24 i_{t-1} \\ & (-1,98) (4,02) \quad (-8,68) \quad (-1,46) \\ & + 0,88 AC_t - 0,42 AC_{t-1} + 1,06 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \\ & (10,41) \quad (-3,61) \quad (10,62) \\ & - 0,21 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-2}}{P_{t-2}} \right) - 0,09 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-3}}{P_{t-3}} \right) \\ & (-2,12) \quad (-1,50) \end{aligned} \quad (8.9)$$

$R^2 = 0,99$; R^2 ajusté = 0,99 ; standard-error de la régression = 0,02 ; somme des carrés des résidus = 0,007 ; F - Statistic = 1397,80 (probabilité = 0,01) ; Durbin - Watson = 2,09 ; période : 1970 - 1997.

- **2^{ème} cas : P = P₂ = indice des prix à la consommation**

$$\begin{aligned} \text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_{2t}} \right) = & -0,45 + 0,17 \cdot \text{Log}(Y_t) - 0,63 \cdot \text{Log} \left(\frac{P_{2t}}{P_{2t-1}} \right) - 0,17 i_t \\ & (-1,20) (2,25) \quad (-3,63) \quad (-0,85) \\ & + 0,81 AC_t - 0,64 AC_{t-1} + 1,27 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{2t-1}} \right) - 0,43 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-2}}{P_{2t-2}} \right) \\ & (7,77) \quad (-4,42) \quad (10,61) \quad (-4,37) \end{aligned} \quad (8.10)$$

$R^2 = 0,99$; R^2 ajusté = 0,99 ; standard-error de la régression = 0,024 ; somme des carrés des résidus = 0,01 ; F - Statistic = 1067,25 (probabilité = 0,01) ; Durbin - Watson = 2,003 ; période : 1970 - 1997.

Tableau 29 : ESTIMATION DE MODELES DYNAMIQUES A CORRECTION D'ERREUR POUR LA FONCTION DE DEMANDE REELLE DE LA BASE MONETAIRE AU MAROC

- **1^{er} cas : P = P₁ = déflateur du PIB**

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = & +0,60 \Delta \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right) - 0,23 \Delta \text{Log} \left(\frac{MB_{t-2}}{P_{t-2}} \right) + 0,28 \Delta \text{Log}(Y_t) \\ & (3,58) \quad (-1,76) \quad (3,21) \\ & - 0,97 \Delta \pi_t' + 0,30 \Delta \pi_{t-1}' + 0,98 \Delta AC_t - 0,36 \Delta AC_{t-1} - 0,27 \Delta i_t - 0,23 \Delta i_{t-1} \\ & (-1,66) \quad (1,78) \quad (15,90) \quad (-2,19) \quad (-1,97) \quad (-4,36) \end{aligned} \quad (8.11)$$

$R^2 = 0,95$; R^2 ajusté = 0,93; F - statistc = 42,32 (probabilité = 0,001); Durbin - watson = 2,11

- **2^{ème} cas : P = P₂ = indice des prix à la consommation**

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_{2t}} \right) = & -0,013 + 0,67 \Delta \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right) + 0,16 \Delta \text{Log}(Y_t) + 0,12 \Delta \text{Log}(Y_{t-1}) - 0,92 \Delta \pi_t \\ & (-1,40) (5,50) \quad (1,50) \quad (1,33) \quad (-7,32) \\ & + 0,92 \Delta AC_t - 0,34 \Delta AC_{t-1} - 0,13 \Delta i_{t-1} \\ & (13,50) \quad (-2,97) \quad (-3,38) \end{aligned} \quad (8.12)$$

$R^2 = 0,941$; R^2 ajusté = 0,916; F-statistic = 37,86 (probabilité = 0,001); Durbin - watson = 1,95

Le coefficient du terme de correction d'erreur est négatif et statistiquement différent de zéro à un seuil inférieur à 1% dans les deux cas où le taux d'inflation est mesuré par le taux de croissance du déflateur du PIB ou par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation. Ceci confirme la causalité à long terme entre la demande réelle de la base monétaire et ses déterminants fondamentaux. La causalité à court terme est-elle également confirmée par les résultats empiriques? En particulier, existe-t-il une causalité à court terme entre la demande réelle de la base monétaire d'une part et le revenu réel et le taux d'inflation d'autre part? dans le cas où le niveau général des prix est mesuré par le déflateur du PIB, le test standard de Wald révèle que la causalité à court terme est confirmée aussi bien pour le revenu réel (F-statistic = 10,24; probabilité = 0,005; $\chi^2 = 10,24$, probabilité = 0,001) que pour le taux d'inflation (F -statistic = 9,03, probabilité = 0,008; $\chi^2 = 9,03$, probabilité = 0,003). Dans le cas où le niveau général des prix est estimé par l'indice des prix à la consommation, la causalité est relativement confirmée pour le revenu réel (F - statistic = 2,43, probabilité = 0,13; $\chi^2 = 2,43$, probabilité = 0,11) et sans ambiguïté pour le taux d'inflation (F - statistic = 53,65, probabilité = 0,0001; $\chi^2 = 53,65$, probabilité = 0,0001). Ainsi, nos résultats empiriques montrent qu'il existe une relation à court et à long termes entre la demande réelle de la base monétaire et ses principaux déterminants. En particulier, la demande réelle de la base monétaire entretient une relation positive à court et à long termes avec le PIB réel et une relation négative à court et à long termes avec le taux d'inflation. Le signe négatif et statistiquement différent de zéro du terme de correction d'erreur est compatible avec les implications des modèles de cointégration et de correction d'erreur.

On pourrait dire que les résultats de notre analyse empirique peuvent être affectés par le fait que les taux d'intérêt sur les dépôts bancaires (*i*) au Maroc ont été administrés pendant longtemps et que leur estimation peut être entachée d'erreur de mesure de telle sorte qu'ils ne reflètent pas fidèlement le coût effectif de l'argent. En outre, la variable *AC* n'est stationnaire qu'en première différence, jetant des doutes sur l'efficacité du modèle à correction d'erreur ci-dessus estimé. Toutefois, on pourrait être surpris par le fait que la relation à long terme entre la demande réelle de la base monétaire et ses principaux déterminants demeure absolument inchangée même en éliminant les deux variables de notre modèle dynamique à correction d'erreur.

Les trois variables restantes, à savoir le logarithme de la base monétaire réelle, le logarithme népérien du PIB réel et le taux d'inflation, étant toutes intégrées d'ordre 1, elles peuvent être cointégrées. Justement, le test de cointégration de Johansen montre qu'elles sont cointégrées et entretiennent ainsi une relation d'équilibre à long terme. En effet, lorsque le niveau général des prix est estimé par le déflateur du PIB, le test montre que le ratio de vraisemblance (soit 47,94) est supérieur à la valeur critique au seuil de 5% (soit 42,44) dans un seul cas où la valeur d'Eigen est de 0,74 (nous avons choisi un retard de 1 dans le VAR permettant de conduire le test de cointégration et une équation cointégrante admettant une constante et un trend linéaire). Dans le cas où le niveau général des prix est mesuré par l'indice des prix à la consommation, le test de cointégration à la Johansen indique que le ratio de vraisemblance (soit 40,30) est supérieur à la valeur critique à 5% (soit 34,91) dans un seul cas où la valeur d'Eigen est de 0,58 (nous avons choisi un retard de 1 dans le VAR permettant de conduire le test de cointégration et une équation cointégrante admettant une constante).

Puisque les variables de notre modèle de la demande réelle de la base monétaire sont cointégrées, nous avons la possibilité de spécifier un modèle dynamique à correction d'erreur. En approximant le terme de correction d'erreur par les valeurs retardées de la variable

dépendante et des variables explicatives, nous avons pu estimer un modèle à correction d'erreur.

Lorsque le niveau général des prix est mesuré par le déflateur du PIB, ce modèle à correction d'erreur peut s'écrire :

$$\Delta \text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = -0,75 - 0,314 \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right) + 0,55 \Delta \text{Log} (Y_t) + 0,36 \text{Log} (Y_{t-1}) - 0,786 \Delta \pi_t - 1,123 \pi_{t-1} \quad (8.13)$$

(-1,53) (-2,46)
(2,41)
(2,21)
(-2,68)
(-2,60)

$$R^2 = 0,44; R^2 \text{ ajusté} = 0,32; F\text{-statistic} = 3,57; \text{Durbin-watson} = 2,04$$

Dans le cas où le niveau général des prix est mesuré par l'indice des prix à la consommation, le modèle dynamique à correction d'erreur devient :

$$\Delta \text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_{2t}} \right) = -0,65 - 0,24 \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{2t-1}} \right) + 0,44 \Delta \text{Log} (Y_t) + 0,26 \text{Log} (Y_{t-1}) - 0,36 \Delta \pi_t - 0,84 \pi_{t-1} \quad (8.14)$$

(-1,47) (-1,98)
(1,81)
(1,74)
(-1,34)
(-2,36)

$$R^2 = 0,37; R^2 \text{ ajusté} = 0,24; F\text{-statistic} = 2,71; \text{Durbin-watson} = 1,98; \text{période} : 1967 - 197$$

Ainsi, les régressions (8.13) et (8.14) indiquent que l'inflation exerce un effet négatif et statistiquement significatif sur la demande réelle de la base monétaire quelle que soit la méthode adoptée pour mesurer le niveau des prix. Si le niveau des prix est mesuré par le déflateur du PIB, la semi-élasticité à long terme de la demande réelle de la base monétaire par rapport au taux d'inflation est de l'ordre de (-3,58). Dans le cas où la mesure du taux d'inflation repose sur l'indice des prix à la consommation, la semi-élasticité à long terme de la demande réelle de la monnaie de base par rapport au taux d'inflation est d'environ (-3,50).

En somme, tous nos résultats empiriques révèlent que l'inflation affecte négativement la demande réelle de la base monétaire, suggérant que les agents économiques réduisent leur demande de monnaie en réponse à l'exacerbation des tensions inflationnistes et s'orientent de plus en plus vers la demande d'autres actifs réels et financiers leur permettant de se protéger contre l'inflation. En conformité avec la théorie économique, l'impact du revenu réel sur la demande réelle de la base monétaire est partout positif et statistiquement très significatif.

Dans une perspective comparative, nous tenterons dans la suite de cette analyse, d'estimer une fonction de demande réelle de la base monétaire pour un groupe restreint de pays en voie de développement en recourant à l'analyse de séries temporelles.

1.2 : Estimation d'une fonction de demande réelle de la monnaie de base pour un groupe de pays en développement

Le financement monétaire moyen à travers les pays en voie de développement durant la période 1975-1995 n'est pas aussi élevé qu'on le croit; il peut même être comparable à certaines taxes comme les droits d'accise par exemple. L'une des raisons serait que le seigneurage pourrait être une source importante de recettes pour l'Etat lors de périodes de crises économiques seulement. Le financement monétaire moyen estimé (voir tableau 25) cache en fait les fluctuations d'une année à une autre. Ainsi, par exemple, l'accélération du seigneurage s'est produite en Argentine en 1975 et 1982 (13,20 et 7,60% du PIB

respectivement), au Mexique en 1982 (10,50% du PIB), au Chili en 1971, 1972 et 1973 (10,80; 16,50 et 21,80 respectivement) ainsi qu'en 1983, 1984 et 1985 (18; 21 et 37% du PIB respectivement) et au Ghana en 1978 (8% du PIB). Ces fluctuations à court terme dépassent le cadre de cette recherche¹.

Nous pensons que seule l'estimation d'une fonction de demande réelle de la base monétaire permet de déterminer l'impact de l'inflation sur la demande de monnaie et d'estimer une relation à long terme entre le seignuriage et l'inflation. Les résultats empiriques escomptés permettront de comprendre comment le financement monétaire des déficits budgétaires peut générer des tensions inflationnistes à la longue.

Dans ce qui suit, nous présenterons d'abord le modèle à estimer, les pays de l'échantillon et la mesure des variables avant d'exposer et d'interpréter les résultats d'estimation de la fonction de demande réelle de la monnaie de base pour notre échantillon de pays en développement.

1.2.1 : Le modèle de la demande réelle de la monnaie de base, les pays de l'échantillon et les hypothèses initiales

De prime à bord, il importe de présenter la fonction de demande de monnaie à estimer et de discuter la sélection des pays de l'échantillon avant de formuler les hypothèses initiales sur les paramètres du modèle.

1.2.1.1 : Spécification de la fonction de demande réelle de la monnaie de base et sélection des pays de l'échantillon

La fonction typique de demande de la base monétaire met en relation la demande réelle de la monnaie de base, le revenu réel, le taux d'inflation anticipé et le taux d'intérêt nominal sur les dépôts bancaires. Formellement, on peut écrire :

$$\frac{MB_t}{P_t} = A \cdot (Y_t)^{\alpha_0} \cdot e^{\alpha_1 \pi^e_t} \cdot e^{\alpha_2 i_t} \cdot \nu_t \quad (9)$$

où MB et P représentent le stock nominal de la base monétaire et un indice du niveau général des prix respectivement, de telle sorte que le rapport entre les deux variables indique la demande réelle de la base monétaire; Y_t , π^e et i sont le PIB réel, une mesure du taux d'inflation anticipé² et le taux d'intérêt nominal respectivement; A , α_0 , α_1 et α_2 sont des paramètres à estimer et ν est un terme d'erreur.

En écartant le taux d'intérêt (i) pour lequel nous ne disposons pas de données sur une longue période pour les pays de l'échantillon et en introduisant le logarithme népérien, nous aurons :

1- A court terme, l'approche convenable serait d'étudier ces épisodes de seignuriage élevé en vue de voir clairement comment ils se sont produits et quelles sont leurs conséquences en termes d'inflation et de demande de monnaie (voir par exemples, les études de cas de l'Argentine (Rodríguez, 1994), du Chili (Marshall et Schmidt-Hebbel, 1994) et du Ghana (Islam et Wetzal, 1994).

2 - En ce qui concerne la mesure du taux d'inflation anticipé, trois démarches distinctes peuvent être utilisées : i) on peut supposer que le taux d'inflation anticipé peut être approximé par le taux d'inflation décalé d'une période; ii) le taux d'inflation anticipé peut être estimé en supposant que les anticipations sont partiellement parfaites; en ce sens, le taux d'inflation anticipé est estimé comme étant une moyenne mobile des taux d'inflation d'aujourd'hui (période t), de la période $(t+1)$ et de la période $(t+2)$; iii) le taux d'inflation de la période actuelle peut être considéré comme une proxy pour le taux d'inflation anticipé. C'est cette dernière hypothèse qui est prise en considération pour l'estimation du taux d'inflation anticipé pour tous les pays de l'échantillon.

$$\text{Log}\left(\frac{MB_t}{P_t}\right) = A' + \alpha_0 \cdot \text{Log}(Yr_t) + \alpha_1 \pi_t^a + \mu_t \quad (9.1)$$

où $A' = \text{Log}(A)$

Les pays de l'échantillon ont été choisis de telle sorte qu'ils reflètent la diversité des situations des économies en voie de développement au sens large. Parmi les économies de l'échantillon, il existe celles qui ont connu des ratios au PIB des recettes de seigneurage et celles qui en ont enregistré des ratios faibles, celles où l'inflation est modérée et celles où elle est relativement plus élevée. Au sein de l'échantillon, figurent également des économies de petite taille et celles dont la taille est relativement large. Les pays sélectionnés sont Haïti, l'Indonésie, le Kenya, le Pakistan, le Paraguay, le Pérou, la Tanzanie, la Tunisie et la Turquie.

1.2.1.2 : Hypothèses sur les paramètres du modèle de la demande réelle de la monnaie de base

Puisqu'une augmentation du revenu réel a un impact positif sur la demande réelle de la base monétaire et que l'anticipation d'une inflation élevée déprime la demande réelle de la base monétaire, les signes attendus des coefficients α_0 et α_1 sont comme suit : $\alpha_0 > 0$; $\alpha_1 < 0$.

En revanche, le signe de α_2 est ambigu parce que des taux d'intérêt nominaux élevés ont un impact ambigu sur la demande de la base monétaire : ils peuvent réduire la demande de la monnaie au sens étroit mais peuvent augmenter la demande de la quasi-monnaie. Or, la base monétaire est une combinaison linéaire des deux composantes monétaires, dont les coefficients sont tout simplement les ratios à l'agrégat M1 des billets en circulation et des réserves des banques commerciales à la Banque Centrale. En ce sens, la demande de la base monétaire augmenterait probablement en réponse à une hausse du taux d'intérêt nominal si l'élasticité - intérêt de la demande de la quasi-monnaie est plus élevée en comparaison avec la demande de monnaie au sens étroit et si le ratio à M1 de la quasi-monnaie est plus élevé.

1.2.2 : Résultats d'estimation de la fonction de demande réelle de la base monétaire pour chaque pays de l'échantillon

Pour chaque de notre échantillon de pays en voie de développement, nous procéderons à l'estimation de la fonction de demande réelle de la base monétaire avant d'interpréter les résultats empiriques obtenus.

1.2.2.1 : Présentation des estimations de la fonction de demande réelle de la monnaie de base

L'estimation de la fonction de demande réelle de la monnaie de base a été conduite suivant l'équation (9.1). Les résultats des estimations pour chaque pays de notre échantillon sont résumés dans le tableau (30). La signification statistique globale du modèle est très élevée suggérant que la demande réelle de la monnaie de base réagit très significativement à ses déterminants fondamentaux.

Les résultats empiriques révèlent que le taux d'inflation exerce un impact négatif sur la demande réelle de la monnaie de base en dépit du fait que cet impact négatif n'est pas statistiquement très significatif au Kenya et en Tunisie.

Conformément à ce que prédit la théorie économique, le revenu réel tel qu'il est estimé par le PIB aux prix constants, exerce un impact positif et statistiquement très significatif à travers les pays de notre échantillon¹.

Tableau 30 : ESTIMATION DE LA FONCTION DE DEMANDE REELLE DE LA BASE MONETAIRE POUR DIX PAYS EN DEVELOPPEMENT

| | |
|--------------------|---|
| Haïti : | $\text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = 0,09 \cdot \text{Log} (Y_t) - 0,726 \pi^a + 0,55 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right) + 0,35 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-2}}{P_{t-2}} \right)$ |
| | (1,75) (-2,35) (2,94) (2,06) |
| | $R^2 = 0,90$; R^2 ajusté = 0,88; F-statistic = 63,03; Durbin-Watson = 1,97; période : 1970-1996. |
| Indonésie : | $\text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = -0,635 + 0,61 \cdot \text{Log} (Y_t) - 1,80 \pi^a + 0,32 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$ |
| | (-1,10) (2,95) (-1,60) (1,50) |
| | $R^2 = 0,94$; R^2 ajusté = 0,93; F-statistic = 65,87; Durbin-Watson = 1,85; période : 1978-1997. |
| Kenya : | $\text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = 0,38 \cdot \text{Log} (Y_t) - 0,44 \pi^a + 0,54 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$ |
| | (2,74) (-1,44) (2,84) |
| | $R^2 = 0,795$; R^2 ajusté = 0,778; F-statistic = 48,40; Durbin-Watson = 1,61; période : 1968-1995. |
| Pakistan : | $\text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = 0,11 \cdot \text{Log} (Y_t) - 1,32 \pi^a + 0,88 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$ |
| | (2,20) (-6,23) (13,61) (7,80) |
| | $R^2 = 0,988$; R^2 ajusté = 0,987; F-statistic = 1047,30; Durbin-Watson = 2,15; période : 1969-1997. |
| Paraguay : | $\text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = 0,12 \cdot \text{Log} (Y_t) - 0,40 \pi^a + 0,87 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$ |
| | (1,62) (-1,96) (9,38) |
| | $R^2 = 0,979$; R^2 ajusté = 0,977; F-statistic = 587,94; Durbin-Watson = 1,87; période : 1969-1996. |
| Pérou : | $\text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = -2,19 + 0,30 \cdot \text{Log} (Y_t) - 0,14 \pi^a + 0,30 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right) + 0,42 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-2}}{P_{t-2}} \right)$ |
| | (-1,40) (1,54) (-3,92) (2,02) (2,84) |
| | $R^2 = 0,75$; R^2 ajusté = 0,71; F-statistic = 17,63; Durbin-Watson = 2,27; période : 1969-1996. |
| Tanzanie : | $\text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = 0,12 \cdot \text{Log} (Y_t) - 0,63 \pi^a + 0,87 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$ |
| | (1,80) (-4,18) (9,88) |
| | $R^2 = 0,87$; R^2 ajusté = 0,86; F-statistic = 83,86; Durbin-Watson = 2,11; période : 1969-1996. |
| Tunisie : | $\text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = 0,95 \cdot \text{Log} (Y_t) - 0,90 \cdot \text{Log} (Y_{t-1}) - 0,52 \pi^a + 0,96 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$ |
| | (2,26) (-2,33) (-1,10) (15,13) |
| | $R^2 = 0,974$; R^2 ajusté = 0,971; F-statistic = 301,25; Durbin-Watson = 1,50; période : 1969-1996. |
| Turquie : | $\text{Log} \left(\frac{MB_t}{P_t} \right) = -0,85 + 0,14 \cdot \text{Log} (Y_t) - 0,50 \pi^a + 0,77 \cdot \text{Log} \left(\frac{MB_{t-1}}{P_{t-1}} \right)$ |
| | (-1,77) (1,92) (-4,64) (5,96) |
| | $R^2 = 0,83$; R^2 ajusté = 0,81; F-statistic = 72,65; Durbin-Watson = 1,64; période : 1968-1996. |

¹ Comme nous le verrons plus loin, l'hypothèse de l'égalité à 1 de l'élasticité - revenu à long terme de la demande réelle de la monnaie de base est nécessaire pour la déduction d'une relation à long terme entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et le taux d'inflation pour chaque pays de notre échantillon.

1.2.2.2 : Des résultats empiriques confirmant l'existence d'une relation négative entre la demande réelle de la base monétaire et l'inflation

En conformité avec nos hypothèses de départ, les régressions reportées dans le tableau (30) indiquent que l'impact du taux d'inflation sur la demande réelle de la monnaie de base est partout négatif, suggérant que les agents économiques tendent à réduire leur demande de monnaie en réponse à des tensions inflationnistes et s'orientent vers la demande d'autres actifs réels ou financiers leur permettant de se protéger contre l'inflation.

Suivant nos régressions (tableau 30), la semi – élasticité à long terme de la demande réelle de la monnaie de base par rapport au taux d'inflation varie de (-13) en Tunisie à (-0,50) au Pérou en passant par le Pakistan (-11), la Tanzanie (-4,85), le Paraguay (-3,08), l'Indonésie (-2,65), la Turquie (-2,17), Haïti (-1,17) et le Kenya (-0,96). Dans l'ensemble, la réaction de la demande réelle de la monnaie de base au taux d'inflation est plus forte au sein des économies à inflation faible qu'au sein des économies à inflation relativement élevée. La raison résiderait probablement dans le fait qu'au sein des économies où l'inflation est déjà forte, les agents économiques toléreraient des hausses de quelques points de pourcentage de l'inflation. En revanche, au sein d'économies à inflation relativement modérée, une inflation additionnelle serait probablement peu tolérée par les détenteurs de la monnaie¹.

L'estimation de fonctions de demande réelle de la base monétaire pour le Maroc et notre échantillon de pays en voie de développement n'est en fait qu'un moyen nous permettant d'estimer des relations à long terme entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et le taux d'inflation. C'est l'estimation de telles relations à long terme qui nous permettront de mieux comprendre les effets inflationnistes du financement monétaire des déficits budgétaires la longue. La sous – section suivante tente de déduire des fonctions estimées de la demande réelle de la monnaie de base, des relations à long terme entre le seigneurage et l'inflation.

2- Essai de dérivation d'une relation à long terme entre le seigneurage et l'inflation : une comparaison entre le Maroc et un groupe de pays en développement

La déduction d'une relation à long terme entre le seigneurage et l'inflation à partir de la fonction estimée de la demande réelle de la monnaie de base est nécessaire pour l'estimation d'une courbe *Laffer* de seigneurage pour le Maroc et notre groupe de pays en développement. Nous tenterons dans ce qui suit, d'estimer une telle courbe avant de procéder à des simulations de politique économique, sur la base des relations à long terme obtenues.

2.1 : La courbe *Laffer* de seigneurage : confirmation de l'existence d'une relation à long terme entre le seigneurage et l'inflation

Il importe de noter que l'estimation d'une relation à long terme entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et l'inflation nécessite l'égalité à 1 de l'élasticité – revenu de la demande réelle de la monnaie de base². Nous avons alors jugé opportun de

1- Nous verrons plus loin qu'au sein d'économies où le taux d'inflation est relativement forte, le taux d'inflation maximisant les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) est plus élevé qu'au sein d'économies à inflation relativement modérée.

2- Il est aisé de comprendre pourquoi l'existence d'une relation à long terme entre le seigneurage et l'inflation exige une élasticité – revenu unitaire. En première analyse, l'existence d'une équation liant le ratio au PIB de la monnaie de base au taux d'inflation, nécessite la disparition du revenu réel (Y_t) du modèle de la demande de monnaie, et ceci exige l'égalité à 1 de l'élasticité – revenu. Pour le démontrer, reprenons l'équation de la demande réelle de la base monétaire :

$$\text{Log}(MB_t/P_t) = A' + \alpha_0 \cdot \text{Log}(Y_t) + \alpha_1 \pi_t^a + \mu_t$$

procéder d'abord à des tests sur le coefficient du revenu réel dans la fonction de demande de monnaie avant d'en déduire ladite relation à long terme aussi bien pour le Maroc que pour notre échantillon de pays en voie de développement.

2.1.1 : Tests préliminaires sur le coefficient du revenu réel

Les tests sur le coefficient du revenu réel dans la fonction estimée de la demande réelle de la monnaie de base seront d'abord conduits pour le cas marocain avant d'effectuer les tests pour notre groupe de pays en voie de développement.

2.1.1.1 : Tests préliminaires dans le cas marocain

Comme le montre le modèle auto-régressif (tableau 31), lorsque le niveau général des prix est mesuré par le déflateur du PIB, l'élasticité - revenu à long terme de la demande réelle de la base monétaire dans le cas marocain est de l'ordre de 1,12, une valeur qui n'est pas statistiquement différente de 1 comme l'indique le test standard de Wald (F - statistic = 2,10, probabilité = 0,17; $\chi^2 = 2,10$, probabilité = 0,15), suggérant qu'un taux de croissance économique de 1% induirait une augmentation de la demande réelle de la base monétaire de 1%. Dans le cas où le niveau général des prix est mesuré par l'indice des prix à la consommation, l'élasticité - revenu à long terme de la demande réelle de la base monétaire est de l'ordre de 1,06, une élasticité qui n'est pas statistiquement différente de 1 (F - statistic = 0,74, probabilité = 0,40; $\chi^2 = 0,74$, probabilité = 0,39).

Les modèles à correction d'erreur (9.21) et (9.22) montrent également que si le niveau général des prix est mesuré par le déflateur du PIB, l'élasticité - revenu à long terme de la demande réelle de la base monétaire est de l'ordre de 1,14, une valeur qui n'est pas très statistiquement différente de 1 suivant le test standard de Wald (F - statistic = 1,80, probabilité = 0,20; $\chi^2 = 1,80$, probabilité = 0,18). Si le niveau des prix est mesuré par l'indice des prix à la consommation, l'élasticité - revenu à long terme de la demande réelle de la base monétaire est de l'ordre de 1,08, une valeur qui n'est pas statistiquement différente de 1 suivant le test standard de Wald (F - statistic = 0,46, probabilité = 0,51; $\chi^2 = 0,46$, probabilité = 0,50).

En somme, tous nos tests d'hypothèses révèlent que l'élasticité - revenu à long terme de la demande réelle de la base monétaire n'est pas statistiquement différente de 1. Dans ce qui suit, nous essaierons d'effectuer les mêmes tests pour notre groupe de pays en développement.

Ce qui donne :

$$MB_t/P_t = A.(Yr_t)^{\alpha_0} . e^{\alpha_1 \pi_t} \eta_t$$

où $A = e^{A'}$.

En divisant par le revenu réel (Yr), nous obtiendrons :

$$MB_t/P_t Yr_t = A.(Yr_t)^{(\alpha_0 - 1)} . e^{\alpha_1 \pi_t} \eta_t$$

où $(P_t Yr_t)$ est le PIB aux prix courants.

Comme le montre clairement l'équation précédente, il est évident qu'une équation liant le ratio au PIB du stock de la monnaie de base ($MB_t/P_t Yr_t$) au taux d'inflation (π) peut exister si l'élasticité - revenu (α_0) est unitaire. Nous verrons plus loin, comment cette condition est nécessaire pour l'estimation d'une relation à long terme entre les recettes de seigniorage (en proportion du PIB) et le taux d'inflation.

2.1.1.2 : Tests préliminaires dans le cas du groupe de pays en développement

Dans l'ensemble, comme l'indiquent les régressions reportées dans le tableau (26), sauf au Kenya et en Turquie, les tests montrent que l'élasticité - revenu de la demande réelle de la base monétaire est unitaire. Ainsi, en Haïti, l'élasticité à long terme de la demande réelle de la base monétaire est de l'ordre de 0,90 et le test de Wald montre que cette élasticité à long terme n'est pas différente de 1 (F-statistic = 0,10, probabilité = 0,76; $\chi^2 = 0,10$; probabilité = 0,75). En Indonésie, l'élasticité - revenu à long terme se situe aux environs de 0,897 et n'est pas différente de 1 (F-statistic = 1,05, probabilité = 0,33; $\chi^2 = 1,05$, probabilité = 0,31).

Au Kenya, l'élasticité - revenu à long terme de la demande réelle de la base monétaire est de l'ordre 0,83 mais diffère de 1 au seuil de 5%. Au Pakistan, l'élasticité - revenu à long terme est d'environ 0,917 et ne diffère pas de l'unité comme le montre le test standard de Wald (F-statistic = 0,33, probabilité = 0,57; $\chi^2 = 0,33$, probabilité = 0,567). Une élasticité - revenu à long terme de la même ampleur a été trouvée pour le Paraguay avec une valeur de 0,923 qui ne diffère pas beaucoup de l'unité (F-statistic = 3,06, probabilité = 0,13; $\chi^2 = 3,06$, probabilité = 0,12). L'élasticité - revenu à long terme au Pérou a une valeur de 1,07 qui ne diffère pas beaucoup de 1 (F-statistic = 0,16, probabilité = 0,70; $\chi^2 = 0,16$, probabilité = 0,70).

En ce qui concerne l'Afrique du Sud, nous avons trouvé une élasticité - revenu à long terme exactement égale à 1!. Pour le cas de la Tanzanie, l'élasticité - revenu à long terme est de l'ordre de 0,923, une valeur qui ne diffère pas beaucoup de 1 suivant le test standard de Wald (F-statistic = 1,762, probabilité = 0,20; $\chi^2 = 1,762$, probabilité = 0,19). En Tunisie, l'élasticité - revenu à long terme de la demande réelle de la base monétaire est de l'ordre de 1,25 et ne diffère pas beaucoup de l'unité (F-statistic = 1,77, probabilité = 0,195; $\chi^2 = 1,77$, probabilité = 0,183). En revanche, l'équation de la demande réelle de la base monétaire pour la Turquie présente une élasticité - revenu à long terme de l'ordre de 0,61, une valeur qui diffère de l'unité comme le montre le test standard de Wald (F-statistic = 192,63, probabilité = 0; $\chi^2 = 192,63$, probabilité = 0).

Après avoir conduit les tests nécessaires sur le coefficient associé au revenu réel, il importe de passer à l'estimation de relations à long terme entre le seignuriage et l'inflation aussi bien au Maroc qu'au sein de notre échantillon de pays en voie de développement.

2.1.2 : Les relations à long terme seignuriage – inflation : une comparaison entre le Maroc et un groupe de pays en développement

En nous appuyant sur l'hypothèse de la condition *steady state* et l'hypothèse (testée) de l'égalité à 1 de l'élasticité – revenu à long terme de la demande réelle de la base monétaire, il est possible d'estimer une relation à long terme entre les recettes de seignuriage (en proportion du PIB) et le taux d'inflation.

La condition *steady state* implique que le stock nominal de la base monétaire évolue proportionnellement au revenu nominal. Formellement, nous pouvons écrire :

$$d(MB) = d(\text{Log}(MB)) \cdot MB = d(\text{Log}(PIB)) \cdot MB = d(\text{Log}(P.Yr)) \cdot MB = (\pi + g) \cdot MB \quad (9.2)$$

L'hypothèse supplémentaire suivant laquelle l'élasticité - revenu de la demande réelle de la base monétaire dans l'équation (9.1) est unitaire implique que $\alpha_0 = 1$.

Ainsi, suivant cette dernière hypothèse, l'équation (9.1) devient :

$$\text{Log}(MB_t) = A' + \text{Log}(Y_{r,t}) + \alpha_1 \pi_t^{\alpha_1} + u_t \quad (9.3)$$

En prenant en compte la condition (9.2), nous aurons :

$$d(MB_t) = (\pi + g) A (Y_{r,t} P_t) e^{\alpha_1 \pi_t} \quad (9.4)$$

En divisant par le PIB nominal, nous obtenons :

$$\frac{d(MB_t)}{PIB} = \frac{d(MB_t)}{(Y_{r,t} P_t)} = (\pi + g) A e^{\alpha_1 \pi_t} \quad (9.5)$$

Ainsi, l'équation (9.5) permet de dériver une relation à long terme entre le financement monétaire (seigneurage) en proportion du PIB nominal et le taux d'inflation.

Nous essaierons dans un premier lieu d'estimer une courbe *Laffer* de seigneurage dans le cas marocain avant de comparer les résultats obtenus avec ceux concernant notre groupe de pays en voie de développement.

2.1.2.1 : La courbe *Laffer* de seigneurage et l'inflation maximisant le seigneurage au Maroc

En reprenant les équations (8.13) et (8.14), il est possible d'estimer dans le cas marocain, une relation à long terme entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et le taux d'inflation. C'est cette relation à long terme qui va nous permettre d'estimer une courbe *Laffer* de seigneurage dans le cas particulier du Maroc. La relation à long terme sera estimée suivant les deux cas où le taux d'inflation est estimé sur la base du déflateur du PIB et de l'indice des prix à la consommation.

Dans le cas où le niveau des prix est estimé par le déflateur du PIB, la semi-élasticité à long terme de la demande réelle de la base monétaire par rapport au taux d'inflation, estimée à partir de l'équation (8.13) est de l'ordre de (-3,58). Dès lors, suivant l'équation (8.5), la relation à long terme entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et le taux d'inflation peut s'écrire :

$$\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi_t + g) e^{-3,58 \pi_t - 0,75} \quad (9.6)$$

où g est le taux de croissance économique annuel moyen sur la période 1967-1997, soit un taux de 4% environ.

Dans le cas où le taux d'inflation est mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation, la relation à long terme entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et l'inflation s'écrira :

$$\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi_t + g) e^{-3,50 \pi_t - 0,65} \quad (9.7)$$

En annulant les dérivées premières des fonctions (9.6) et (9.7), nous avons procédé au calcul du taux d'inflation maximisant les recettes de seigneurage en proportion du PIB dans le cas particulier du Maroc.

En nous inspirant de l'équation de Cagan et de la modification de Friedman¹, le taux d'inflation maximisant la création monétaire peut s'écrire :

$$\pi^* = \frac{1}{|se_{LT}|} - g \quad (9.8)$$

où se_{LT} est la semi-élasticité à long terme de la demande réelle de monnaie par rapport au taux d'inflation et g est le taux de croissance économique égal à la moyenne des taux de croissance sur la période 1970-1996, soit un taux de croissance annuel moyen de 4%.

Suivant nos estimations, le taux d'inflation maximisant les recettes de seignuriage en proportion du PIB monte à 23,90% environ lorsque le taux d'inflation est mesuré par le taux de croissance du déflateur du PIB et à 24,57% environ lorsque le niveau des prix est approximé par l'indice des prix à la consommation².

¹ - Pour des détails sur les modèles de Cagan et de Friedman, voir les soubassements théoriques en première section du présent chapitre.

² - En fait, nos hypothèses théoriques et nos analyses empiriques sont valables dans le cas où le niveau des prix est mesuré par le déflateur du PIB. Cependant, comme le montre le raisonnement qui suit, il n'y a pas de grand risque si on approxime le niveau des prix par l'indice des prix à la consommation. En effet, en réécrivant les équations (9.6) et (9.7) sous forme de relations à long terme et en prenant en considération les tests qui montrent que l'élasticité-revenu à long terme de la monnaie de base est égale à l'unité, nous aurons :

$$\begin{aligned} \frac{MB_t}{Yn_t} &= e^{-3,58\pi' - 0,75} \\ \rightarrow \Delta MB &= (\pi' + g) Yn_t e^{-3,58\pi' - 0,75} \end{aligned}$$

et :

$$\begin{aligned} \frac{MB_t}{Yn'_t} &= e^{-3,50\pi - 0,65} \\ \rightarrow \Delta MB &= (\pi + g) Yn'_t e^{-3,50\pi - 0,65} \end{aligned}$$

où Yn est le PIB aux prix courants et $Yn' = P_2 \cdot Yr$ (où P_2 est l'indice des prix à la consommation et Yr est le PIB aux prix constants) est une mesure "tronquée" du PIB aux prix courants ($P_t \cdot Yr$). π' est le taux d'inflation mesuré par le taux de variation du déflateur du PIB et π est le taux d'inflation estimé par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation.

Les relations à long terme peuvent alors s'écrire :

$$\frac{\Delta MB}{PIB} = (\pi' + g) \cdot e^{-3,58\pi' - 0,75}$$

et :

$$\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi + g) \left(\frac{P_2}{P_1} \right) \cdot e^{-3,50\pi - 0,65}$$

où P_1 et P_2 désignent respectivement le déflateur du PIB et l'indice des prix à la consommation.

Cependant, il est à remarquer qu'à long terme, le rapport $\left(\frac{P_2}{P_1} \right)$ tend vers 1. En effet, l'estimation montre que :

$$P_2 = (P_1)^{0,998} :$$

$$t\text{-statistic} = 106,06; R^2 = 0,995; \text{Durbin-Watson} = 0,44$$

$$P_1 = (P_2)^{0,999} :$$

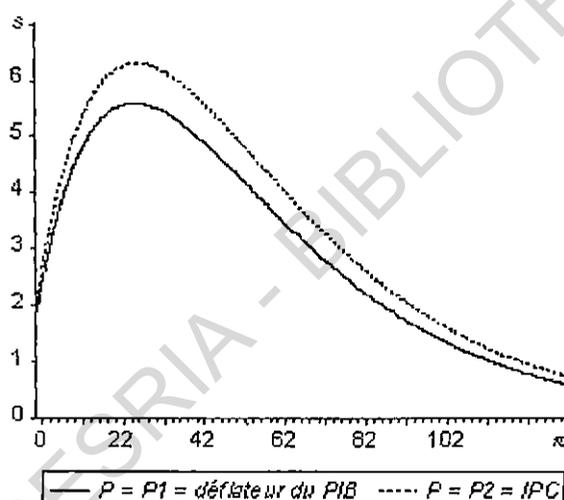
$$t\text{-statistic} = 106,06; R^2 = 0,995; \text{Durbin-Watson} = 0,44$$

Les tests de racine unitaire ADF ayant montré que $\text{Log}(P_1)$ et $\text{Log}(P_2)$ sont tous intégrés du même ordre 2, les équations (9.30) et (9.31) peuvent être des équations de cointégration. Justement, les tests de cointégration au sens d'Engle et Granger (les résidus des équations 9.30 et 9.31 en forme logarithmique sont tous stationnaires en niveaux) et de Johansen (au seul cas où la valeur d'Eigen est égale à 0,70, le ratio de vraisemblance a une valeur de 38,04 qui est supérieure à la valeur critique de 16,31 au seuil de 1%) indiquent que

Pour déterminer le maximum que la création monétaire peut atteindre, nous remplaçons π par π^* dans les équations (9.6) et (9.7). La création de la monnaie de base atteint son maximum à un niveau proche de 5,60% du PIB lorsque l'inflation est estimée par le taux de variation du déflateur du PIB et de 6,30% du PIB lorsque le niveau des prix est approximé par l'indice des prix à la consommation.

Le graphique N°18 retrace l'évolution des recettes de seigneurage (en pourcentage du PIB) en fonction du taux d'inflation suivant les équations (9.6) et (9.7), issues du modèle à correction d'erreur (équations 8.13 et 8.14). Il s'agit là de ce que nous appelons ici la courbe *Laffer* de seigneurage. Elle montre clairement que quelque soit la mesure du taux d'inflation, les recettes de seigneurage (en pourcentage du PIB) augmentent dans un premier temps, et dès qu'elles atteignent leur maximum, elles commencent à chuter en fonction du taux d'inflation. La courbe *Laffer* de seigneurage révèle également combien la relation entre la taxe inflationniste et l'inflation est très défavorable au seigneurage. En général, l'extraction ne serait-ce que minime d'une taxe inflationniste additionnelle exigerait une augmentation plus que proportionnelle du taux d'inflation.

GRAPHIQUE 18: Relation à long terme entre le seigneurage (% du PIB) et le taux d'inflation (en %)



Dans la suite de cette analyse et dans une perspective comparative, nous tenterons d'estimer la courbe *Laffer* de seigneurage pour notre groupe de pays en voie de développement.

2.1.2.2 : La courbe *Laffer* de seigneurage : une comparaison avec un groupe de pays en développement

Dans le cas de notre groupe de pays en développement, notre analyse consiste à déduire des équations de demande réelle de la monnaie de base, résumées dans le tableau 30, une relation à long terme pour chaque pays entre le financement monétaire (seigneurage) des déficits budgétaires en proportion du PIB et le taux d'inflation. Les pays pris en compte sont ceux pour lesquels le coefficient associé au taux d'inflation dans la fonction estimée de la demande

les deux variables sont cointégrées. L'élasticité à long terme des prix du PIB par rapport aux prix des biens de consommation est donc égale, sans ambiguïté, à l'unité. Dès lors, on peut écrire sans risque:

$$\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi + g) \cdot e^{-3,50\pi - 0,65}$$

En conséquence, les équations (9.6) et (9.7) permettent d'estimer le taux d'inflation maximisant le seigneurage, quelque soit la définition retenue pour le taux d'inflation.

réelle de la monnaie de base est statistiquement significatif¹. Les relations à long terme sont résumées dans le tableau 31.

Les résultats empiriques obtenus révèlent dans l'ensemble que les diverses relations à long terme estimées produisent des courbes *Laffer* de seigneurage. En annulant les dérivées des relations à long terme, nous avons pu déterminer dans chaque cas, le taux d'inflation maximisant les recettes de seigneurage (en proportion du PIB). Ce taux varie de 2,10% au Pakistan à 170% au Pérou en passant par Haïti (11,75%), la Tanzanie (17,64%), le Paraguay (27,47%), l'Indonésie (30,78%) et la Turquie (42%). Ces résultats empiriques montrent dans l'ensemble que le taux d'inflation maximisant les recettes de seigneurage (en pourcentage du PIB) est plus élevé au sein des économies à inflation forte qu'au sein des économies à inflation relativement modérée. Dans une optique comparative, le taux d'inflation maximisant les recettes de seigneurage dans le cas marocain, soit un taux avoisinant 24%, se situe entre les taux enregistrés en Tanzanie et au Paraguay. Comme nous le verrons plus loin dans le cadre des simulations que nous conduirons, la relation entre la taxe inflationniste (en pourcentage du PIB) et le taux d'inflation est pour l'ensemble de notre échantillon, à des degrés divers, défavorable pour les recettes de seigneurage. En ce sens, en se déplaçant sur la partie croissante des courbes *Laffer* de seigneurage, tout gain additionnel ne serait-ce que minime de la taxe inflationniste, nécessiterait une augmentation plus proportionnelle du taux d'inflation. De même, en se déplaçant sur la partie décroissante des courbes *Laffer* de seigneurage, toute augmentation des recettes de seigneurage (en proportion du PIB) exigerait une réduction plus que proportionnelle du taux d'inflation².

Tableau 31 : RELATIONS A LONG TERME ENTRE LES RECETTES DE SEIGNEURIAGE (EN PROPORTION DU PIB) ET L'INFLATION DANS UN GROUPE DE PAYS EN DEVELOPPEMENT

| Pays | Relation à long terme entre le seigneurage (en proportion du PIB) et l'inflation |
|-----------|--|
| Haïti | $\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi + g).e^{-7,846\pi}; g = 1\%$ |
| Indonésie | $\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi + g).e^{-0,635-2,647\pi}; g = 7\%$ |
| Pakistan | $\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi + g).e^{-11\pi}; g = 5\%$ |
| Paraguay | $\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi + g).e^{-3,08\pi}; g = 5\%$ |
| Pérou | $\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi + g).e^{-2,19-0,58\pi}; g = 2.50\%$ |
| Tanzanie | $\frac{\Delta MB_t}{PIB_t} = (\pi + g).e^{-4,846\pi}; g = 3\%$ |
| Turquie | $\Delta MB_t / PIB_t = (\pi + g).e^{-0,85-2,17\pi}; g = 4\%$ |

¹ Il est à rappeler que dans le cas de la Turquie, les tests statistiques indiquent que l'élasticité – revenu de la demande réelle de la base monétaire est relativement différente de 1. Nous reportons quand même dans le tableau 31, la relation à long terme pour ce pays.

² Le lecteur peut se rendre compte du fait que les courbes représentatives des fonctions de seigneurage ont toutes la forme d'un U renversé. Cela signifie tout simplement que, dans tous les cas, le seigneurage en proportion du PIB augmente dans un premier temps en fonction de l'inflation; dès que le seigneurage en proportion du PIB atteint son maximum à un certain niveau de l'inflation, ce seigneurage commence à chuter en fonction du taux d'inflation. Durant la première période, le ratio au PIB du seigneurage augmente à *taux décroissant* en fonction du taux d'inflation.

Dans la suite de cette analyse empirique, nous essaierons de procéder à des simulations de politique économique en nous basant sur les relations à long terme entre les recettes de seigneurage et l'inflation aussi bien dans le cas marocain que dans le cas de notre groupe de pays en développement.

2.2 : Seigneurage et inflation : quelques simulations de politique économique

Nous essaierons d'abord de conduire et d'interpréter les simulations concernant l'interaction entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et l'inflation au Maroc en comparaison avec le cas de notre groupe de pays en développement. Ensuite, nous tenterons de formuler des implications de politique économique en relation avec les simulations effectuées.

2.2.1 : Simulations de l'interaction entre le seigneurage et l'inflation

Nous présentons d'abord la méthodologie et les résultats des simulations avant d'interpréter ces résultats pour le cas marocain en comparaison avec le cas de notre groupe de pays en voie de développement.

2.2.1.1 : Conduite et résultats des simulations

En partant des relations à long terme estimées, il est possible de conduire des simulations importantes de politique économique aussi bien pour le Maroc que pour notre groupe restreint de pays en voie de développement.

Les simulations consistent tout simplement à estimer l'inflation additionnelle nécessaire pour réaliser une augmentation de la création de la base monétaire d'un point de pourcentage supplémentaire. Plus précisément, à une inflation initiale donnée, nous cherchons à déterminer quel sera le taux d'inflation si l'Etat désire augmenter les recettes de seigneurage d'un point de pourcentage du PIB.

En ce qui concerne le Maroc, les simulations reposent sur les relations à long terme ci-dessus estimées (équation 9.6 et 9.7) extraites des équations (8.13) et (8.14) de la demande réelle de la base monétaire. Dans le cas de notre groupe de pays en développement, les simulations s'appuient sur les relations à long terme entre le seigneurage et l'inflation telles qu'elles ont été estimées et reportées dans le tableau 31.

Tableau 32 : SIMULATION DE L'INFLATION ADDITIONNELLE NECESSAIRE
POUR AMELIORER LES RECETTES DE SEIGNEURIAGE
D'UN POINT DE POURCENTAGE DU PIB (CAS DU MAROC)

| Inflation initiale (%) | $\Delta\pi$ nécessaire pour augmenter $\Delta(MB)/PIB$ de 0,01 | |
|------------------------|---|----------------------------|
| | $\pi = d(\text{Log}(IPC))$ | $\pi = d(\text{Log}(dfl))$ |
| 2 | 2,93 | 3,33 |
| 4 | 3,55 | 4,10 |
| 6 | 4,50 | 5,22 |
| 8 | 5,80 | 7,13 |

En prenant un taux de croissance économique (g) égal à la moyenne annuelle des taux de croissance durant la période retenue pour les estimations, et en partant d'un taux d'inflation initial, il est possible d'estimer l'inflation additionnelle nécessaire pour que le seignuriage gagne un point de pourcentage du PIB.

Tableau 33 : SIMULATION DE L'IMPACT SUR L'INFLATION D'UNE AUGMENTATION DU SEIGNEURIAGE DE 1 POINT DE POURCENTAGE DU PIB DANS UN GROUPE DE PAYS EN DEVELOPPEMENT

| <i>Pays</i> | <i>Inflation initiale (%)</i> | <i>Variation (%) de l'inflation nécessaire pour accroître le seignuriage de 1% du PIB</i> |
|-------------|-------------------------------|---|
| Haïti | 2 | 1,80 |
| | 3 | 2,80 |
| | 22 | -10,25 |
| | 30 | -7,00 |
| Indonésie | 2 | 2,90 |
| | 6 | 3,90 |
| | 10 | 5,50 |
| | 20 | 10,00 |
| Pakistan | 16 | -4,30 |
| | 12 | -5,00 |
| | 11 | -6,00 |
| Paraguay | 2 | 1,43 |
| | 10 | 3,00 |
| | 20 | 3,20 |
| Pérou | 2 | 10,00 |
| | 20 | 12,00 |
| | 30 | 13,50 |
| | 40 | 15,00 |
| Tanzanie | 2 | 1,70 |
| | 4 | 2,10 |
| | 8 | 4,50 |
| | 9 | 8,00 |
| Turquie | 2 | 3,20 |
| | 4 | 3,50 |
| | 8 | 4,20 |
| | 10 | 4,90 |

Le tableau 32 montre clairement comment le taux d'inflation aurait varié si les décideurs de la politique budgétaire marocaine avaient tenté d'améliorer les recettes de seignuriage d'un simple point de pourcentage du PIB. Dans le cas marocain, nous supposons que le taux d'inflation initial soit alternativement de l'ordre de 2%, 4%, 6% et 8%. En utilisant une

méthodologie similaire, nous avons conduit des simulations pour le cas de notre groupe de pays en développement. Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau 33. En prenant un taux de croissance économique égal à la moyenne des taux de croissance durant la période d'estimation et en choisissant des taux d'inflation initiaux, nos simulations montrent clairement comment les taux d'inflation à travers les pays auraient varié si les décideurs avaient décidé d'augmenter les recettes de seigneurage d'un point de pourcentage du PIB. Dans tous les cas, à des degrés divers, la relation entre le seigneurage et l'inflation est très défavorable aux recettes de seigneurage. C'est une telle relation que nous tentons d'interpréter en détails dans ce qui suit.

2.2.1.2 : Une inflation supplémentaire élevée pour des gains minimes de seigneurage

En général, dans le cas marocain comme dans le cas de notre groupe de pays en développement, une amélioration des recettes de seigneurage d'un point de pourcentage du PIB nécessiterait une hausse beaucoup plus proportionnelle du taux d'inflation.

Dans le cas marocain, si on avait tenté d'améliorer les recettes de seigneurage d'un point de pourcentage du PIB, à un taux d'inflation initial de 2%, le taux d'inflation aurait augmenté de 3,30 points de pourcentage si le niveau général des prix est mesuré par l'indice des prix à la consommation et de 2,70 points de pourcentage si le niveau général des prix est approximé par le déflateur du PIB, ce qui aurait correspondu respectivement à un taux d'inflation de 5,3% et 4,70% par an. A un taux d'inflation initial de 4%, l'inflation supplémentaire nécessaire pour améliorer les recettes de seigneurage d'un point de pourcentage du PIB aurait été plus accentuée, de l'ordre de 4,20 et 3,50 points de pourcentage respectivement, ce qui aurait correspondu à des taux d'inflation annuels de 8,20% et 7,50% respectivement. Au fur et à mesure que l'inflation initiale s'élève, l'inflation supplémentaire nécessaire pour augmenter, ne serait - ce que faiblement, le ratio au PIB du seigneurage, aurait été plus grave. Ainsi, à un taux d'inflation initial de 6%, l'inflation supplémentaire nécessaire pour améliorer les recettes de seigneurage d'un simple point de pourcentage aurait été de 4,50 points de pourcentage si le niveau général des prix est estimé par l'indice des prix à la consommation et de 5,22 points de pourcentage si le niveau général des prix est mesuré par le déflateur du PIB; ceci aurait ainsi porté le taux d'inflation à 10,50% et 11,22% respectivement. Dans le cas où le taux d'inflation initial est de 8%, l'inflation supplémentaire nécessaire pour améliorer les recettes de seigneurage de 1 pourcentage du PIB aurait été plus forte encore, de l'ordre de 5,80 et 7,13 points de pourcentage selon la méthode adoptée pour mesurer le taux d'inflation. Dans ce cas, le taux d'inflation aurait atteint des niveaux lamentables; soit 13,80% dans le cas où le niveau général des prix est estimé par l'indice des prix à la consommation et 15,13 % si le niveau général des prix est mesuré par le déflateur du PIB. Au delà du point où les recettes de seigneurage sont maximisées, toute augmentation désirée du ratio au PIB du seigneurage nécessiterait une réduction du taux d'inflation. A titre d'exemple, si le taux d'inflation avait atteint 30%, une amélioration des recettes de seigneurage d'un simple 0,057 point de pourcentage du PIB aurait nécessité une diminution du taux d'inflation mesuré par le taux de croissance du déflateur du PIB de 10 points de pourcentage, c'est-à-dire que le taux d'inflation aurait dû chuter à un niveau de 20%. Si le taux d'inflation mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation avait atteint 30%, une amélioration des recettes de seigneurage d'environ un simple 0,01 point de pourcentage du PIB aurait nécessité que le taux d'inflation diminue de 10 points de pourcentage, chutant ainsi à un niveau de 20%.

Les relations à long terme entre le seigneurage et l'inflation dans le cas de notre groupe restreint de pays en voie de développement produisent également des courbes de type *Laffer*,

suggérant que la relation est partout défavorable aux recettes de seigneurage. Ainsi, En Haïti, à un taux d'inflation initial de 2%, le taux d'inflation devrait grimper à 3,80% en contrepartie d'une amélioration du seigneurage de 1 point de pourcentage du PIB (voir tableau 33). A un taux d'inflation initial de 3%, l'augmentation du seigneurage d'un point de pourcentage du PIB nécessiterait une montée de l'inflation à un niveau de 5,80%. Au delà du point où le seigneurage est maximum, toute amélioration du seigneurage nécessitera une réduction de l'inflation. Ainsi, à un taux d'inflation initial de 22%, il serait nécessaire de ramener ce dernier à 11,5% si on espère une amélioration du seigneurage d'un point de pourcentage du PIB; à un taux d'inflation initial de 30%, un point de pourcentage supplémentaire du seigneurage en proportion du PIB aurait nécessité de ramener l'inflation à un niveau de 23%. En somme, l'augmentation du seigneurage en proportion du PIB dans le cas haïtien semble très coûteuse en termes d'inflation. La même remarque peut être faite pour le cas de l'Indonésie. Dans ce cas, à un taux d'inflation initial de 2%, l'amélioration des recettes de seigneurage d'un point de pourcentage du PIB nécessiterait que l'inflation grimpe à 4,90%, soit une hausse de 2,90 points; à un taux d'inflation initial de 6%, la hausse nécessaire aurait été de 3,90 points. A des taux d'inflation initiaux de 10% et de 20%, l'inflation devrait grimper à 15,5% et à 30% respectivement si les décideurs de la politique budgétaire indonésienne espèrent améliorer le seigneurage d'un simple point de pourcentage du PIB. Au delà du point où les recettes de seigneurage sont maximales, toute amélioration du ratio au PIB du seigneurage nécessitera une baisse du taux d'inflation. La même remarque peut être faite pour le cas du Pakistan où, à des taux d'inflation initiaux de 16, 12 et 11%, la baisse de l'inflation nécessaire pour améliorer les recettes de seigneurage d'un point de pourcentage du PIB serait de 4,7; 5 et 6 points respectivement. Dans le cas particulier du Paraguay, une hausse moins prononcée de l'inflation serait nécessaire pour améliorer les recettes de seigneurage d'un point de pourcentage du PIB. A des taux d'inflation initiaux de 2; 10 et 20%, un tel objectif aurait nécessité une hausse de l'inflation de 1,43; 3 et 3,20 points respectivement. En revanche, l'amélioration des recettes de seigneurage au Pérou est extrêmement coûteuse en termes d'inflation. En effet, à un taux d'inflation initial de 2%, l'amélioration du seigneurage d'un seul point de pourcentage du PIB aurait nécessité que l'inflation atteigne un taux de 12% . A des taux d'inflation de 20; 30 et 40%, un tel objectif aurait nécessité que l'inflation atteigne des taux de 32; 43,5 et 55% respectivement!

Une amélioration du seigneurage en Tanzanie nécessite une hausse relativement moins prononcée de l'inflation. En effet, dans le cas tanzanien, à un taux d'inflation initial de 2%, l'amélioration des recettes de seigneurage d'un point de pourcentage du PIB aurait nécessité une augmentation de l'inflation de 1,70 points seulement. Cependant, à un taux d'inflation initial de 4%, l'inflation additionnelle nécessaire pour augmenter le seigneurage d'un point de pourcentage du PIB aurait été de 2,10%. Une telle inflation additionnelle aurait été même de 4,50 et 8% à des taux d'inflation initiaux de 8 et 9% respectivement.

En somme, dans les cas ci-dessus examinés, à des degrés divers, de faibles améliorations des recettes de seigneurage en proportion du PIB nécessitent à long terme une hausse beaucoup plus proportionnelle de l'inflation, suggérant ainsi que le financement des déficits publics par la création monétaire est très coûteux à la longue en termes d'inflation.

2.2.2 : Seigneurage et inflation : interprétations et implications de politique économique

Dans une perspective comparative, en relation avec nos résultats empiriques, nous tenterons dans ce qui suit de formuler des implications de politique économique avant d'envisager la relation entre l'inflation et la création monétaire suivant la mesure des agrégats monétaires.

2.2.2.1 : Les implications de politique économique du financement des déficits publics

Nous résultats empiriques révèlent dans le cas marocain comme dans le cas de notre groupe de pays en développement que dès qu'on dépasse le point où le seigneurage est maximum, une amélioration du seigneurage en proportion du PIB nécessite une baisse de l'inflation, suggérant ainsi que la relation positive entre le seigneurage et l'inflation n'est valide que durant une certaine période antérieure au moment où le seigneurage est maximum. Au delà de ce maximum, toute augmentation de l'inflation est susceptible d'inciter les agents économiques à réduire leur demande de la base monétaire et à s'orienter vers d'autres actifs qui leur permettent de se protéger contre l'inflation. La question qui se pose d'emblée est de savoir pourquoi le degré de sensibilité de l'inflation à la variation du ratio au PIB du seigneurage diffère à travers les pays. Comme nous l'avons montré dans le cadre d'une étude antérieure (voir Mansouri, 2001), l'examen de cette question nécessite la mise en exergue de quatre facteurs : le degré d'aversion des agents économiques à l'inflation; l'intensité de l'inflation; la disponibilité d'autres moyens de financement des déficits budgétaires et la croissance économique réelle¹.

La possibilité de l'existence d'une courbe *Laffer* de seigneurage fournirait peut-être un support aux décideurs de la politique budgétaire marocaine en faveur du non recours à la finance inflationniste comme moyen de financement des déficits publics. Il est à craindre que les autorités publiques recourent systématiquement à ce moyen de financement à moyen et à long terme si le tarissement actuel du financement extérieur se poursuit et si l'endettement public domestique, ayant déjà atteint des proportions alarmantes en proportion du PIB, n'est plus susceptible de drainer des fonds financiers bon marché.

¹ Dans les pays où les agents économiques ont une aversion plus élevée pour l'inflation, le taux d'inflation maximisant le seigneurage est relativement moins élevé. En effet, dans le cas de la fonction Cagan de la demande de monnaie, le taux d'inflation maximisant le seigneurage peut être estimé par l'inverse de la semi - élasticité à long terme de la demande réelle de la base monétaire. Dans le cas de la modification introduite par Friedman, le taux d'inflation maximisant le seigneurage peut être estimé par l'inverse de la semi - élasticité à long terme de la demande réelle de la base monétaire minoré du taux de croissance économique réelle. C'est cette semi - élasticité qui indique le degré d'aversion des agents économiques à l'inflation puisqu'elle mesure le degré de la sensibilité de leur demande réelle de monnaie au taux d'inflation. Une semi-élasticité à long terme élevée indique un degré plus élevé de l'aversion des détenteurs de la monnaie à l'inflation alors qu'une semi - élasticité moins élevée indique le contraire. Une semi - élasticité à long terme élevée de la demande réelle de la base monétaire par rapport au taux d'inflation équivaut à un taux faible de l'inflation maximisant le seigneurage alors qu'une semi - élasticité faible équivaut à un taux élevé.

Dans les pays où l'inflation est forte, le taux d'inflation maximisant le seigneurage est généralement élevé. Dans ce cas, toute augmentation du seigneurage en proportion du PIB nécessiterait une inflation encore plus élevée. Il faut une inflation relativement très élevée pour maximiser le seigneurage. Au delà de ce maximum, toute augmentation du taux d'inflation inciterait les agents économiques à réduire leur demande réelle de la base monétaire puisque, dans un tel environnement extrêmement inflationniste, chacun cherche à se protéger contre l'inflation en s'orientant vers la demande d'autres actifs financiers ou réels.

Si le degré d'aversion des agents économiques à l'inflation et l'intensité de l'inflation peuvent expliquer en partie la sensibilité de l'inflation à l'augmentation du seigneurage, la disponibilité d'autres moyens de financement et la croissance économique réelle constituent des facteurs fondamentaux en la matière (voir Buiter, 1985). Certaines économies du Sud ont accumulé des déficits budgétaires élevés alors que les taux d'inflation restent généralement stables. Dans d'autres pays, des déficits publics nettement moins élevés ont été dénoncés en raison de leurs conséquences macro-économiques néfastes, notamment leur impact sur l'inflation. Dès lors, la question qui se pose est de savoir pourquoi des déficits budgétaires élevés dans certains cas ne sont pas associés à une inflation de type latino-américain alors que dans d'autres cas, des déficits publics de moindre ampleur ont généré des tensions inflationnistes de grande envergure. Une réponse réaliste à cette question réside dans le fait que les déficits publics dans certains pays sont loin d'être inflationnistes en raison du fait qu'ils sont financés par d'autres moyens autres que la création monétaire et que la croissance économique relativement forte permet d'augmenter la demande réelle de la base monétaire et de stimuler la demande des titres de la dette publique (pour des détails sur cette question, voir Mansouri, 2001 ; Voir également les travaux de Rodríguez, 1991,1994, sur l'hyperinflation en Argentine où les agents économiques réduisent leur demande réelle de monnaie en réponse à une inflation galopante et s'orientent vers la demande d'autres actifs réels et/ou financiers en vue de se protéger contre les tensions inflationnistes. Le phénomène de la dollarisation dans certains pays d'Amérique latine est là un exemple expressif de l'impact qu'exerce une inflation extrêmement élevée sur la demande de monnaie et de l'orientation des agents économiques vers la demande de certains actifs financiers libellés en dollar).

En raison du fait que l'extraction d'un montant minime de la taxe inflationniste exige une augmentation plus forte de l'inflation, l'Etat marocain a moins de gain à tirer du financement monétaire des déficits budgétaires. Les résultats empiriques révèlent que les déficits budgétaires doivent être réduits comme ils doivent continuer à être financés par des moyens non inflationnistes. Le financement de tels déficits par endettement intérieur ne peut pas continuer indéfiniment. En effet, comme le révèle le principe de l'arithmétique monétariste déplaisante (voir Sargent et Wallace, 1985 ; Christ, 1996a, 1996b, 1996c ; Mansouri, 2001), à moyen et à long terme, l'endettement domestique ne permettrait plus de financer les déficits. A un moment, le service de la dette publique domestique devrait se faire par le recours à la création monétaire.

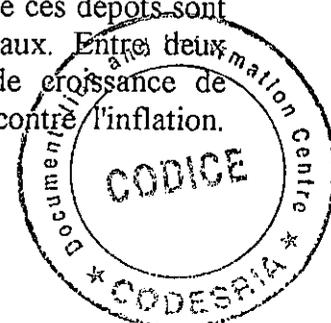
Avec un endettement domestique qui a déjà atteint des proportions alarmantes, il est à craindre que les pouvoirs publics recourent à moyen et à long terme à la finance inflationniste. Si un tel événement se produit dans le futur, le taux d'inflation pourrait grimper et atteindre des niveaux exorbitants.

2.2.2.2: Inflation et création monétaire : une comparaison avec d'autres agrégats monétaires

Comme nous l'avons déjà montré, le taux d'inflation maximisant le seigneurage (au sens de la monnaie de base) au Maroc est de l'ordre de 24,57% dans le cas où le niveau des prix est mesuré par l'indice des prix à la consommation et de 23,90% si le niveau des prix est approximé par le déflateur du PIB. Dès lors, en moyenne, le taux d'inflation maximisant le seigneurage est d'environ 24%.

En comparaison avec les autres agrégats monétaires (voir tableau 34), le taux d'inflation maximisant la création de la monnaie au sens de M1 est de l'ordre de 15% correspondant à un maximum de création monétaire de 12,25% du PIB lorsque le taux d'inflation est mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation et de 25,75% correspondant à un maximum de création monétaire de 9% du PIB si le niveau des prix est approximé par le déflateur du PIB. Dans le cas de l'agrégat monétaire M2, le taux d'inflation maximisant la création monétaire est de l'ordre de 12,67% correspondant à un maximum de création monétaire de 7,8% du PIB si le niveau des prix est mesuré par l'indice des prix à la consommation et de 16,83% correspondant à un maximum de création monétaire de 6,1% du PIB si le niveau des prix est estimé par le déflateur du PIB. Dès lors, en moyenne, le taux d'inflation maximisant la création monétaire est de l'ordre de 20% dans le cas de M1 et de 14,75% dans le cas de M2.

En somme, nos estimations révèlent que le taux d'inflation maximisant la création monétaire est plus élevé dans le cas de la monnaie de base que dans ceux des agrégats monétaires M1 et M2. En particulier, la création monétaire au sens de M2, en proportion du PIB, serait maximisée à un taux d'inflation moins élevé que dans les cas de M1 et de la monnaie de base. Quelles sont les raisons de telles disparités ? Théoriquement parlant, nous nous attendons à ce que la demande réelle de M2 soit plus sensible à l'inflation. Le raisonnement est simple : l'agrégat monétaire M2 comporte, en plus de M1, la quasi-monnaie ; en particulier, les dépôts bancaires à long terme. Les détenteurs de ces dépôts sont plus concernés par les rendements réels que par les rendements nominaux. Entre deux périodes 0 et t , les détenteurs des dépôts à long terme espèrent que le taux de croissance de la valeur réelle de leurs dépôts sera positif afin de se protéger contre l'inflation. Formellement, un tel taux de croissance peut s'écrire :



$$r = \frac{\Delta \left(\frac{DAT_t}{P_t} \right)}{\left(\frac{DAT_0}{P_0} \right)} = \frac{\frac{DAT_0 \prod_{j=1}^t (1+i_j)}{P_t} - \left(\frac{DAT_0}{P_0} \right)}{\left(\frac{DAT_0}{P_0} \right)} = \frac{DAT_0 (1+\bar{i})^t / P_0 (1+\bar{\pi})^t}{\left(\frac{DAT_0}{P_0} \right)} - 1 = \left(\frac{1+\bar{i}}{1+\bar{\pi}} \right)^t - 1 \quad (9.9)$$

où DAT , P et i désignent respectivement les dépôts nominaux à long terme, un indice des prix et le taux d'intérêt nominal; \bar{i} est le taux d'intérêt nominal annuel moyen et $\bar{\pi}$ est le taux d'inflation annuel moyen.

Tableau N° 34 : SIMULATION DE L'INFLATION ADDITIONNELLE NECESSAIRE POUR AUGMENTER LA CREATION DE M1 ET M2 D'UN POINT DE POURCENTAGE DU PIB

| Agrégats monétaires | Inflation maximisant la création monétaire (%) | | Inflation initiale (%) | Inflation additionnelle nécessaire pour augmenter la création monétaire d'un point de pourcentage du PIB | |
|---------------------|--|------------|------------------------|--|------------|
| | $P = IPC$ | $P = DFLT$ | | $P = IPC$ | $P = DFLT$ |
| M1 | 15 | 25,75 | 2 | 1,24 | 2,00 |
| | | | 4 | 1,70 | 2,45 |
| | | | 6 | 2,50 | 2,90 |
| | | | 8 | 5,00 | 3,60 |
| M2 | 12,67 | 16,83 | 2 | 2,10 | 2,58 |
| | | | 4 | 3,30 | 3,85 |
| | | | 6 | - | - |
| | | | 8 | - | - |

NB : Les estimations des taux d'inflation maximisant la création monétaire et les simulations du taux d'inflation nécessaire pour augmenter la création monétaire d'un point de pourcentage du PIB reposent sur l'estimation de fonctions de demande réelle de la monnaie au sens de M1 et M2. Ces fonctions ont été estimées sur la base de modèles dynamiques. En raison du fait que les tests de Wald indiquent que l'élasticité à long terme de la demande réelle de M1 et M2 n'est pas différente de 1, nous avons jugé opportun de dégager des relations à long terme permettant d'estimer les taux d'inflation maximisant la création monétaire et de simuler les taux d'inflation nécessaires pour augmenter la création monétaire d'un point de pourcentage du PIB. Dans le cas où le niveau des prix est mesuré par l'indice des prix à la consommation, la relation à long terme peut s'écrire : pour M1 :

$$\frac{\Delta(M1)}{PIB} \sim (\pi + g)^{-5,26\pi + 0,35}, \text{ et pour M2 : } \frac{\Delta(M2)}{PIB} \sim (\pi + g)^{-6\pi}.$$

Dans le cas où le niveau des prix est mesuré par le déflateur du PIB, la relation à long terme devient : pour M1 : $\frac{\Delta(M1)}{PIB} \sim (\pi + g)^{-3,36\pi + 0,33}$, et pour M2 : $\frac{\Delta(M2)}{PIB} \sim (\pi + g)^{-4,8\pi - 0,42}$. Les

relations à long terme entre la création monétaire et le taux d'inflation ont été obtenues suivant la même méthodologie utilisée pour estimer la relation à long terme entre le seignuriage et l'inflation (voir supra).

Ainsi, contrairement à la simplification parfois abusive suivant laquelle le taux d'intérêt réel est égal à $(i - \pi)$, une expression trop utilisée dans la littérature économique et financière, la véritable expression du taux d'intérêt réel est celle que représente l'équation (9.9). En particulier, cette équation permet de déterminer le taux d'intérêt réel lorsque le taux d'inflation est élevé. A titre d'exemple, si le taux d'inflation est de 17% (cas du Maroc en 1974), et si le taux d'intérêt nominal est de 7%, le taux d'intérêt réel selon l'expression conventionnelle serait de -10%, alors que selon la formule modifiée, ce taux serait d'environ -8,50%. La correction

apportée à la formule du taux d'intérêt réel est extrêmement importante notamment dans un environnement hyperinflationniste¹

Puisque les dépôts à long terme constituent une composante de l'agrégat monétaire M2 et puisque les détenteurs de ces dépôts sont relativement plus sensibles à l'inflation, nous ne sommes pas surpris par la semi - élasticité - inflation relativement plus forte dans le cas de M2 que dans les cas de M1 et de la monnaie de base. En raison d'une semi - élasticité - inflation relativement plus forte, le taux d'inflation maximisant la création de M2 en proportion du PIB ; soit $\Delta M_2/PIB$; est relativement moins fort que dans les deux autres cas. Economiquement parlant, cela signifie que l'extraction de la taxe inflationniste implicite sur la monnaie M2 s'essouffle plus rapidement. Dès que le taux d'inflation (mesuré par le taux de variation de l'indice des prix à la consommation) atteint le niveau de 12,67%, la création de M2 atteint son maximum de 7,8% du PIB; et toute hausse de l'inflation au delà de ce point maximum induirait une chute de la création monétaire en proportion du PIB.

Les données historiques révèlent que le taux d'inflation moyen sur la période d'estimation (1970-1997), soit 6,95%, a toujours été inférieur au taux d'inflation maximisant la création de M1, M2 et de la monnaie de base. Durant la même période, les ratios moyens au PIB de la création de la monnaie de base (1,70%), de M1 (4,12%) et de M2 (5,86%) sont inférieurs au maximum que la création de ces diverses variantes de la monnaie peuvent atteindre.

Comme l'indiquent nos simulations dans le tableau 34, au fur et à mesure que l'inflation initiale s'élève, l'augmentation de la création monétaire (au sens de M1 et M2) nécessiterait une augmentation plus que proportionnelle du taux d'inflation. On remarque cependant qu'à des niveaux moins élevés du taux d'inflation, l'augmentation d'un point de pourcentage du PIB de la création monétaire nécessiterait plus d'inflation additionnelle dans le cas de M2 que dans celui de M1. La raison est simple : Les détenteurs des dépôts à long terme, qui constituent une composante de M2, tolèrent plus d'inflation lorsque cette dernière est relativement faible parce que leurs actifs sont porteurs d'intérêt. Dès que l'inflation initiale dépasse le seuil de 6% par an, une amélioration de la création monétaire au sens de M2 d'un point de pourcentage du PIB ne serait plus possible. A titre d'exemple, si le taux d'inflation initial est de 7%, l'élévation de l'inflation (mesurée par le taux de variation de l'indice des prix à la consommation) à 12,67% (soit le taux maximisant la création monétaire) induirait une amélioration de la création de M2 de 0,57% du PIB seulement.

Il importe toutefois de noter que l'inflation additionnelle nécessaire pour augmenter la création monétaire est généralement plus élevée dans le cas de la monnaie de base que dans ceux de M1 et M2. L'extraction de montants très minimes de la taxe inflationniste aurait exigé des tensions inflationnistes plus déstabilisatrices. La finance inflationniste ne ferait gagner à l'Etat marocain que des montants minimes de seigneurage en proportion du PIB.

Conclusion du chapitre I :

Bien que la relation entre les déficits budgétaires et les taux d'inflation soit généralement faible à court terme, l'examen des éclairages théoriques en la matière démontre la possibilité

¹ - Dans un tel environnement, le taux d'inflation peut même atteindre des proportions à trois ou quatre chiffres. Si le taux d'inflation anticipé est de 1500%, les déposants auraient exigé un taux d'intérêt nominal de l'ordre de 1510 par exemple. Si le taux d'inflation effectivement enregistré est de 3080% comme en Argentine en 1989 (voir *International Financial Statistics*, FMI, 1999), le taux d'intérêt réel anticipé selon la formule conventionnelle sera de 10%, alors que l'expression corrigée prédira un taux d'intérêt réel de 0,62% seulement. Le taux d'intérêt réel effectif sera de (-1570%) selon l'expression conventionnelle et de (-49,40%) seulement selon l'expression corrigée, ce qui constitue une différence de taille.

de l'existence d'une relation à long terme entre les taux d'inflation et le financement monétaire des déficits publics. Après avoir examiné et discuté les fondements théoriques concernant cette question, nous avons tenté de mettre la relation à long terme entre le seignuriage et l'inflation dans les pays en développement à l'épreuve de l'analyse empirique.

L'estimation sur données en coupe instantanée d'une forme quadratique pour un échantillon de pays en développement révèle que le seignuriage (en proportion du PIB) suit, en fonction du taux d'inflation, une courbe *Laffer* de seignuriage. Cela signifie que les recettes de seignuriage (en proportion du PIB) augmentent dans un premier temps en fonction du taux d'inflation. Dans un deuxième temps, dès que les recettes de seignuriage (en proportion du PIB) atteignent leur maximum, elles commencent à chuter en fonction des tensions inflationnistes. Économiquement parlant, cela implique que les pouvoirs publics ont la possibilité dans un premier temps, d'extraire la taxe inflationniste des détenteurs de la monnaie de base. Puisque les agents économiques ont une aversion pour l'inflation, ils commenceraient à réduire leur demande de monnaie dans un deuxième temps, ce qui explique la décroissance des recettes de seignuriage après avoir atteint un certain maximum.

En vue de mieux cerner la relation entre le financement monétaire des déficits publics et le taux d'inflation, nous avons tenté de dériver une relation à long terme entre le seignuriage (en pourcentage du PIB) et le taux d'inflation pour le Maroc et un groupe restreint de pays en développement, en estimant pour chaque pays, une fonction de demande réelle de la base monétaire. Après avoir conduit des tests économétriques préliminaires, nous avons conclu que la relation à long terme entre le seignuriage et l'inflation suit, l'ensemble, une courbe *Laffer* de seignuriage, ayant la forme d'une *colline parabolique* (un *U* renversé), suggérant que la hausse du taux d'inflation permet, dans une première période, d'augmenter les recettes dues à la taxe inflationniste implicite. Dès que les recettes de la taxe inflationniste atteignent un certain maximum, toute aggravation de l'inflation est susceptible de réduire les recettes dues à la taxe inflationniste. Selon nos estimations, le taux d'inflation maximisant la taxe inflationniste en proportion du PIB dans le cas marocain se situe aux alentours de 24% correspondant à un seignuriage maximum de 5,95% du PIB. Au sein de notre groupe restreint de pays en développement, les taux d'inflation maximisant les recettes de seignuriage (en proportion du PIB) diffèrent dans l'ensemble en fonction de l'intensité de l'inflation.

Dans les cas étudiés, à des degrés divers, les exercices de simulation que nous avons effectués révèlent combien une augmentation minimale des recettes de seignuriage en proportion du PIB nécessiterait une aggravation beaucoup plus proportionnelle de l'inflation. Ce résultat empirique vaut aussi bien pour le Maroc que pour notre échantillon de pays en développement sur la base aussi bien des techniques de séries temporelles que des données en coupe instantanée.

Des gains minimes de seignuriage sont très coûteux en termes d'inflation. En d'autres termes, l'extraction d'une taxe inflationniste, ne serait - ce que minime, exigerait une inflation additionnelle plus élevée. Nos résultats empiriques révèlent ainsi pourquoi le financement monétaire des déficits publics dans plusieurs pays n'est qu'une solution de dernier ressort. Nos résultats offrirait peut-être un support aux décideurs de la politique budgétaire de ne pas compter sur la création monétaire pour le financement des déficits budgétaires.

Chapitre II : Déficits publics, répression financière et taux d'intérêt réel

En matière d'analyse des effets de la politique budgétaire, l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels est un sujet très controversé. Les déficits publics induisent-ils des taux d'intérêt réels domestiques élevés lorsque l'Etat compte lourdement sur le financement par la dette intérieure? Cette relation ne serait-elle pas affectée par certains facteurs comme la répression financière (Easterly, 1989; Giovannini et de Melo, 1993) et le degré élevé de la substituabilité entre la dette publique et les autres actifs détenus par le secteur public?

Si le coût réel de l'argent réagit positivement à des déficits publics élevés, les opportunités de croissance économique à long terme seraient mises en péril. En effet, comme l'estiment Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995 : 425), *"des taux d'intérêt réels élevés peuvent conduire à un déclin des composantes de la dépense privée, sensibles au coût de l'argent, notamment l'investissement privé, et sont, en conséquence, susceptibles d'induire une diminution de l'accumulation du capital"*. Des taux d'intérêt réels élevés dus à de larges déficits publics peuvent ainsi avoir *"un impact négatif sur la croissance économique potentielle, menant l'économie vers un sentier de croissance faible et peuvent, dès lors, réduire les standards de vie futurs"* (Correia-Nunes et Stemitsiotis, 1995 : 425).

Il est à noter cependant que le financement des déficits publics par l'endettement intérieur ne peut générer des taux d'intérêt réels élevés que dans un contexte de systèmes financiers relativement dérégulés. Maints pays en développement ont connu des épisodes de répression financière et d'administration des taux d'intérêt dans le but de mobiliser des fonds financiers bon marché au profit du secteur public. Dans ce cas, l'impact des déficits budgétaires sur les systèmes financiers s'exerce à travers la répression financière. Dès lors, nous avons jugé opportun d'étudier la relation entre la politique budgétaire et le coût réel de l'argent en envisageant deux contextes différents, à savoir le contexte de systèmes financiers dérégulés (section I) et le contexte de systèmes financiers administrés (section II).

I- Impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels : un contexte de systèmes financiers dérégulés

La présente section est organisée de la manière suivante. Dans un premier temps, nous essaierons de survoler et de discuter la littérature théorique et empirique en la matière. Dans un deuxième temps, nous tenterons d'étudier empiriquement la relation entre les déficits budgétaires et les taux d'intérêt réels au Maroc et dans un échantillon de pays.

1- Déficits publics et taux d'intérêt réels : survol et discussion de la littérature théorique et empirique

Du fait de la compétition des paradigmes, la relation entre les déficits budgétaires et les taux d'intérêt réels est très controversée. Les controverses théoriques se répercutent manifestement sur les résultats des modèles économétriques.

1.1 : La littérature théorique relative à la relation entre les déficits publics et les taux d'intérêt réels

Généralement, la proposition théorique de base réside dans le fait que le niveau des taux d'intérêt réels est représentatif des déséquilibres entre l'épargne et l'investissement, ou, d'une manière équivalente, des déséquilibres sur le marché des biens. Or, comme le montre Passet (1997), *"cette interprétation suppose en outre que l'Etat, par son action discrétionnaire,*

modifie fortement l'équilibre du marché des capitaux et donc le taux d'intérêt". Si la théorie qui vient d'être brièvement exposée est celle qui domine aujourd'hui au sein des campus universitaires, existe-t-il des soubassements théoriques alternatifs? Quelles sont les limites et la portée de tels éclairages théoriques?

Généralement, il existe trois approches théoriques de la relation entre la politique budgétaire et les taux d'intérêt réels : i) l'approche conventionnelle suivant laquelle la politique budgétaire influence la richesse privée, la consommation désirée et donc les taux d'intérêt; ii) l'approche ricardienne selon laquelle les déficits publics n'altèrent pas la richesse privée, la consommation désirée et les taux d'intérêt; iii) l'approche keynésienne et post keynésienne qui stipule que le taux d'intérêt à court terme est essentiellement une variable exogène déterminée par la politique monétaire et administrée par la Banque centrale.

D'une manière plus précise, on peut dire qu'il existe en général trois paradigmes théoriques concernant l'impact économique des déficits budgétaires; en particulier, leurs effets sur les taux d'intérêt réels. Il s'agit des paradigmes néoclassique, keynésien et ricardien. Il est à noter qu'on peut trouver un support pour toute position normative concevable à travers ces trois écoles de pensée. Les effets économiques des déficits publics constituent ainsi un sujet très controversé comme le montrent les débats entre les économistes s'inspirant de la conception néoclassique et les théoriciens keynésiens (voir par exemple Bernheim, 1989 ; Eisner, 1989) et les prises de position des économistes s'inspirant de la conception ricardienne des déficits publics (voir notamment Barro ; 1974, 1989). Le paradigme néoclassique considère que les individus sont rationnels et planifient leur consommation sur leurs cycles de vie. Les déficits budgétaires augmentent la consommation privée totale en transférant les prélèvements fiscaux aux générations futures. Selon l'école néoclassique avec la fameuse hypothèse que les ressources économiques sont pleinement employées, l'augmentation de la consommation réduit nécessairement l'épargne, induisant une *hausse des taux d'intérêt* en vue d'équilibrer les marchés de capitaux. C'est le fameux effet d'éviction : des déficits budgétaires persistants évincent l'accumulation du capital privé. Selon le paradigme keynésien, une grande fraction de la population est considérée comme subissant l'illusion et les contraintes de liquidité. Les individus ont des propensions à consommer élevées. Ainsi, une baisse temporaire des impôts a un impact immédiat et significatif sur la demande globale. Sous l'hypothèse keynésienne que les ressources économiques sont sous-employées, le revenu national augmente, générant des effets de second ordre, grâce au fameux multiplicateur keynésien. Puisque la consommation et le revenu national sont stimulés par le déficit, l'épargne et l'investissement ne sont pas négativement affectés, et le taux d'intérêt, étant d'ailleurs une variable monétaire, n'est pas du tout affecté par l'accumulation des déficits publics. Ainsi, en général, les déficits budgétaires ont des conséquences bénéfiques (voir Keynes, 1936 ; Lavoie, 1984, 1992a, 1992b; Kaldor, 1986; Moore, 1988; Eisner, 1989; Graziani, 1990; Parquez, 1993; Smithin, 1994). D'après le point de vue ricardien, basé sur une idée intuitive de Ricardo et développée récemment par Barro (1974, 1989), les générations successives sont liées par des transferts altruistes et volontaires de ressources. Puisque les déficits transfèrent les paiements d'impôts et taxes aux générations futures, ils laissent les ressources «dynastiques» inaffectées. La politique du déficit est dès lors une question d'indifférence; en particulier, les déficits publics n'ont aucun effet sur les taux d'intérêt réels parce qu'ils ne modifient pas l'épargne nationale agrégée (pour une revue de la conception ricardienne, voir Blejer and Leiderman, 1988; Descamps et Page, 1994; Vasseur, 1995 ; Rossi, 1996).

1.1.1: La thèse libérale de l'éviction financière

La base de la thèse libérale de l'éviction financière réside en fait dans la fameuse théorie des fonds prêtables. Il importe cependant de noter qu'une telle thèse est formulée dans deux contextes différents : celui d'une économie fermée et celui d'une économie ouverte sur l'extérieur.

1.1.1.1 : Fondement de la thèse libérale : la théorie de fonds prêtables

L'analyse de l'éviction financière est basée sur la théorie des fonds prêtables, destinée à déterminer le taux d'intérêt. La paternité des premières générations de cette théorie est souvent associée à Robertson (1934).

Le taux d'intérêt réel est déterminé par l'intersection du flux net de demande des fonds prêtables et du flux d'offre de l'épargne. L'intersection de la demande et de l'offre détermine ce que Wicksell (1958, 1965) appelle le taux naturel de l'intérêt qui est, en principe, "*un phénomène réel reflétant les motifs économiques des emprunteurs et des prêteurs*" (Smithin, 1994 : 155); il est donc supposé indépendant des manipulations des autorités monétaires ou des banques centrales.

Un déficit budgétaire croissant reflète une augmentation de l'emprunt public qui est susceptible de déplacer la demande des fonds prêtables vers la droite et augmenter ainsi le taux naturel de l'intérêt. Si les incitations à l'investissement privé demeurent inchangés, un taux d'intérêt élevé implique qu'on s'attend à moins de dépense en investissement privé, même si le volume total de l'emprunt, y compris l'emprunt public, a connu une hausse importante. En supposant que l'investissement privé déplacé aurait été plus productif que la dépense publique, l'impact sera dès lors de réduire la formation du capital et de retarder ainsi la croissance économique future.

Plus précisément, la formation des taux d'intérêt chez Wicksell se base sur l'idée suivant laquelle il peut exister un divorce plus ou moins durable entre les taux d'intérêt qui se forment sur le marché et la rentabilité du capital. Comme le note Passet (1997 : 60), "*cette version amendée du modèle néoclassique s'émancipe donc de la notion très théorique d'un marché des capitaux confrontant l'épargne et l'investissement, en se référant au concept de marché des fonds prêtables, lieu où s'arbitrent offre et demande nouvelles de liquidité et de titres*". Il y a trois types de taux d'intérêt chez Wicksell : i) le taux naturel qui est, comme dans la vision néoclassique traditionnelle, égal à la productivité marginale du capital ($\Delta Y/\Delta K$), qui égalise l'épargne et l'investissement désirés sur le marché des biens ($I - S$); ii) le taux du marché (ou le taux d'intérêt réel), égalisant, à l'équilibre, l'offre et la demande des fonds prêtables; iii) le taux d'intérêt nominal, estimé par la somme du taux du marché et du taux d'inflation anticipé. Ce qui est plus important chez Wicksell réside dans le fait que le taux naturel et le taux du marché ne sont pas forcément égaux. Le marché des fonds prêtables confronte l'offre nouvelle d'encaisses et le "prêtage brut nouveau" à la demande nouvelle d'encaisses et à l'endettement brut nouveau. Ainsi, l'abondance relative du crédit joue un rôle déterminant dans la formation des taux d'intérêt. "*L'offre de monnaie étant contrôlée par la Banque centrale, cette dernière fixe en dernier ressort le taux du marché*" (Passet : 60). Si le taux du marché ne correspond pas à la rentabilité du capital productif, un mécanisme d'égalisation interviendra en élevant ou en abaissant l'investissement. Wicksell a également mis l'accent sur la possibilité d'une divergence durable entre les deux taux d'intérêt. En situation initiale de sous-emploi, si le taux naturel est inférieur au taux du marché, certains investissements devront être abandonnés. Si les prix chutent plus lentement que les quantités produites, l'économie s'engagera alors dans

une voie de dépression cumulative se perpétuant par la diminution de la rentabilité du capital et donc du taux naturel, plus rapide que le taux du marché.

1.1.1.2 : la thèse de l'éviction financière dans les contextes d'une économie fermée et d'une économie ouverte

Dans le contexte d'une économie fermée, l'Etat, en intensifiant l'emprunt public, entre en concurrence avec le secteur privé pour un montant fixé de l'épargne nationale correspondant à un certain niveau de revenu.

Le résultat apparent de cet état de fait serait une augmentation du taux d'intérêt réel et l'éviction financière de la dépense privée en investissement productif. Dès lors, le fardeau d'une dette publique élevée est considérée, dans la théorie libérale dominante, comme un stock de capital faible et des standards de vie dégradants transférés aux générations futures.

Dans le contexte d'une économie de petite taille et ouverte sur l'extérieur avec des taux de change flexibles, les taux d'intérêt domestiques devraient normalement s'ajuster au niveau déterminé sur les marchés internationaux de capitaux. Initialement, un endettement public élevé entraîne des taux d'intérêt domestiques croissants. Cette pression naissante à la hausse du coût de l'argent induit un afflux de capitaux étrangers et donc une appréciation du taux de change nominal. Dans ce cas, ce sont les industries exportatrices et de substitution aux importations qui seraient évincées¹ (voir sur cette question, Gray, 1987).

Ce sont généralement ces arguments théoriques qui ont conduit plusieurs économistes, par opposition aux politiciens, à être suspects envers les déficits budgétaires et à conseiller des mesures d'austérité budgétaire.

1.1.2: La thèse ricardienne et la thèse keynésienne/postkeynésienne

Nous survolerons d'abord la thèse ricardienne avant de présenter la thèse keynésienne et postkeynésienne.

1.1.2.1: La nouvelle thèse ricardienne

Une approche sérieuse et alternative aux visions keynésienne, post - keynésienne et néoclassique est l'approche ricardienne basée sur une idée intuitive de Ricardo et développée par Barro (1974, 1989).

Comme l'exprime Barro (1989 : 39), "*une réduction des impôts aujourd'hui doit être compensée par une augmentation correspondante de la valeur actuelle des impôts futurs*". Or, une réduction des impôts implique une intensification de la dette publique, notamment intérieure, destinée à financer les dépenses publiques.

1- Une appréciation nominale du taux de change, si elle n'est pas annulée par une augmentation moins rapide des prix intérieurs par rapport aux prix extérieurs, aura pour conséquence un renchérissement en monnaie étrangère des exportations et une chute en monnaie nationale des prix des biens importés, décourageant les exportations et concurrençant les industries de substitution aux importations.

Nous démontrons que le point de départ de ce raisonnement est le taux de change réel qui s'écrit : $\lambda = E.P^*/P$; où E est le taux de change nominal, P est le niveau des prix intérieurs et P^* est le niveau des prix extérieurs.

L'afflux des capitaux étrangers aura pour conséquence de réduire E (appréciation nominale). Or, il est aisé de comprendre que c'est l'appréciation réelle qui importe, non l'appréciation nominale. En ce sens, en supposant que l'appréciation nominale ait lieu, elle n'aura un effet d'éviction sur les exportations et les industries de substitution aux importations que si $\Delta\lambda/\lambda_{t-1} < 0$ ou, toutes choses égales par ailleurs, si $\pi^* \leq \pi$, où π^* est le taux d'inflation extérieur et π est le taux d'inflation domestique.

L'accumulation de la dette publique actuelle devra être remboursée par une fiscalité accrue future qui est complètement anticipée par les agents économiques qui, au lieu d'augmenter leur consommation, accroissent leur épargne pour faire face au service futur de la dette publique. Ainsi, même si l'épargne publique s'amenuise du fait de l'accroissement des déficits budgétaires, l'épargne nationale agrégée demeure intacte parce que la chute de l'épargne publique est exactement compensée par une amélioration de l'épargne privée. Puisque l'épargne nationale agrégée reste inchangée, le théorème de l'équivalence ricardienne ne prédit aucun effet des déficits budgétaires sur certaines variables macro-économiques, notamment le taux d'intérêt réel.

Le chef de file du paradigme ricardien, le Professeur Robert Barro (voir Barro, 1989 : 48) l'exprime sans ambiguïté en soutenant que "*la vision ricardienne ne prédit aucun effet des déficits budgétaires sur les taux d'intérêt réels, alors que la vision standard prédit un effet positif, au moins dans le contexte d'une économie fermée*". Plus loin, Barro (1989 : 48) estime que "*dans l'ensemble, les résultats empiriques sur les taux d'intérêt réels supportent la vision ricardienne. Étant donné ces arguments, il est paradoxal de voir la plupart des économistes continuer à croire à l'idée suivant laquelle les déficits budgétaires augmentent les taux d'intérêt*".

1.1.2.2 : La thèse keynésienne/postkeynésienne

Il faut souligner que les considérations théoriques libérales se basent sur deux hypothèses fondamentales : i) l'offre de monnaie est exogène; ii) l'investissement ne peut avoir lieu que si un montant suffisant de l'épargne est déjà en place pour le financer (pratiquement, dans toutes les théories classiques et néoclassiques, très critiquées d'ailleurs par certains théoriciens comme Parquez (1993) et Seccareccia (1993), l'épargne conduit toujours à l'investissement). Ces deux hypothèses fondamentales impliquent qu'une demande accrue de l'utilisation de l'épargne, due à l'augmentation du besoin d'emprunt du secteur public, réduira les fonds disponibles pour la dépense privée en investissement.

Il importe toutefois de noter qu'étant donné une courbe d'épargne ayant une pente positive par rapport au taux d'intérêt, une amélioration du taux de rémunération de l'épargne inciterait les agents économiques à offrir plus d'épargne en réduisant leur consommation. Néanmoins, même dans ce cas de figure, les partisans de la thèse d'éviction financière soutiennent qu'une telle épargne additionnelle ne sera pas suffisante pour compenser la demande initiale de l'épargne de la part de l'Etat. Dès lors, dans tous les cas, il y aura moins d'épargne disponible pour le secteur privé.

L'un des objectifs fondamentaux de la *Théorie Générale de la Monnaie, de l'Emploi et de l'Intérêt* de Keynes (1936) était de défier cette théorie conventionnelle de l'éviction financière de l'accumulation du capital dans le secteur privé. Dans sa théorie de la préférence pour la liquidité, le taux d'intérêt est déterminé non pas par l'interaction des courbes d'offre et de demande d'emprunt et de prêts, mais par la demande relative d'une quantité de monnaie donnée et le stock d'actifs financiers alternatifs. Ceci dépendra évidemment de la force des diverses incitations à la liquidité, y compris le motif de spéculation. Pour Keynes, le taux d'intérêt est essentiellement un phénomène monétaire, déterminé sur le marché de la monnaie¹. Ainsi, le sens de la causalité entre l'économie monétaire est en quelque sorte renversé : la monnaie influe sur le secteur réel.

¹ En étudiant les constructions théoriques de ses prédécesseurs, Keynes (1936), dans la *Théorie Générale*, soutient que le seul élément de vérité scientifique de l'apport des mercantilistes à la pensée économique réside dans le fait qu'ils ont compris que le taux d'intérêt est déterminé par le stock de métaux précieux plutôt que par l'équilibre entre la demande et l'offre de capitaux réels. En ce sens, les mercantilistes soutiennent que le taux d'intérêt est un prix comme les autres; il est largement déterminé par la confrontation de l'offre et de

Si la critique keynésienne de la théorie classique a beaucoup influencé la pensée et la politique économiques durant les trente années glorieuses, il n'en reste pas moins qu'on assiste aujourd'hui à un renouveau de la thèse de l'éviction. Toutefois, il existe actuellement une théorie post - keynésienne du taux d'intérêt qui stipule que le taux d'intérêt à court terme est essentiellement une variable exogène déterminée par la politique monétaire et administrée par la Banque centrale. Cette idée est associée aux travaux des "horizontalistes" post - keynésiens comme Lavoie (1984, 1992a), Kaldor (1986), Moore (1988) et des théoriciens du circuit comme Graziani (1990), Parquez (1993b) et La Bourva (1992). Ce point de vue épouse le concept d'une économie de crédit et l'idée keynésienne intuitive de la "production monétaire". Selon ce point de vue, l'offre de monnaie est principalement constituée des créances des intermédiaires financiers, essentiellement les banques. Dès lors, le taux d'intérêt est déterminé par les décisions de la Banque centrale en vertu de sa fonction de prêteur de dernier ressort, et les décisions d'investissement peuvent précéder l'épargne en raison de la disponibilité du financement par le crédit.

Certains auteurs comme Kaldor (1986) et Moore (1988) critiquent la théorie keynésienne originelle de la préférence pour la liquidité qui suppose que la quantité de monnaie est exogène, ce qui est en quelque sorte similaire au point de vue monétariste conventionnel. Selon certains post - keynésiens, *"l'endogénéité de l'offre de monnaie s'impose parce que les banques centrales, engagées à préserver la liquidité du système financier, sont obligées d'offrir les réserves nécessaires au soutien d'une augmentation de la demande du crédit, même au prix de leur propre choix"* (Smithin, 1994 : 155 - 156). Des économistes comme Goodhart (1989) et Goodfriend (1993), ayant une connaissance des réalités institutionnelles, soutiennent ce point de vue qui est, selon eux, une description raisonnable de la façon dont le monde réel des banques centrales fonctionne en pratique, même si Goodfriend (1993) nie le fait que les banques centrales peuvent affecter les taux d'intérêt réels par opposition aux taux d'intérêt nominaux, notamment au delà du court terme.

Quelles sont les implications de ce point de vue keynésien pour la théorie de l'éviction financière? Si les taux d'intérêt sont fixés par les actions de la Banque centrale plutôt que par la politique budgétaire, la thèse de l'éviction financière semble remise en cause. En outre, dans les conditions actuelles, semble-t-il, la puissance dont dispose la Banque centrale pour contrôler le taux d'intérêt à court terme pourrait être considérée comme un argument favorable au pouvoir de contrôle des taux d'intérêt réels¹.

la demande de monnaie. Une offre de monnaie accrue (des métaux précieux au sens mercantiliste) induit une chute du taux d'intérêt. Le plaidoyer de Keynes pour une politique monétaire expansionniste est intimement lié à ce raisonnement. Dans l'esprit de Keynes, une telle politique est à même de réduire le taux d'intérêt et d'encourager ainsi l'investissement.

¹ En fait, l'instrument de politique monétaire de la Banque centrale est le taux d'intérêt nominal, non le taux d'intérêt réel. Ce dernier, comme nous l'avons déjà montré dans le cadre de l'étude des effets du financement monétaire des déficits budgétaires sur l'inflation, peut être estimé par la différence entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation anticipé. La Banque centrale est-elle susceptible de former des anticipations sur le taux d'inflation futur et de fixer ainsi le taux d'intérêt nominal en fonction de ce taux d'inflation anticipé? Si tel est le cas, on pourrait admettre que la Banque centrale a un certain contrôle sur les taux d'intérêt réels; si non, le pouvoir de la Banque centrale serait limité au contrôle des taux d'intérêt nominaux, ce qui remet en cause la thèse post - keynésienne. Même si on admet qu'un quelconque département des prévisions relevant de la Banque centrale est susceptible de faire des études sur le taux d'inflation futur, ces prévisions seraient-elles pour autant proches de celles des opérateurs économiques dans d'autres secteurs de l'économie? Si ces prévisions sont largement disséminées, seraient-elles susceptibles de façonner et de former dans une large mesure, les anticipations d'autres opérateurs économiques? Si ceci peut se produire, le taux d'intérêt réel établi pourrait être proche du taux réel estimé par l'opinion "moyenne" et pourrait être relativement prévu quant à son impact sur l'activité économique; sinon, il serait mieux de dire que la Banque centrale ne dispose d'aucun pouvoir direct ou indirect de contrôle du taux d'intérêt réel, et la thèse post - keynésienne perdrait une grande partie de son fondement. Si le pouvoir de contrôle du taux d'intérêt réel par la Banque centrale est confirmé, on pourrait même dire que ce pouvoir influencerait en fin de compte la structure entière des taux d'intérêt au sein de l'économie, y compris les taux d'intérêt longs, puisque, suivant la théorie des anticipations de la structure à terme, le taux d'intérêt long est tout simplement un reflet de la tendance future anticipée des taux courts (sur cette question, voir notamment, Passet, 1997; Smithin, 1995).

En vertu de l'approche postkeynésienne, étant donné l'engagement ferme de la Banque centrale dans le cadre de sa politique de taux d'intérêt, et même dans le contexte d'une économie fermée ou d'une économie de grande taille, il serait insensé de se préoccuper des effets d'éviction attribués aux déficits budgétaires et à leur impact sur le taux d'intérêt réel. Lors de la marche de l'économie vers le plein emploi, l'impact de la politique budgétaire sur le revenu réel et l'emploi pourrait être comme ce qui est suggéré par les modèles "hydrauliques" simples de l'économie politique keynésienne traditionnelle. A des niveaux élevés de sous-emploi, l'approche post - keynésienne du taux d'intérêt prédit que toute tentative d'imposer un certain agenda d'austérité pourrait vraisemblablement mettre en péril les conditions économiques sans aucun effet appréciable sur les taux d'intérêt réels (sur cette question, voir Tobin, 1993).

Que se passe-t-il dans le contexte d'une économie ouverte? Dans un tel contexte, l'impact potentiel des déficits budgétaires est fréquemment déduit du modèle Mundell-Flemming. Comme dans le modèle IS-LM, une politique budgétaire expansionniste cause une augmentation du taux d'intérêt réel. Comme nous l'avons déjà souligné, sous l'hypothèse de taux de change flexibles, le taux de change nominal s'apprécie, et si le différentiel des taux d'inflation intérieur et extérieur demeure stable ou si les prix extérieurs augmentent moins rapidement que les prix domestiques, une telle appréciation affectera négativement les exportations et les industries de substitution aux importations. Dès lors, le stimulus budgétaire initial sera compensé et les taux d'intérêt réels domestiques tendront à être fixés au niveau mondial. Dans la littérature économique, cette approche est communément appelée l'approche de *"l'éviction en économie ouverte"* (sur cette question voir notamment Conklin et Sayeed, 1983; Gray, 1987; Vasseur, 1995).

1.2- Déficits et taux d'intérêt dans un contexte de systèmes financiers dérégulés : survol et discussion des travaux empiriques

L'étude de l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels a donné naissance à un certain nombre de travaux empiriques très divergents. De tels travaux comportent de sérieuses limites qu'il convient de mettre en exergue.

1.2.1 : Les études empiriques : une compétition des modèles économétriques

On assiste durant les années 80 et 90 à la floraison d'études empiriques axées sur l'analyse des effets de la politique budgétaire sur le coût réel de l'argent. Nous présentons dans ce qui suit, des exemples d'études empiriques épousant la thèse keynésienne/postkeynésienne avant d'exposer une synthèse des travaux épousant les thèses ricardienne et libérale.

1.2.1.1 : Exemples d'études empiriques épousant la thèse keynésienne - postkeynésienne

Un exemple d'étude statistique épousant la thèse keynésienne est celle qui a été effectuée par Passet (1997) pour les pays de l'OCDE. Trois conclusions importantes émergent de cette importante étude :

- certaines études empiriques en la matière ont de sérieuses limites. L'examen des enchaînements historiques depuis le début des années soixante permet d'observer que les principales variations des taux d'intérêt, en particulier celle de 1979, précèdent généralement de plusieurs années, les variations les plus remarquables des comportements d'épargne. Passet (1997 : 29) conclut alors que *"cette chronologie ne facilite pas les interprétations qui partent de l'épargne, en tant que variable exogène pour expliquer les taux"*.

- A court terme, dans le cas des USA, la volatilité des taux d'intérêt réels longs au cours du cycle est relativement faible et peu corrélée avec les tensions sur les marchés des biens ou l'évolution des déficits publics.
- Conformément à la vision postkeynésienne, la formation des taux d'intérêt relève directement pour les taux courts et indirectement pour les taux longs, de la fonction de réaction de la Banque centrale. En ce sens, comme l'affirme Passet (1997 : 29 - 30), "*les taux d'intérêt ne sont plus alors la résultante d'un mécanisme d'ajustement de marché, mais le fruit de la mise en œuvre d'une règle monétaire qui, à partir de la fin de 1979, incorpore notamment une cible d'inflation. Sous cette hypothèse, les déséquilibres entre l'épargne et l'investissement que certains interprètent comme exogènes au taux d'intérêt, apparaissent avant tout liés au changement de priorités que se sont fixées les autorités monétaires en matière d'inflation*" (sur cette question, Smithin (1993) a dégagé la même conclusion pour les économies d'Amérique du Nord).

Dans la lignée de Passet, Smithin (1995 : 151) estime que "*la relation causale entre les déficits budgétaires et le taux d'intérêt réel peut être l'opposé de ce qui est habituellement suggéré dans la littérature conventionnelle*". En ce sens, "*des taux d'intérêt réels élevés peuvent être la cause plutôt que la conséquence de déficits budgétaires élevés*" (Smithin, 1995 : 151). Il montre que l'existence de peu de relation entre les déficits budgétaires et les taux d'intérêt réels est soutenue par l'inspection des données fondamentales pour l'Amérique du Nord durant les années 80 et le début des années 90. Les taux d'intérêt réels ont été très élevés au début des années 80 quand les déficits publics étaient encore relativement bas. En revanche, les taux d'intérêt réels tendaient à chuter quand les déficits budgétaires en proportion du PIB augmentaient au milieu des années 80. A la fin de la décennie 80, les taux d'intérêt réels commençaient à augmenter bien avant que les déficits montent, et ensuite, ils chutaient quand les déficits augmentaient. Selon Smithin (1995 : 160), "*la conclusion évidente à tirer est que le comportement des taux d'intérêt dépend principalement de la politique monétaire plutôt que de la politique budgétaire*".

1.2.1.2 : Une synthèse d'études empiriques épousant la thèse libérale de l'éviction financière et la thèse ricardienne

Les conclusions des études empiriques épousant la thèses keynésienne/postkeynésienne sont contredites par les partisans de l'éviction financière. L'OCDE (1996 : 35), par exemple, estime que "*les taux d'intérêt à long terme dans toute la zone de l'OCDE en général ont été poussés à la hausse en termes réels sous l'effet de la diminution des taux d'épargne nationaux, elle-même essentiellement imputable à l'augmentation des déficits budgétaires*". Il est à noter que l'évolution des taux d'intérêt mondiaux ou américains rend cette explication très séduisante. En effet, les mouvements observés montrent une certaine simultanéité entre la baisse de l'épargne mondiale, la hausse des déficits publics américains et européens et la montée des rendements en termes réels à l'aube des années 80.

Plusieurs autres modèles économétriques continuent à épouser la thèse de la rareté de l'épargne due à l'accumulation des déficits pour expliquer la montée et la persistance des taux d'intérêts réels. A titre d'exemple, une étude de l'OCDE (voir Orr, Edey et Kennedy, 1995) a testé une relation de long terme pour 17 pays de l'OCDE, en conformité avec le paradigme d'équilibre néoclassique sur le marché des capitaux. Plus précisément, ces auteurs ont proposé le modèle suivant :

$$R_t = a.\rho_t + b.gd_t + c.\beta_t + d.ca_t + e.(\pi - \pi_e) + \varepsilon_t \quad (10)$$

où R_t est le taux d'intérêt réel tendanciel à long terme, ρ_t est une mesure du taux de rendement du capital, gd_t est un indicateur de la position d'épargne des administrations publiques (déficit public, endettement public net en proportion du PIB, etc.), β_t est une mesure du risque lié à la détention d'un portefeuille d'obligations nationales, ca_t est le solde de la balance des paiements courants, lissé par une moyenne mobile sur cinq ans, π est une moyenne à long terme de l'inflation passée et π_e est la moyenne future, mesurée à l'aide du filtre Hodrick - Prescott.

Les postulats qui fondent cette approche sont liés au fait que les variations des comportements d'épargne ou de la rentabilité du capital sont exogènes au taux d'intérêt (Passet, 1997). Les auteurs du modèle soutiennent qu'en vue d'expliquer la composante à long terme des taux d'intérêt réels, il est nécessaire d'identifier les facteurs exogènes influençant le comportement d'épargne et d'investissement.

En ce qui concerne l'épargne, le modèle suppose qu'une grande partie de sa baisse est due à l'amenuisement de l'épargne des administrations publiques, supposée ainsi exogène. Quant à l'investissement, c'est le rendement du capital qui l'influence. Ce rendement, supposé exogène, est considéré comme une variable déterminante dans l'évolution des taux d'intérêt réels. En somme, il s'agit généralement d'un *a priori* théorique sur l'influence exogène des variables d'épargne ou de rentabilité.

Gramlich (1989) a démontré graphiquement que l'épargne nationale semble décliner en réponse à de larges déficits fédéraux aux USA durant les années 80. Quant à Leiderman et Blejer (1988), ils ont montré que l'équivalence ricardienne exige des hypothèses restrictives sur l'environnement économique et le comportement des agents économiques, très difficiles à observer dans le monde réel. Ils ont mentionné quatre conditions fondamentales expliquant les déviations par rapport à l'équivalence ricardienne : i) l'existence de contraintes d'emprunt; ii) les taxes discrétionnaires; iii) l'incertitude sur les impôts futurs; iv) l'existence de différences dans les horizons de planification pour les secteurs public et privé. Quant à Nicoletti (1989), il a testé l'hypothèse ricardienne dans une analyse empirique en coupe instantanée, avec des résultats globalement négatifs.

Dans une étude empirique récente, Lindé (1998) a mené une investigation des effets de la politique budgétaire sur la courbe du taux d'intérêt réel en se basant sur un modèle macro-économique stochastique conventionnel pour l'économie suédoise, considérée comme une économie de petite taille et financièrement ouverte sur l'extérieur. L'utilisation des données suédoises s'explique par le fait que ce pays a connu des fluctuations très larges des déficits budgétaires et des taux d'intérêt réels de court et de long termes, offrant ainsi la possibilité d'un test empirique meilleur par rapport aux études précédentes. La principale conclusion de Lindé (1998 : 1-2) est que *"des déficits budgétaires élevés engendrent des taux d'intérêt élevés, comme prédit par la théorie macro-économique conventionnelle... conformément aux arguments empiriques, une hausse du déficit budgétaire en proportion du PIB de 1% conduit à une augmentation des taux d'intérêt domestiques courts et longs de 0,20 points de pourcentage après 2 ans"*.

Quant à Allen (1990), il a estimé un modèle IS-LM à forme réduite en utilisant des données trimestrielles relatives à des différentes mesures de la dette fédérale des USA entre 1961 et 1985. Les résultats empiriques de cette étude indiquent qu'il existe un lien positif et statistiquement significatif entre la dette publique et le taux d'intérêt réel à court terme. Dans le cadre d'une autre étude empirique, Allen (1992) a modélisé dans un premier temps, les différences premières en vue de contrôler pour l'autocorrélation et l'instabilité de la constante,

et offre plus d'arguments empiriques favorables à une relation positive et statistiquement significative. Les résultats empiriques d'Evans diffèrent de ceux obtenus par Allen parce que ce dernier, contrairement à Evans, n'a pas utilisé une forme réduite des anticipations d'inflation; il a plutôt employé des *proxies* dans son équation. En outre, Allen considère des variantes alternatives de la mesure de la dette alors qu'Evans se base sur des variantes alternatives du déficit budgétaire.

D'autres études empiriques se fondent sur le modèle des fonds prêtables et modélisent les taux d'intérêt comme des réponses d'équilibre à la demande et l'offre sur les marchés de prêts. Ces modèles sont utilisés par exemple par Cebula et al. (1988), de Haan et Zelhorst (1990), Cebula et Rhodd (1993), Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) et Meiller et Russek (1996). Les modèles estimés par ces différents auteurs ont les caractéristiques communes suivantes :

- les équations estimées sont très similaires; un quelconque taux d'intérêt à long terme est linéairement lié à un ensemble de variables explicatives, y compris certaines mesures de l'inflation anticipée, des déficits budgétaires et des dettes publiques¹;
- ces divers modèles utilisent des données annuelles;
- les relations estimées vont toutes dans le même sens : le niveau des taux d'intérêt est positivement lié aux déficits publics.

Certaines études empiriques insistent sur le phénomène de l'équivalence ricardienne pour expliquer l'absence d'une relation entre les taux d'intérêt réels et les déficits publics.

Evans (1985,1987), par exemple, a trouvé des résultats empiriques favorables à l'équivalence ricardienne. En plus de ce phénomène, une élasticité infinie de l'offre des fonds est un facteur important pouvant expliquer pourquoi les taux d'intérêt réels sont parfois moins affectés par les déficits budgétaires. Cette hypothèse est particulièrement plausible, notamment quand on prend en compte l'intégration des marchés de capitaux à l'échelle internationale à travers lesquels les déficits budgétaires domestiques peuvent être partiellement ou totalement financés au taux d'intérêt mondial à long terme. Dans ce contexte, Comme le montrent Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995 :429), "*la taille de l'économie domestique est un facteur déterminant. Au sein d'une économie de petite taille et financièrement ouverte sur l'extérieur, une augmentation du besoin d'emprunt public ne devrait pas affecter les taux d'intérêt domestiques tant que ce besoin est financé par un flux net de capitaux en provenance de l'étranger*". Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995 :429) concluent ainsi que dans un contexte d'intégration internationale des marchés de capitaux, "*le financement du besoin d'emprunt n'est pas limité par la taille de l'épargne domestique*". De même, Dean, Durand, Fallon et Hoeller (1990) ont montré que la relation entre l'épargne

¹- A titre d'exemple, Correia-Nunes et Stemitsiotis (1995) reconnaissent dès le départ que leur modèle est basé sur l'approche de l'équilibre des fonds prêtables, suivant laquelle le taux d'intérêt à long terme est déterminé par la demande et l'offre des fonds au sein de l'économie. A l'équilibre, l'offre et la demande des fonds sont égales :

$$S \begin{pmatrix} i_L, & r_s, & \pi^e, & d \\ (+) & (-) & (-) & (+) \end{pmatrix} - D \begin{pmatrix} i_L, & r_s, & \pi^e, & d, & g \\ (-) & (+) & (+) & (+) & (+) \end{pmatrix} = 0$$

où i_L est le taux d'intérêt nominal à long terme, r_s est le taux d'intérêt réel à court terme, π^e est le taux d'inflation anticipé, d est le déficit budgétaire, g est le taux de croissance annuel du PIB réel, qui est une *proxy* des effets accélérateurs du cycle des affaires sur l'investissement et la consommation des biens durables.

La condition d'équilibre peut être résolue pour le taux d'intérêt nominal à long terme comme fonction des autres variables. En résolvant pour i_L et en linéarisant, on obtient :

$$i_L = \alpha_0 + \alpha_1 r_s + \alpha_2 \pi^e + \alpha_3 d + \alpha_4 g + \mu$$

où μ est un terme d'erreur structurel affectant les taux d'intérêt à long terme.

nationale et le besoin d'emprunt national s'est brisé durant les années 80 confirmant que, durant cette période, les marchés de capitaux ont connu une intégration internationale croissante.

Quant à Evans (1987a), il a développé un modèle stochastique d'anticipations rationnelles en vue d'étudier les effets de la politique macro-économique sur les taux d'intérêt réels et nominaux dans le cadre d'une économie fermée. Il a insisté sur la validité de la proposition selon laquelle des déficits budgétaires élevés sont associés à des taux d'intérêt élevés même si, sur une longue période, Evans offre pour le cas particulier des USA, des arguments empiriques incompatibles avec la proposition conventionnelle. Evans (1987b) a formulé la même conclusion en se basant sur des données concernant six pays développés, à savoir le Canada, la France, l'Allemagne, la Grande Bretagne et les USA. Enfin, Evans (1988) s'est demandé si les taux d'intérêt aux USA durant la deuxième guerre mondiale sont une fonction croissante de la dette publique. Les tests empiriques révèlent qu'il n'existe aucune relation positive entre les deux variables; il s'agit même d'une relation négative.

Les papiers de Plosser (1982, 1987) sont peut-être les exemples les plus connus dans le cadre d'une économie fermée. Dans ces deux papiers, Plosser n'a trouvé aucune relation positive et statistiquement significative entre les déficits publics et les taux d'intérêt réels dans le cas particulier des USA. Dès lors, il a interprété ces résultats empiriques comme un soutien à la proposition ricardienne. Boothe et Reid (1989) ont étendu le travail de Plosser au cas canadien qu'ils considèrent comme une économie de petite taille et financièrement ouverte sur l'extérieur. Leurs résultats empiriques sont généralement compatibles avec les études déjà effectuées par Evans et Plosser¹.

Ainsi, en somme, en rapport avec la relation que les déficits publics peuvent entretenir avec le coût réel de l'argent, les résultats empiriques des modèles économétriques construits et estimés pour les pays développés sont contradictoires dans l'ensemble. Les travaux empiriques en la matière comportent également des limites qu'il convient de mentionner.

1.2.2 : Limites des travaux empiriques consacrés à l'étude de l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt

Les limites des travaux empiriques en la matière relèvent notamment d'une méconnaissance des mécanismes de transmission des effets de la politique budgétaire ainsi que du degré de rationalité des agents économiques et de l'illusion monétaire. En outre, l'instabilité du taux de change est à même d'expliquer en partie la faible réversibilité des taux d'intérêt.

1.2.2.1 : Nuancer la thèse libérale de l'éviction : à propos des mécanismes de transmission des effets de la politique budgétaire

En fait, le rôle du creusement des déficits publics peut être très important pour expliquer la faible réversibilité des taux d'intérêt. Or, derrière ce consensus apparent, il importe de mettre l'accent sur plusieurs variétés de mécanismes de transmission.

¹ Dans un cadre d'économie politique, Minford (1988) a présenté des arguments défavorables au point de vue ricardien. Les partis politiques tendent à poursuivre des politiques destinées à favoriser leur propre électorat. Ainsi, par exemple, les partis de gauche préfèrent des politiques monétaires expansionnistes induisant des pressions inflationnistes par rapport aux partis de droite puisque les détentions des titres de la dette publique nominale par l'électorat de droite peuvent être expropriées par l'inflation non anticipée. Ceci est à même d'entraîner une prime de risque sur les titres de la dette publique, augmentant ainsi les taux d'intérêt.

Ainsi, si la politique du crédit est restrictive, l'accumulation des déficits publics peut avoir un effet d'éviction en raréfiant l'offre de fonds prêtables disponibles pour le financement de l'investissement privé (Passet, 1997).

En outre, du fait qu'ils anticipent à long terme une monétisation des déficits publics, les détenteurs des titres de la dette publique anticipent une dépréciation réelle des créances publiques. En effet, comme nous l'avons déjà montré (voir chapitre II, 2^{ème} partie), les détenteurs des titres de la dette publique espèrent que le taux de croissance de la valeur réelle de leurs actifs sera positif. Puisqu'ils anticipent une monétisation des déficits publics, ils craignent que la valeur réelle de leurs actifs se dégradent du fait de l'inflation anticipée et exigent, dès lors, des taux d'intérêt réels élevés.

En plus de cet aspect, Phelps (1994), dans l'optique structuraliste des marchés d'actifs, a montré que l'augmentation du stock de la dette publique provoque un accroissement de la richesse réelle des détenteurs des titres, une sur - consommation des ménages, réduisant ainsi la propension à épargner, ce qui créerait des déséquilibres sur le marché des capitaux et stimulerait ainsi les taux d'intérêt réels¹.

1.2.2.2 : A propos du degré de rationalité des agents économiques, de l'illusion monétaire et de l'instabilité du taux de change

Evoquons par exemple, l'influence que pourrait avoir le premier choc pétrolier sur les taux d'intérêt réel. Selon Barro (1992) et Phelps (1992), la montée soudaine des prix du pétrole implique une ponction sur l'épargne dans les pays importateurs en augmentant les coûts intermédiaires dans les processus de production, en amenuisant le pouvoir d'achat des ménages et en réduisant le profit des entreprises. Or, paradoxalement, une telle raréfaction de l'épargne n'a pas entraîné une augmentation des taux d'intérêt réels à court et à long termes.

Les taux d'intérêt réels à court et à long termes ont même diminué d'une manière aiguë parce qu'en partie, les tensions inflationnistes ont été considérées comme transitoires et le supplément d'inflation n'a pas été complètement intégré dans les taux d'intérêt nominaux, du fait notamment du faible degré de rationalité des agents économiques².

Une autre nuance à la thèse conventionnelle réside dans le fait qu'une politique monétaire restrictive conjuguée avec le comportement *peu rationnel* des agents économiques, peut déclencher un mouvement de hausse de taux d'intérêt réels. En effet, la désinflation due à une politique monétaire restrictive peut provoquer une hausse des taux d'intérêt réels parce que les agents économiques sont frappés par l'*illusion monétaire* en ce sens que même si la désinflation sévit, ils continuent encore à exiger des taux d'intérêt nominaux relativement élevés.

En somme, le fait que les études économétriques soutiennent que les déficits publics et les taux d'intérêt réels entretiennent une relation positive ne signifie pas forcément que la thèse libérale de l'éviction financière est validée. Les autres mécanismes de transmission de la politique économique doivent être pris en considération.

1. Malgré la séduction que ce raisonnement peut exercer à travers la communauté des chercheurs, il est basé sur l'hypothèse suivant laquelle les consommateurs ne sont pas ricardiens, c'est-à-dire qu'ils n'internalisent pas la contrainte inter - temporelle du secteur public, et n'augmentent pas, dès lors, leur épargne en réponse à un endettement public croissant (voir troisième partie).

2. Même si on admet la thèse conventionnelle du déséquilibre sur le marché des capitaux, les tensions inflationnistes ont également pour effet de diminuer la rentabilité du capital qui peut entretenir une relation positive avec les taux d'intérêt réels longs (voir nos résultats empiriques pour un échantillon de pays développés, section II du présent chapitre, sous-section 1).

Il importe également de prendre en considération l'instabilité du taux de change et la prime de risque. Comme l'affirme Fillion (1996 : 1), "une économie ouverte et ayant un niveau d'endettement élevé est sensible à l'incertitude entourant l'évolution future de son taux de change". Cette incertitude est à même d'augmenter la prime de risque exigée par les investisseurs, augmentant ainsi les taux d'intérêt réels. Nous fournissons dans ce qui suit, un raisonnement permettant de mieux comprendre cette relation.

Formellement, nous démontrons que la valeur réelle des actifs (A) de la dette publique d'un pays, exprimée en unités monétaires de ce pays, et détenus par un investisseur, aux temps 0 et 1, peut s'écrire :

$$Ar_0 = A_0/P_0; \quad Ar_1 = A_1/P_1 = (A_0(1+i))/(P_0(1+\pi)) \quad (10.1)$$

Supposons que les titres de la dette publique soient détenus par des investisseurs résidents et non résidents et que le taux de change nominal (E) du pays endetté s'est déprécié entre les temps 0 et 1. Supposons que les investisseurs aimeraient convertir une partie de leurs actifs en une monnaie étrangère surévaluée par rapport à la monnaie du pays endetté. Dès lors, la valeur réelle de A en période 1, évaluée en monnaie étrangère s'écrira :

$$Ar^*_0 = \frac{A^*_0}{P^*_0}; \quad Ar^*_1 = \frac{A^*_1}{P^*_1} = \frac{\frac{A_0}{E_0}(1+i) \cdot \frac{1}{(1+\hat{E})}}{P^*_0(1+\pi^*)} = (1+\hat{E})^{-1} \cdot Ar^*_0 \cdot \frac{(1+i)}{(1+\pi^*)} \quad (10.2)$$

L'équation (10.2) montre ainsi que la valeur réelle en période 1 des actifs de la dette publique, y compris les intérêts, est supérieure à la valeur réelle en période 0 si le taux d'intérêt nominal (i) ajusté au taux de variation du taux de change nominal (\hat{E}) et au taux d'inflation étranger (π^*) est supérieur à zéro. Dès que $\hat{E} \cdot \pi^*$ est supérieur à i , la valeur réelle des actifs en monnaie étrangère se dégrade et les investisseurs exigeraient une prime de risque qu'ils incorporeraient dans les taux d'intérêt. Il s'agit là, à côté de la thèse des fonds prêtables, d'une autre explication possible de la relation positive entre les déficits publics et les taux d'intérêt réels¹.

2- Etude empirique de l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt au Maroc et dans un groupe de pays

En raison du fait que le système financier marocain devient de plus en plus libéralisé, il importe de se demander si le financement des déficits budgétaires par endettement intérieur est susceptible d'élever le taux d'intérêt réel. Pour mieux cerner l'effet des déficits publics sur le coût réel de l'argent, nous tenterons de mener une étude empirique à cet effet pour un groupe de pays développés à systèmes financiers plus libéralisés.

¹ En plus de ces nuances, il importe de souligner que des estimations économétriques prouvant l'existence d'une relation positive entre les déficits publics et les taux d'intérêt réels n'indiquent pas toujours le sens de la causalité. En ce sens, l'existence d'une relation positive peut être liée au fait que les taux d'intérêt influencent plus qu'ils subissent l'influence des déficits publics. Dans ce cadre, il importe de souligner l'intérêt de l'analyse moderne des séries chronologiques, notamment les tests de causalité reposant sur des modèles dynamiques à correction d'erreur. Pour un échantillon de pays développés (pays de l'OCDE), nous essaierons de conduire de tels tests en vue d'avoir une idée sur le sens de causalité entre les déficits publics et les taux d'intérêt réels (voir section II du présent chapitre, sous-section 1).

2.1 : Le financement des déficits budgétaires par l'emprunt intérieur et son impact sur le taux d'intérêt réel au Maroc

On n'est pas sûr que les agents économiques puissent continuer à long terme à prêter à l'Etat pour lui permettre de rembourser la dette domestique accumulée. Si cette volonté fait défaut, on craint que l'accumulation de la dette publique domestique ne débouche sur le sentier d'une arithmétique monétariste déplaisante; la dette, en s'accumulant, ne fait que reporter le recours au financement monétaire des déficits budgétaires. On suppose évidemment dans ce cadre que le financement extérieur demeure limité à long terme et que les capitaux étrangers en général n'affluent pas vers le pays en montants abondants.

2.1.1 : Politique budgétaire, coût réel du capital et croissance économique au Maroc

A la lumière de la libéralisation ne serait-ce que partielle des taux d'intérêt qui a été récemment mise en œuvre au Maroc, on craint qu'une telle libéralisation ne débouche sur le renchérissement du coût réel de l'argent si les taux d'intérêt nominaux continuent à grimper plus rapidement que le taux d'inflation.

2.1.1.1 : Le coût réel du capital et son impact sur la croissance économique au Maroc

Selon la thèse classique des fonds prêtables, discutée dans le troisième chapitre de la présente partie, l'accumulation de la dette publique intérieure, sous l'hypothèse suivant laquelle la mobilité des capitaux à l'échelle internationale est imparfaite, est susceptible d'augmenter les taux d'intérêt réels.

Selon les estimations et simulations de la Banque Mondiale (voir Easterly et Schmidt-Hebbell, 1994; Faini, 1991, 1994), une augmentation du déficit budgétaire d'un point de pourcentage avec financement par endettement public domestique entraînerait dans le cas marocain, une augmentation du taux d'intérêt réel de 0,2%. Comme l'estime Faini (1994 : 403), *"compter lourdement sur les marchés financiers entraînerait probablement une hausse rapide des coûts en intérêts pour le trésor, avec un effet déstabilisant sur l'évolution des indicateurs fondamentaux de la dette publique"*. Un tel impact est susceptible d'être généralisé en augmentant le coût réel de l'argent au sein de toute l'économie nationale, déprimant l'investissement et entravant le processus de croissance économique.

Selon Faini, Porter et van Wijnbergen (1989) et Faini (1991, 1994), le coût du capital semble affecter négativement la croissance économique réelle au Maroc. Bien que la période d'estimation 1972-1988 ne soit pas assez longue, les résultats empiriques de Faini (1991, 1994) donnent une vue générale sur l'impact négatif du coût du capital sur la croissance économique.

Dans ce cadre, Faini (1994) a estimé une fonction du PIB réel pour le Maroc. Outre l'investissement public, le coût du capital constitue un déterminant important de la croissance économique. Le coût du capital (c) est estimé comme suit :

$$c_t = q_t (1 - \mu) [i(1 - r) + \delta] \quad (10.3)$$

où les paramètres r et μ désignent respectivement le taux de la fiscalité imposée aux entreprises et le pourcentage de réduction du prix des biens d'investissement (q) induit par le système des incitations budgétaires et financières disponibles pour les investisseurs au Maroc, i est le taux de rentabilité des investissements, et δ est le taux de dépréciation du capital.

En divisant c par un indice du niveau général des prix, on obtient le coût relatif du capital (des détails sur r et μ sont fournis par la Banque Mondiale, 1990). D'après Fiani (1994), le coût du capital influe négativement sur la croissance économique au Maroc. Il a conclu qu'indirectement, cette variable affecte négativement l'investissement privé.

2.1.1.2 : Impact du coût réel du capital sur l'investissement au Maroc

Fiani (1991,1994) a estimé une fonction d'investissement sur la même période. Suivant Fiani (1994 : 392), l'estimation de cette fonction "a donné deux résultats intéressants. Premièrement, l'investissement est significativement affecté par le coût réel du capital. La politique budgétaire peut dès lors affecter les décisions d'investissement à travers son impact sur les taux d'intérêt ou, plus directement, en modifiant la batterie des incitations budgétaires et financières disponibles pour les investisseurs. Deuxièmement, le niveau de l'investissement au sein de l'économie dépend également de la disponibilité du crédit".

Il semble ainsi que la libéralisation des taux d'intérêt et la dérégulation du système financier dans le cas marocain sont susceptibles, dans un contexte d'endettement public intérieur croissant, d'augmenter le coût réel de l'argent affectant ainsi négativement l'accumulation du capital et la croissance économique en général.

2.1.2 : Des exercices de simulation de l'impact de la politique budgétaire sur le taux d'intérêt réel au Maroc

En se basant sur le modèle de van Wijnbergen (1989) et l'étude empirique de Fiani, Porter et van Wijnbergen (1989), Fiani (1994) a effectué des exercices de simulation en vue d'estimer l'impact de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt réels dans le cas du Maroc.

Dans le modèle de van Wijnbergen (1989), deux conditions fondamentales jouent un rôle crucial dans la détermination de l'équilibre de l'économie marocaine :

- la condition de l'équilibre sur le marché des biens : $Y = C + G + X - M - T_M + I_p + I_{pub}$, où Y est le revenu national, C est la consommation privée, G est la dépense publique courante, M est la valeur des importations, T_M est la valeur des taxes sur les importations, I_p est l'investissement privé et I_{pub} est l'investissement public.
- La contrainte du compte courant : $S - I = SCC$, où S et I représentent respectivement l'épargne et l'investissement et SCC est le solde du compte courant de la balance des paiements.

Le taux de change réel et le taux d'intérêt réel se déplacent pour équilibrer le marché des biens et assurer la non violation de la contrainte du compte courant. Suivant van Wijnbergen (1989), le modèle admet une représentation graphique simple. La chute du taux d'intérêt réel (r) conduira à une demande excessive des biens domestiques et à un déficit du compte courant. Une dépréciation réelle sera exigée pour remplir la condition de la contrainte du compte courant alors que pour l'équilibre du marché des biens, le taux de change réel (λ) doit s'apprécier.

En conséquence, la contrainte du compte courant a une pente négative et l'équilibre du marché des biens a une pente positive (voir graphique 19). Une diminution de r entraîne à la fois une hausse de la demande intérieure et donc un déséquilibre sur le marché des biens et une hausse de la demande sur les biens importés et donc un déséquilibre du compte courant de la balance des paiements. Or, un déséquilibre extérieur nécessite des efforts de rééquilibre qui vont peser sur les importations, ce qui nécessite une dépréciation du taux de change réel

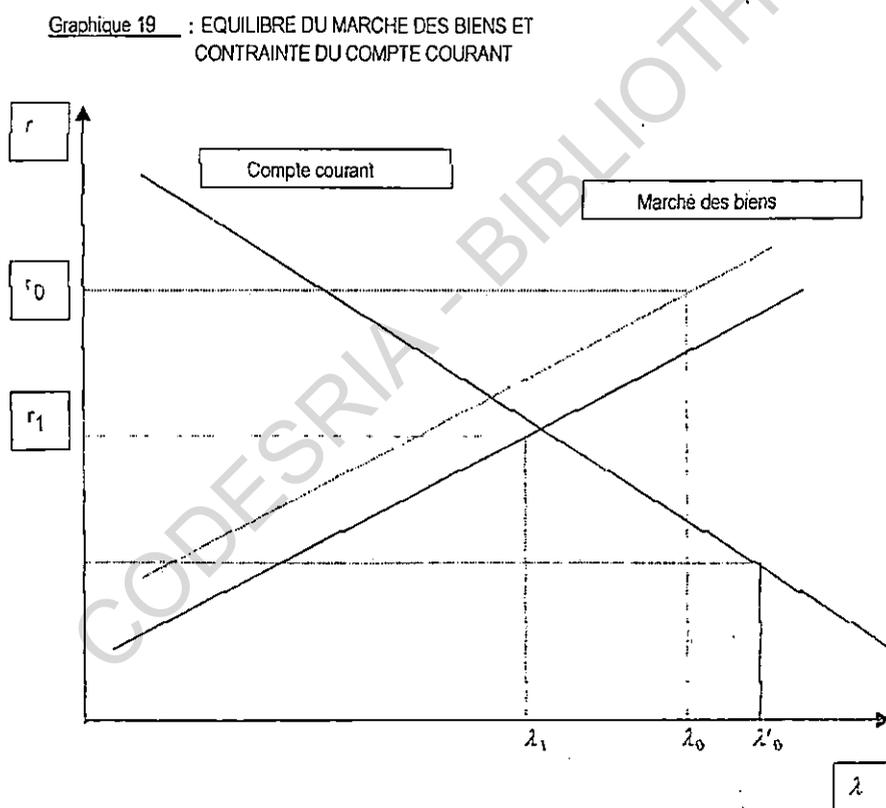
(c'est-à-dire une augmentation de λ). Ainsi, une diminution du taux d'intérêt réel nécessitera en fin de compte une dépréciation du taux de change réel.

Dans ce qui précède, on doit faire la distinction entre le cas où les firmes sont rationnées sur le marché du crédit et le cas où on fait abstraction de la possibilité de l'existence d'un rationnement du crédit. Dans le premier cas, l'investissement privé désiré ne peut pas être pleinement financé par les sources existantes. L'équilibre peut être réalisé à travers :

- une augmentation de l'épargne privée;
- une chute de l'investissement privé;
- ou une chute de la demande des actifs financiers, libérant l'épargne privée pour financer l'investissement.

Dans ce cas, c'est la disponibilité du crédit qui affectera la demande d'investissement.

Dans le deuxième cas où on fait abstraction de la possibilité de l'existence du rationnement du crédit, le taux d'intérêt sur les prêts bancaires s'ajustera pour équilibrer le marché du crédit. La demande d'investissement dépendra d'un signal de prix qui est le niveau des taux d'intérêt et non pas d'un signal de quantité (disponibilité du crédit).



2.1.2.1 : Les simulations sous l'hypothèse selon laquelle la demande d'investissement est déterminée par le signal du taux d'intérêt

En supposant que c'est le signal du taux d'intérêt qui détermine la demande d'investissement dans le cas du Maroc, les exercices de simulation de la statique comparative étudient l'impact d'une dépense publique supplémentaire estimée à 1,7% du PIB en supposant que le

financement d'une telle dépense publique est assurée tantôt par la dette publique domestique tantôt par la dette extérieure, le financement monétaire et l'épargne extérieure sont supposés inchangés.

Une hausse de la dépense publique financée par l'endettement intérieur entraînerait un excès de la demande des biens domestiques et donc une chute de l'épargne, une appréciation réelle et une aggravation du déficit externe. La courbe du marché des biens et la courbe du compte courant extérieur se déplaceraient vers le haut.

Ainsi, pour un taux de change réel donné, le taux d'intérêt réel devra augmenter pour stimuler l'épargne nette et éliminer l'excès de demande des biens domestiques. Les simulations montrent qu'à court terme, le taux d'intérêt réel devrait augmenter de 1,3 points de pourcentage. Une telle hausse du taux d'intérêt réel induirait une chute de l'absorption interne, équilibrant ainsi le marché des biens. Toutefois, le degré de réduction de l'excès de demande des biens domestiques dépend de la pension marginale à dépenser en biens domestiques.

La chute de l'absorption est également susceptible d'améliorer le solde du compte courant de la balance des paiements. Même si la croissance économique s'améliore à court terme de 0,10 point de pourcentage, l'impact de la politique budgétaire expansionniste est plutôt reflétée dans l'éviction de l'investissement privé : l'accumulation du capital dans le secteur privé chute de 0,10 point de pourcentage du PIB en raison de l'augmentation du taux d'intérêt réel. Toutefois, il faut souligner que l'impact sur le coût du capital de la hausse du taux d'intérêt réel, due à l'amenuisement de l'épargne, est mitigé par l'effet indirect de l'appréciation réelle sur les prix des biens capitaux importés. Effectivement, une appréciation réelle du taux de change est susceptible de réduire les prix en monnaie nationale des biens d'investissement importés.

Si on suppose que la dépense publique additionnelle est financée par la dette extérieure et que le compte courant se détériore d'un montant égal à l'augmentation de la consommation publique, l'augmentation du déficit du compte courant de la balance des paiements serait équivalente à une augmentation du montant des fonds financiers affluant de l'étranger compensant ainsi la chute de l'épargne domestique. Dans ce cas, il est aisé de comprendre qu'on peut anticiper une hausse moins prononcée du taux d'intérêt. D'ailleurs, les exercices de la statique comparative révèlent que le taux d'intérêt réel augmenterait de 1,2 points de pourcentage contre 1,3 points dans le cas où la dépense publique est financée par la dette domestique. Quant au taux de change réel, il connaîtrait une appréciation plus prononcée en raison de l'afflux du financement extérieur. L'augmentation limitée du taux d'intérêt réel et l'appréciation plus prononcée du taux de change réel réduiraient le coût du capital en comparaison avec le premier cas où la dépense publique supplémentaire est financée par la dette domestique. Le résultat serait une diminution de l'investissement privé de 0,40 point de pourcentage du PIB contre 1,10 points de pourcentage dans le cas où la dépense publique supplémentaire est financée par la dette domestique. La croissance économique serait plus soutenue : la croissance additionnelle serait de 0,60% contre 0,10% seulement dans le cas où la dépense publique supplémentaire est financée par la dette domestique.

Dans le cas où le financement de la dépense publique additionnelle financée de l'extérieur est accompagnée de la libéralisation financière estimée par la réduction des contraintes de liquidité, l'impact direct d'une telle libéralisation serait une augmentation des intérêts de la dette domestique et l'obligation pour l'Etat de compter désormais, dans une large mesure, sur les marchés de crédit domestiques pour le financement du déficit budgétaire. Les simulations montrent que le déficit budgétaire augmenterait d'un point de pourcentage du PIB avec un effet d'éviction sur l'investissement privé. Il est donc à craindre que les avantages à long terme

de la libéralisation financière ne soient contrebalancés par la détérioration du budget général de l'Etat.

2.1.2.2 : Les simulations sous l'hypothèse suivant laquelle les firmes sont rationnées sur le marché du crédit

Si on suppose que les firmes sont rationnées sur le marché du crédit, les taux d'intérêt, mais surtout la disponibilité du crédit, affecteront la demande de l'investissement. Une dépense publique courante supplémentaire de 1,7% du PIB financée par la dette domestique induirait une appréciation réelle du taux de change et des taux d'intérêt élevés. Cependant, comme on peut l'anticiper dans un contexte de rationnement du crédit, l'impact sur les taux d'intérêt est plus limité alors que l'effet sur l'investissement est substantiel. D'après les exercices de simulation, l'investissement diminuerait de 2 points de pourcentage du PIB contre 1,10 points de pourcentage du PIB seulement dans le cas où on fait abstraction de l'existence du rationnement du crédit. La raison qui est derrière ce résultat est simple : dans un contexte de rationnement du crédit, l'effet d'éviction de l'investissement par une dépense publique courante supplémentaire se produit dans une large mesure à travers une faible disponibilité du crédit pour le secteur privé.

Dans le cas où la dépense publique courante additionnelle est financée par la dette extérieure dans un contexte de rationnement du crédit, on pourrait s'attendre encore à une hausse du taux d'intérêt moins prononcée que dans le cas où le financement extérieur est indisponible. Néanmoins, les simulations n'ont pas abouti à ce résultat plus ou moins logique. L'effet d'une dépense publique courante additionnelle de 1,7% du PIB entraînerait une hausse du taux d'intérêt réel d'un point de pourcentage contre 0,3 seulement dans le cas où la dépense publique courante supplémentaire est financée par l'endettement extérieur. La cause de ce résultat quelque peu surprenant est liée au rôle crucial que le marché du crédit joue dans le modèle de base. Ce qui s'est produit peut-être serait que la possibilité de financer le déficit budgétaire en recourant au financement extérieur réduirait la pression du secteur public sur les marchés de crédit, laissant une part plus importante du crédit domestique au secteur privé. Dès lors, l'investissement privé ne serait pas évincé à travers le rationnement du crédit et il chuterait moins que dans la simulation précédente. Ainsi, l'équilibre sur le marché des biens nécessiterait une hausse plus large du taux d'intérêt réel. L'équilibre sur le marché des biens nécessiterait également une appréciation plus importante du taux de change réel, soit 5,4% contre 1,4% seulement dans la simulation précédente.

En somme, malgré leur simplicité, ces exercices de simulation révèlent que l'impact de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt au Maroc dépend des conditions prévalant au sein du système financier et des modalités de financement des déficits budgétaires.

En vue de mieux cerner l'effet des déficits budgétaires sur le coût réel de l'argent dans un contexte de systèmes financiers plus libéralisés, nous tenterons dans ce qui suit de mener une étude empirique pour un groupe de pays développés.

2.2- Déficit publics et taux d'intérêt réels dans un échantillon de pays à systèmes financiers plus libéralisés

Les pays à systèmes financiers plus libéralisés considérés dans cette étude sont les pays de l'OCDE et un groupe restreint de pays en voie de développement. Dans un premier temps, nous étudierons la relation entre les déficits publics et les taux d'intérêt réels dans les pays de l'OCDE avant d'analyser une telle relation pour notre groupe restreint de pays en développement.

2.2.1: Déficit publics et taux d'intérêt réels dans les pays de l'OCDE

En vue de tester la proposition très séduisante de l'éviction financière, nous proposons de mener une analyse empirique pour un groupe de pays de l'OCDE¹. Notre analyse empirique se fera en deux étapes. Premièrement, en vue de tester si les déficits publics induisent une raréfaction de l'épargne, nous tenterons d'estimer l'impact des déficits publics sur le taux d'épargne. Deuxièmement, nous essaierons d'estimer l'impact du taux d'épargne sur les taux d'intérêt réels.

2.2.1.1: Déficit publics dans les pays du G7 et taux d'épargne dans les pays de l'OCDE : une relation négative

Une spécification simple consiste à régresser le taux d'épargne (s_{ocde}) dans les pays de l'OCDE sur le ratio ($defG7$) au PIB des déficits publics dans les pays du G7. L'hypothèse implicite qui est derrière une telle spécification réside dans le fait que l'accumulation et la persistance des déficits publics dans les pays les plus industrialisés induisent une ponction de l'épargne au sein d'un échantillon plus large de pays industrialisés (les pays de l'OCDE).

Dans un premier temps, nous tenterons de conduire des tests préliminaires de racine unitaire et de cointégration avant d'estimer un modèle à correction d'erreur et de conduire des tests de causalité à court et à long terme.

Les résultats d'estimation d'une régression simple risquent d'être affectés par le fait que les variables s_{ocde} et $defG7$ ne sont pas stationnaires en niveau. Justement, les tests ADF de racine unitaire révèlent que les deux variables ne sont stationnaires qu'en différence première².

Puisque les variables sont intégrées du même ordre, elles peuvent être cointégrées. Effectivement, les tests de cointégration au sens d'Engle et Granger et les tests de cointégration au sens de Johansen montrent que s_{ocde} et $defG7$ entretiennent une relation d'équilibre à long terme. Les équations de cointégration incluent la constante et le trend linéaire. Les résidus des équations de cointégration sont stationnaires suivant les tests ADF; dès lors, les deux séries sont cointégrées au sens d'Engle et Granger. Au sens de Johansen, les deux séries sont également cointégrées (dans le seul cas où la valeur d'Eigen est égale à 0,50, le ratio de vraisemblance (25,79) est supérieur à la valeur critique (25,32) au seuil de 5%. Dans le VAR permettant de conduire le test de cointégration au sens de Johansen, l'équation cointégrante comporte la constante et un trend linéaire tandis que le VAR ne comporte pas de trend linéaire).

Puisque les deux variables sont intégrées du même ordre et sont cointégrées, nous proposons un modèle à correction d'erreur en vue de tester la causalité à court et à long termes entre le déficit public (en proportion du PIB) dans les pays du G7 et le taux d'épargne dans les pays de l'OCDE. Les équations de notre modèle à correction d'erreur s'écrivent :

1- Les données ont été puisées dans les *Statistiques de l'OCDE* et dans Passet (1997).

2- Le nombre de retards dans les équations permettant de tester la stationnarité des deux séries a été choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike (*Akaike Information Criterion*) soit minimum. Puisque la valeur absolue du t - statistic associé à la variable retardée dans les équations ADF est partout inférieure à la valeur critique de Mckinnon, les séries s_{ocde} et $defG7$ ne sont pas stationnaires

en niveaux. En revanche, nos tests ADF sur les variables Δs_{ocde} et $\Delta defG7$ montrent qu'elles sont toutes les deux stationnaires, indiquant que s_{ocde} et $defG7$ sont intégrées d'ordre 1.

$$\Delta s_{ocde}_t = 0,63 \Delta s_{ocde}_{t-1} - 0,94 ECT1_{t-1} \quad (10.4)$$

(3,40) (-4,16)

$$R^2 = 0,43; R^2 \text{ ajusté} = 0,41; F\text{-statistic} = 16,82; \text{Durbin-Watson} = 2,20$$

$$\Delta(defG7)_t = -0,70 ECT2_{t-1} \quad (10.5)$$

(-3,63)

$$R^2 = 0,33; R^2 \text{ ajusté} = 0,33; \text{Durbin-Watson} = 1,86$$

où $ECT1$ et $ECT2$ sont les termes de correction d'erreur estimés par les résidus retardés des équations de cointégration.

Les équations (10.4) et (10.5) du modèle à correction d'erreur montrent qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre le ratio moyen au PIB du déficit dans les pays du G7 et le taux d'épargne moyen dans les pays de l'OCDE. Economiquement parlant, cela signifie que l'accumulation des déficits publics au sein des sept pays les plus industrialisés induirait une absorption de l'épargne au sein des pays de l'OCDE d'une part, et que l'augmentation des taux d'épargne domestiques dans les pays de l'OCDE limiterait la possibilité du financement des déficits budgétaires dans les pays du G7.

Il importe cependant de noter que la causalité bidirectionnelle n'existe qu'à long terme comme le montre le signe négatif et la significativité statistique des termes de correction d'erreur (les coefficients associés aux valeurs retardées de s_{ocde} dans l'équation 10.4 et de $defG7$ dans l'équation 10.5 ne sont pas significatifs au seuil de 5%, ces variables sont alors éliminées des équations; le nombre de retards est égal 1, choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike soit minimum). La valeur (-0,94) du coefficient du terme de correction d'erreur dans l'équation (10.4) révèle que le taux d'épargne dans les pays de l'OCDE s'ajuste presque pleinement durant la première période à son niveau désiré à long terme : environ 94% de l'ajustement est achevé durant la première année. En revanche, la valeur (-0,70) du coefficient du terme de correction d'erreur dans l'équation (10.5) montre que le déficit dans les pays du G7 s'ajuste relativement moins durant la première période à son niveau désiré à long terme : environ 70% de l'ajustement est achevé durant la première année.

En outre, le terme de correction d'erreur est plus significatif dans l'équation (10.4) que dans l'équation (10.5), suggérant que la causalité à long terme est plus forte du ratio au PIB du déficit dans les pays du G7 vers le taux d'épargne dans les pays de l'OCDE que *vice versa*. Le R^2 est plus élevé dans l'équation (10.4) que dans l'équation (10.5), suggérant que la relation à long terme allant de $defG7$ vers s_{ocde} est plus forte par rapport à celle allant de s_{ocde} vers $defG7$. Ces résultats empiriques semblent fournir un support à la thèse suivant laquelle l'accumulation des déficits publics entraîne un amenuisement des taux d'épargne, un argument évidemment défavorable aux enseignements du théorème d'équivalence ricardienne qui soutient que l'accumulation des déficits publics laisse l'épargne agrégée intacte du fait que les agents économiques, anticipant une élévation de la fiscalité future destinée à rembourser la dette publique accumulée, augmentent leur épargne, compensant ainsi l'amenuisement de l'épargne publique¹.

1. Sur la période 1970-1996, l'estimation de la relation en recourant aux techniques économétriques traditionnelles a donné les résultats suivants :

$$s_{ocde}_t = 0,17 - 0,00 I_t - 0,21 defG7_t + 0,35 s_{ocde}_{t-1}$$

(3,00) (-2,37) (-1,86) (1,70)

$$R^2 = 0,89; R^2 \text{ ajusté} = 0,89; F\text{-statistic} = 59,01; \text{Durbin-Watson} = 1,60$$

$$\Delta r_{Locde} = -0,40ECT_{t-1} \quad (10.6)$$

(-3,26)

$R^2 = 0,30$; Durbin-Watson = 2,17; période : 1970-96

$$\Delta S_{ocde} = -0,002 - 0,15\Delta r_{Locde} - 0,17ECT_{t-1} \quad (10.7)$$

(-1,17) (-1,13) (-1,20)

$R^2 = 0,07$; F-statistic = 0,88; Durbin-Watson = 1,60

Le modèle à correction d'erreur au sens de Hendry nous permet de déterminer la relation à long terme entre le taux d'intérêt réel long et le taux d'épargne. Puisque les deux variables sont cointégrées, on peut écrire :

$$\Delta r_{Locde} = 0,14 - 0,60s_{ocde,t-1} - 0,40r_{Locde,t-1} \quad (10.8)$$

(3,26) (-3,18) (-3,22)

$R^2 = 0,345$; R^2 ajusté = 0,286 F-statistic = 5,80; Durbin-Watson = 1,77; période : 1970-96

Dans l'équation (10.6), seul le terme de correction d'erreur (*ECT*) est statistiquement significatif au seuil de 5%. Par conséquent, la première différence du taux d'épargne dans les pays de l'OCDE a été éliminée de l'équation finale. Cela signifie que la causalité allant du taux d'épargne vers le taux d'intérêt réel long n'existe qu'à long terme (cette causalité est unidirectionnelle puisqu'aucune variable, y compris le terme de correction d'erreur, n'est significative dans l'équation 10.7)¹. La valeur (-0,40) du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans l'équation (10.6) signifie que le taux d'intérêt réel long dans les pays de l'OCDE s'ajuste peu à son niveau désiré à long terme durant la première période. Environ 40% de l'ajustement est achevé durant la première année.

L'équation (10.8) de notre modèle à correction d'erreur (au sens de Hendry) montre qu'à long terme, si le taux d'épargne chute de 1% du PIB, le taux d'intérêt réel long augmentera de 1,5 points de pourcentage, fournissant ainsi un support à la thèse suivant laquelle la raréfaction de l'épargne induit une hausse du coût réel de l'argent. Or, puisque nos estimations développées plus haut indiquent que la raréfaction de l'épargne est elle-même due à l'accumulation des déficits publics, il semble que la montée des taux d'intérêt réels longs s'explique en partie par des politiques budgétaires expansionnistes².

Dans la littérature sur les déterminants des taux d'intérêt réels longs dans les pays développés, un grand intérêt est conféré à la rentabilité du capital au sein de l'économie américaine. L'impact attendu de cette variable sur les taux d'intérêt réel longs dans les pays de l'OCDE est positif puisqu'une amélioration de la rentabilité au sein d'une économie de grande taille stimule l'incitation à investir, augmentant la demande de fonds financiers et agissant sur le coût réel de l'argent. En vue d'améliorer nos résultats empiriques, nous introduisons le taux de rentabilité du capital aux USA (*Kusa*) comme variable explicative des taux d'intérêt réels longs dans les pays de l'OCDE. La nouvelle équation du taux d'intérêt réel long s'écrira alors :

$$r_{Locde} = 0,75R_{Kusa} - 0,43s_{ocde}$$

(2,54) (-1,94)

$R^2 = 0,82$; R^2 ajusté = 0,80; F-statistic = 49,46; Durbin-Watson = 1,66; $AR(1) = 0,74[5,30]$; période : 1970-96

Ainsi, comme attendu, le taux de rentabilité du capital aux USA a un impact positif sur les taux d'intérêt réels longs dans les pays de l'OCDE et le coefficient du taux d'épargne demeure négatif et statistiquement différent de zéro. Une augmentation du taux de rentabilité du capital aux USA d'un point de pourcentage induirait une hausse du taux d'intérêt réel long dans les pays de l'OCDE de 0,75 points de pourcentage et une amélioration de l'épargne d'un point de pourcentage du PIB entraînerait une chute du taux d'intérêt réel long de 0,43 point de pourcentage.

1 - Le nombre de retards dans les tests de racine unitaire et les modèles à correction d'erreur est choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike soit minimum.

2 - La régression suivante permet d'estimer l'effet de l'accumulation des déficits publics dans les pays du G7 sur le taux d'intérêt réel long dans les pays de l'OCDE :

$$r_{Locde} = -0,006 + 0,46defG7_t + 0,81r_{Locde,t-1}$$

(-1,32) (2,75) (9,00)

En somme, tous nos résultats empiriques indiquent qu'à un niveau international, l'accumulation des déficits publics entraînerait une raréfaction de l'épargne. Suivant nos estimations, une telle raréfaction agit à la hausse sur les taux d'intérêt réels longs. Ainsi, indirectement, semble-t-il, l'accumulation des déficits publics aurait induit une montée du coût réel de l'argent. Même une régression directe du taux d'intérêt réel long sur le ratio au PIB du déficit public dans les pays du G7 indique que l'accumulation des déficits entraînerait une augmentation des taux d'intérêt réels longs.

2.2.2 : Déficit publics et taux d'intérêt réels dans un groupe restreint de pays en développement à systèmes financiers relativement dérégulés

Une étude effectuée par Easterly et Schmidt-Hebbell (1994) pour un échantillon de cinquante pays développés et en voie de développement indique une corrélation assez faible entre les déficits publics et les taux d'intérêt réels. Ce résultat confirme le point de vue suivant lequel la corrélation des déficits avec toute variable macro-économique est faible en raison des différences dans les moyens par lesquels les Etats financent les déficits. Ce qui importe

$$R^2 = 0,85; R^2 \text{ ajusté} = 0,83 \quad F\text{-statistic} = 61,68; \text{ Durbin-Watson} = 2,17; \text{ période} : 1970-96$$

Ainsi, l'accumulation des déficits publics dans les pays du G7 agit positivement sur les taux d'intérêt réels dans les pays de l'OCDE. A court terme, une aggravation des déficits publics d'un point de pourcentage du PIB dans les pays du G7 induirait une hausse du taux d'intérêt réel long de 0,46 point de pourcentage dans les pays de l'OCDE. A long terme, une augmentation du déficit budgétaire d'un point de pourcentage du PIB dans les pays du G7 entraînerait une hausse du taux d'intérêt réel long de 2,16 points de pourcentage dans les pays de l'OCDE.

Puisque le ratio au PIB du déficit public dans les pays du G7 et le taux d'intérêt réel long dans les pays de l'OCDE sont des variables intégrées d'ordre 1, nous avons tenté d'utiliser l'économétrie des variables non stationnaires en vue d'estimer l'impact à court et à long termes de l'accumulation des déficits publics sur les taux d'intérêt réels longs. Le test de cointégration au sens d'Engle et Granger montre que les résidus des régressions du taux d'intérêt réel long sur le ratio au PIB du déficit public et de ce dernier sur le taux d'intérêt réel long sont stationnaires au seuil de 10% et 5% respectivement. Dès lors, le modèle à correction d'erreur s'écrit :

$$\Delta r_{Locde_t} = -0,02 + 0,0008t + 0,26 \Delta defG7_t - 0,27 \Delta defG7_{t-1} - 0,36 ECT1_{t-1}$$

(-1,94) (2,11) (1,37) (-1,43) (-3,00)

$$R^2 = 0,37; R^2 \text{ ajusté} = 0,25 \quad F\text{-statistic} = 2,95; \text{ Durbin-Watson} = 1,87; \text{ période} : 1970-96$$

$$\Delta defG7_t = 0,44 \Delta r_{Locde_t} + 0,24 \Delta r_{Locde_{t-1}} - 0,72 ECT2_{t-1}$$

(2,66) (1,48) (-4,08)

$$R^2 = 0,48; R^2 \text{ ajusté} = 0,43 \quad F\text{-statistic} = 9,85; \text{ Durbin-Watson} = 2,01; \text{ période} : 1970-96$$

Les équations de notre modèle à correction d'erreur montrent qu'il existe une causalité bidirectionnelle à court et à long termes entre le taux d'intérêt réel long dans les pays de l'OCDE et le ratio au PIB du déficit public dans les pays du G7. Le test général de la causalité utilisant la méthode de Wald indique que les coefficients associés à $\Delta defG7_t$, $\Delta defG7_{t-1}$ et $ECT1_{t-1}$ dans la première équation sont statistiquement différents de zéro (F - statistic = 3,88, probabilité = 0,025; $\chi^2 = 11,65$, probabilité = 0,009). De même, les coefficients associés à Δr_{Locde_t} , $\Delta r_{Locde_{t-1}}$ et $ECT2_{t-1}$ dans la deuxième équation sont statistiquement différents de zéro (F - statistic = 6,65, probabilité = 0,002; $\chi^2 = 19,94$, probabilité = 0,0002). Le test standard de Wald révèle que les coefficients associés à $\Delta defG7_t$ et $\Delta defG7_{t-1}$ sont statistiquement différents de zéro (F - statistic = 2,94, probabilité = 0,07; $\chi^2 = 5,88$, probabilité = 0,05). De même, les coefficients associés à Δr_{Locde_t} et $\Delta r_{Locde_{t-1}}$ sont statistiquement différents de zéro (F - statistic = 4,61, probabilité = 0,022; $\chi^2 = 9,22$; probabilité = 0,01). Tous ces résultats empiriques montrent que r_{Locde} et $defG7$ sont intimement liés à court terme. Les deux variables sont aussi intimement liées à long terme selon le test de Wald sur les coefficients associés aux termes de correction d'erreur. En effet, le coefficient associé à $ECT1_{t-1}$ dans la première équation est statistiquement différent de zéro (F - statistic = 8,96, probabilité = 0,007; $\chi^2 = 8,96$, probabilité = 0,002). De même, le coefficient associé à $ECT2_{t-1}$ dans la deuxième équation est statistiquement différent de zéro (F - statistic = 16,67, probabilité = 0,0005; $\chi^2 = 16,67$, probabilité = 0,00005).

n'est pas le déficit lui même mais la méthode utilisée pour le financer. Comme première approximation, chaque type de financement, s'il est utilisé d'une manière excessive, peut entraîner un déséquilibre macro-économique spécifique. C'est dans ce sens que le financement par endettement intérieur est susceptible d'augmenter le coût réel de l'argent.

Des études de cas disponibles affirment que l'endettement domestique a pour conséquence d'augmenter les taux d'intérêt réels. Des analyses basées sur des modèles de portefeuille ou d'équilibre général indiquent que l'emprunt domestique renchérit le coût réel de l'argent (voir Marshall et Schmidt-Hebbel, 1994; Easterly, 1994, Haque et Montiel, 1994; Morandé et Schmidt-Hubbell, 1994). Ces analyses ont permis de simuler les effets à long terme des déficits budgétaires sur le taux d'intérêt réel. Le tableau 40 résume les résultats de ces analyses pour quatre pays en développement, à savoir le Chili, la Colombie, le Pakistan et Zimbabwe. Ces résultats empiriques indiquent que les effets des déficits publics sur les taux d'intérêt réels varient largement d'un pays à un autre reflétant ainsi les différences dans la volonté des détenteurs d'actifs financiers de modifier les formes alternatives de l'épargne.

En raison de la rareté des études empiriques sur l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels et de l'indisponibilité des données statistiques, nous nous limiterons dans ce qui suit à trois cas de pays en voie de développement qui ont fait l'objet d'études empiriques. Nous envisagerons successivement les cas chilien, argentin et zimbabwéen.

2.2.2.1 : Les cas chilien et argentin

Une étude empirique du cas argentin (Rodriguez, 1991,1994) montre comment les taux d'intérêt réels ainsi que les taux d'inflation ne peuvent être qu'anormalement élevés dans un environnement de croissance monétaire excessive et d'endettement public croissant, notamment auprès du système bancaire.

L'étude de Rodriguez est basée sur la relation à l'état régulier (*steady state*) entre le taux d'intérêt et le taux d'inflation. Etant donné la monétisation excessive des déficits publics en Argentine, "*l'intérêt est payé sur la monnaie en émettant plus de monnaie*" (Rodriguez, 1994 : 146). Ainsi, il semble que l'hypothèse selon laquelle il y a 100% de réserve obligatoire sur la monnaie rémunérée (D) et la monnaie non rémunérée (MI) est plausible. Sous cette hypothèse, on peut exprimer la monnaie de base (MB) comme suit :

$$MB_t = MI_t + D_t \quad (11)$$

On suppose également les relations comportementales suivantes entre la demande des deux types de monnaie, le taux d'inflation (π) et le taux d'intérêt nominal (i) :

$$\frac{MI_t}{P_t} = L(p_t); \quad L' < 0 \quad (11.1)$$

$$\frac{D_t}{P_t} = F(i_t - p_t); \quad F' > 0 \quad (11.2)$$

En raison de la monétisation excessive des déficits en Argentine, on peut dire sans risque que la monnaie de base additionnelle permet de financer le déficit budgétaire (def) et de rémunérer les dépôts bancaires (D) transférés presque en totalité à la Banque centrale. Dès lors, on peut écrire :

$$\Delta MB_t = i_t \cdot D_t + def_t \quad (11.3)$$

En désignant par $h = \frac{def}{p}$, le déficit budgétaire réel, l'équation (11.3) devient :

$$\frac{\Delta MB}{MB} = \frac{i_t \cdot D_t}{MB} + \frac{h \cdot P}{MB} \quad (11.4)$$

Les équations (11), (11.1) et (11.2) permettent d'écrire :

$$\frac{MB}{P} = L(\pi) + F(R) \quad (11.5)$$

A l'état régulier (*steady-state*), l'égalité suivante devrait exister :

$$\frac{dMB}{MB} = \pi \quad (11.6)$$

En utilisant l'équation (11.2), l'équilibre *steady-state* peut se réécrire :

$$L(\pi) \cdot \pi = F(R) \cdot R + h = \frac{D \cdot R}{P} + h \quad (11.7)$$

Ainsi, l'équation (11.7) montre que la valeur réelle ($L(\pi) \cdot \pi$) de la taxe d'inflation est égale à la somme des intérêts réels ($D \cdot R / P$) de la dette réelle de la Banque centrale (déficit *quasi-budgétaire*) et du déficit *conventionnel réel* (h). Dans une économie où le secteur réel (ou le marché international des capitaux) peut déterminer le taux d'intérêt réel (R), la condition d'équilibre (11.7) peut déterminer le taux d'inflation (π) qui est un taux d'équilibre en ce sens qu'il permet de dégager la taxe inflationniste exigée pour payer ($D \cdot R / P$) et h .

Tableau 40 : simulations de l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels avec financement par endettement public domestique dans un groupe de PVD

| Pays | Effet d'un point de pourcentage supplémentaire du ratio au PIB du déficit budgétaire sur le taux d'intérêt réel avec financement par endettement domestique (en %) |
|-------------------------|--|
| Chili ^(a) | 0,10 |
| Colombie ^(b) | 3,00 |
| Pakistan ^(c) | 1,10 |
| Zimbabwe ^(d) | 2,70 |

Sources :

(a) Marshall et Schmidt-Hebbel (1994)

(b) Easterly (1994)

(c) Haque et Montiel (1994)

(d) Morandé et Schmidt-Hebbel (1994)

La fonction estimée de la demande réelle de M1 (c'est-à-dire $L(\pi)$) peut avoir la forme suivante :

$$L(\pi) = a_0 \cdot e^{-a_1 \cdot \pi}; \quad a_1 > 0 \quad (11.8)$$

De même, la fonction estimée de la demande réelle ($F(R)$) des dépôts peut s'écrire :

$$F(R) = b_0 \cdot e^{b_1 \cdot R}; \quad b_1 > 0 \quad (11.9)$$

Dès lors, l'équation (13.7) devient :

$$a_0 \cdot e^{-a_1 \cdot \pi} \cdot \pi = b_0 \cdot e^{b_1 \cdot R} \cdot R + h \quad (11.10)$$

Si on suppose que le taux d'intérêt réel (R) est déterminé par le secteur réel ou par le marché international des capitaux, l'inconnue (π) peut prendre plusieurs valeurs selon les niveaux de R supposé connu. On suppose alors que les autorités monétaires choisissent la solution du taux d'inflation le plus bas (ou la solution la plus efficiente).

En différentiant l'équation (11.7), la relation *steady-state* entre R et π peut s'écrire:

$$\frac{d\pi}{dR} = \frac{F + R.F'}{L + \pi.L'} \quad (11.11)$$

En raison du fait que la monnaie de base tend à se situer, dans un environnement de monétisation excessive des déficits, au voisinage de la somme de la monnaie rémunérée et de la monnaie non rémunérée et qu'une augmentation de la taxe inflationniste réelle ($\pi MB/P$) ne peut avoir lieu sans une augmentation du taux d'intérêt réel destiné à attirer les dépôts (D) vers la Banque centrale, le terme droit de l'équation (11.11) doit être positif tant que l'économie se situe au niveau efficient de la courbe de la taxe inflationniste¹, c'est-à-dire au niveau où toute augmentation du taux d'inflation correspond à une hausse de la taxe inflationniste.

Ainsi, au sein d'une économie hyperinflationniste comme celle de l'Argentine, les autorités monétaires essaient d'éviter l'expansion des exigibilités non rémunérées de la Banque centrale en augmentant le taux d'intérêt réel en fonction des conditions du marché en vue d'accumuler les exigibilités rémunérées. Une telle conduite se base sur la croyance très répandue selon laquelle seule l'expansion des exigibilités non rémunérées entraîne l'augmentation des prix. Une telle croyance est évidemment fallacieuse parce que, dans un tel environnement hyperinflationniste, la base monétaire comme élément générateur de l'inflation à long terme, tend à se situer au niveau de la somme de la monnaie rémunérée et non rémunérée.

Une autre étude intéressante est celle effectuée pour le cas chilien par Marshall et Schmidt-Hebbel (1994). Le point de départ de leur modèle est l'identité fondamentale du financement public. Pour plusieurs pays en développement après la crise de l'endettement international de 1982, l'endettement extérieur est devenu exogène. Dès lors, une augmentation du déficit primaire doit être financé principalement par l'émission des titres de la dette publique domestique ou par la création de la monnaie de base. L'étude empirique de Marshall et Schmidt-Hebbel (1994) utilise un modèle standard d'équilibre du portefeuille du secteur privé détenant la monnaie MI , les titres de la dette publique intérieure (DPI) et les actifs étrangers porteurs d'intérêts.

En ce qui nous concerne, le modèle de Marshall et Schmidt-Hebbel (1994) montre que le signe du coefficient associé au stock de la dette publique dans l'équation du taux d'intérêt est positif et significativement différent de zéro. Cela signifie que dans le cas chilien, une augmentation du stock de la dette publique induit une hausse des taux d'intérêt. Marshall et Schmidt-Hebbel (1994) ont utilisé leur modèle en vue de simuler l'impact sur l'inflation et les taux d'intérêt dans le cadre de stratégies alternatives de financement des déficits. En supposant que l'économie est dans un état d'équilibre *steady-state* initial, les deux auteurs estiment qu'un déficit temporaire de 2% du PIB financé par la dette publique domestique engendrerait une hausse légère aussi bien du taux d'inflation que du taux d'intérêt. L'augmentation du niveau des prix nécessaire pour maintenir l'équilibre du portefeuille est moins accentuée que dans le cas du financement monétaire. L'impact essentiel du changement de la politique budgétaire semble se produire dans le premier trimestre. La seule exception est l'augmentation graduelle des prix lorsque le déficit budgétaire est financé par l'emprunt domestique.

¹ - C'est-à-dire au niveau de la partie ascendante de la courbe *Laffer* de seigneurage.

2.2.2.2: Le cas zimbabwéen

Une autre étude empirique dans le contexte d'une économie où le système financier est relativement dérégulé, a été effectuée par Morandé et Schmidt-Hebbel (1994) pour le cas de Zimbabwe¹. Leur approche est basée sur l'estimation de la fonction de demande de monnaie.

L'équation estimée de la demande de monnaie a été ensuite transformée en une fonction du taux d'intérêt réel et complétée par l'équation du comportement du taux d'inflation. Les simulations effectuées par Morandé et Schmidt-Hebbel (1994) prennent en considération les effets dynamiques de *feed-back* directs et indirects. A titre d'exemple, une augmentation de la demande réelle de la monnaie de 1% engendrerait une chute du taux d'intérêt réel de 0,71 point de pourcentage en t et une hausse de 0,49 point de pourcentage en $t+1$. Cependant, si les variations de la demande de monnaie induisent des variations de la monnaie de base, il y aura d'autres mécanismes de transmission indirects, comme l'effet de la variation de la monnaie de base sur l'inflation en $t+1$ et les variations de la valeur réelle de la richesse financière du secteur privé qui pourraient modifier l'effet commençant en $t+1$. Les exercices effectués permettent de simuler l'effet d'un déficit primaire temporaire financé alternativement par

1. Une autre étude importante de l'impact des déficits budgétaires sur les taux d'intérêt réels est celle qui a été effectuée par Easterly (1994) pour le cas de la Colombie. Après l'estimation des fonctions de demande de monnaie et de la dette publique domestique, l'auteur a procédé au calibrage des variables exogènes en vue de reproduire les taux d'intérêt réels et les taux d'inflation observés sur la période 1987-1989. Ensuite, il s'est concentré sur les variations des déficits et sur leur financement en vue d'évaluer leur impact sur les taux d'intérêt réels et les taux d'inflation. L'auteur a effectué des simulations pour rendre compte d'un tel impact. La première simulation concerne l'effet d'une augmentation de l'investissement public financé par un emprunt domestique. Une expansion budgétaire de 1,2% du PIB en 1987, 0,80% en 1988 et 0,70% en 1989, conduirait à une augmentation du taux d'intérêt réel allant de 3% en 1987 à 5% en 1989. Une telle augmentation du taux d'intérêt réel entraîne à son tour une chute du ratio au PIB de l'investissement privé de 0,50% en 1987-88 et de 0,80% en 1989. Comme le pense Easterly (1994 : 251), "même si cette chute n'est pas aussi grande que l'augmentation initiale de l'investissement public, la croissance économique chute parce que seul l'investissement privé affecte la croissance". Par ailleurs, la hausse des taux d'intérêt réels a deux effets compensatoires sur la demande de la base monétaire : un effet positif sur les réserves prélevées sur la quasi-monnaie et un effet négatif sur la demande de la monnaie fiduciaire et les réserves sur les dépôts à vue. Une augmentation de la dépense publique financée par la création monétaire augmenterait le taux d'intérêt réel conformément aux prédictions de la statique comparative. Ce résultat de simulation est lié au fait que l'augmentation de la taxe inflationniste sur les dépôts bancaires pour un taux d'intérêt réel préteur donné exige une augmentation du taux d'intérêt si on souhaite que les dépôts augmentent en vue de maintenir l'équilibre. La dernière simulation concerne le cas où on substitue la création monétaire au financement par l'endettement domestique en laissant le déficit inchangé. Une augmentation du financement monétaire de 0,2% en 1987 et de 1,1% en 1988-1989 est encore associée à une inflation élevée de 15% par an. L'effet sur le taux d'intérêt réel est ambigu en raison des effets compensatoires d'une taxe inflationniste élevée sur les dépôts et d'une chute des exigences du besoin d'endettement de l'Etat. Durant la première année où la diminution de l'emprunt public est minime, l'augmentation de la taxe inflationniste domine, augmentant le taux d'intérêt réel de 1,30%. Durant la deuxième et la troisième années, les diminutions plus substantielles de l'emprunt domestique dominant, entraînant une chute du taux d'intérêt réel de 3% la première année et de 5% la deuxième année. A son tour, la chute du taux d'intérêt réel implique une amélioration de l'investissement privé de 0,80% du PIB en 1989 mais la consommation privée chute en raison de l'impact érodant de la taxe inflationniste.

Des exercices de simulation effectués par Haque et Montiel (1991, 1994) pour le cas du Pakistan se basent sur l'estimation de certaines équations comportementales complétées par des identités macro-économiques fondamentales. Plus précisément, les deux auteurs ont estimé des équations du revenu permanent, de la consommation privée, de l'investissement privé et de la croissance économique. Le fonctionnement du modèle de Haque et Montiel (1991, 1994) peut être décrit comme suit : i) la consommation publique, l'investissement public et les recettes fiscales sont considérées comme des variables exogènes déterminées par la politique économique ; ii) les variables de la politique monétaire sont constituées de l'offre de la monnaie de base, de l'emprunt du secteur public des banques commerciales et des prêts de la Banque centrale aux banques commerciales ainsi que du ratio des réserves ; iii) l'emprunt public étranger est traité comme une variable exogène. Cette dernière hypothèse signifie tout simplement, comme on peut le comprendre à travers la contrainte budgétaire du secteur public, que l'emprunt domestique non bancaire est le mode résiduel du financement du secteur public. Le premier exercice de simulation examine les conséquences macro-économiques de la limitation de la dette domestique par le secteur public après 1982/1983 en augmentant le financement monétaire. Plus précisément, le flux de la dette publique domestique est réduit de 10% chaque année de 1983/84 à 1982/83 en le remplaçant par l'émission de la monnaie de base. Le résultat aurait été que le stock de la dette devient inférieur à sa valeur de base, mais les déviations en pourcentage par rapport à cette valeur de base auraient varié dans le temps. Un financement monétaire additionnel aurait impliqué une augmentation plus importante des prix. Toutefois, puisque les taux d'intérêt domestiques auraient été plus bas, l'investissement privé aurait augmenté et, en conséquence, le PIB réel aurait augmenté à court terme. Des taux d'intérêt bas auraient impliqué une baisse du ratio au PNB du déficit public. Le deuxième exercice de simulation effectué par Haque et Montiel (1991, 1994) suppose une réduction du déficit de 10%, l'émission des titres de la dette publique demeurant le mode résiduel de financement. Il est supposé que la réduction du déficit est rendue possible grâce à une diminution de l'investissement du secteur public. La simulation montre que ceci aurait exigé de plus amples réductions de l'investissement public. Outre l'effet négatif de ces réductions sur la croissance économique réelle, elles auraient entraîné une augmentation des prix et donc des taux d'intérêt nominaux.

l'émission de la monnaie de base et des titres de la dette publique domestique. On suppose une augmentation de 10% du déficit primaire nominal ajusté durant une première période de seize trimestres allant de 1990 : 1 à 1993 : 4. Au temps 0 (c'est à dire en 1989 : 4), avant que le déficit primaire ajusté varie, le système est supposé être en situation *steady-state*, aucun changement n'intervient dans les variables. Si l'augmentation de 10% du déficit primaire ajusté avait été financée par l'émission de la monnaie de base, les taux d'intérêt réels auraient décliné significativement. Puisque l'inflation n'est pas affectée jusqu'au deuxième trimestre de 1990, l'augmentation de la monnaie de base engendre une accélération de la demande réelle de monnaie. A partir du deuxième trimestre de 1990, l'effet positif décalé de la demande réelle de monnaie sur le taux d'intérêt réel fait revenir le taux d'intérêt réel à son niveau initial. Toutefois, cet effet est compensé par une aggravation de l'inflation durant ce trimestre. Le niveau des prix augmente cumulativement de 1,31%, soit environ la moitié de l'augmentation initiale de la monnaie de base. L'effet final sur le taux d'intérêt réel est une réduction de 1,30 points de pourcentage. Le deuxième exercice de simulation suppose une augmentation de 10% du déficit primaire ajusté, financée par la dette intérieure avec une monétisation des paiements d'intérêts et du principal. Dans cette simulation, on a supposé que le gouvernement procède à l'émission de nouveaux titres de la dette publique domestique en vue de financer l'augmentation du déficit en 1990 : 1 et, au début du second trimestre, il commence à émettre de la monnaie de base en vue de payer les intérêts de la nouvelle dette. L'émission des titres de la dette a un effet positif fort sur le taux d'intérêt réel mais n'a aucun effet sur l'inflation puisque la monnaie de base n'a pas changé. En revanche, les paiements d'intérêts financés par la création monétaire à partir de 1990 : 2 réduisent le taux d'intérêt réel. A partir de 1990 : 3, l'augmentation de la monnaie de base conduit à l'inflation. La dette émise en 1990 : 1 dure 15 trimestres et est payée par l'émission de la monnaie de base. Ce déplacement de portefeuille cause une grande chute du taux d'intérêt réel en 1993 : 3 et des tensions inflationnistes lors du trimestre suivant. Même si l'émission des titres de la dette publique pourrait se maintenir à un niveau élevé pour longtemps, le financement des intérêts par la création monétaire induit une situation tendant vers un état insoutenable des taux d'inflation. La stratégie de financement par la dette finit par des taux d'inflation élevés après seize trimestres avec une inflation cumulative de 1,88%, soit un pourcentage supérieur à la valeur cumulative de 1,31% dans le premier exercice de simulation où on a supposé que le déficit est directement monétisé. Le dernier exercice de simulation suppose une augmentation du déficit primaire de 10%, financée par la dette domestique en 1990 : 1, avec un financement des paiements d'intérêts par l'émission de plus de titres de la dette jusqu'à 1990 : 3, après quoi la dette devient monétisée. Alors que le stock de la dette augmente, le taux d'intérêt réel s'élève également mais le niveau des prix n'est pas affecté puisque la monnaie de base ne varie pas. Après le remboursement de la dette en 1993 : 3, cette tendance change, le taux d'intérêt réel chute substantiellement et l'inflation s'attise. Ensuite, le taux d'intérêt réel et le taux d'inflation suivent un sentier comparable à celui de la première simulation. Néanmoins, l'augmentation de la monnaie de base devrait être plus élevée pour permettre le remboursement de la dette accumulée. Le résultat serait une inflation plus aiguë que dans la première simulation.

Malgré leur simplicité, ces diverses simulations montrent la sensibilité dynamique⁴ des principales variables endogènes, à savoir le taux d'intérêt réel et le taux d'inflation, aux politiques publiques de financement des déficits budgétaires. Les simulations illustrent bien le phénomène de l'arithmétique monétariste déplaisante (*unpleasant monetarist arithmetic*) suivant laquelle le financement des déficits publics par la dette ne fait que reporter l'inflation dans le temps. Le gouvernement de Zimbabwe a multiplié ses interventions sur le système financier depuis 1983 en vue de générer un surplus privé permettant de financer de larges déficits. Le fait de compter sur le financement par la dette semble être un choix optimal parce qu'il permet d'éviter la finance inflationniste. Cependant, les simulations ci-dessus indiquées

montrent que cette solution n'est pas soutenable à long terme lorsque le secteur privé devient moins désireux de détenir des titres additionnels de la dette publique poussant l'Etat à compter davantage sur la création monétaire et à attiser ainsi les tensions inflationnistes. En dépit de la régulation du secteur financier et du surplus privé, un trend modérément croissant des taux d'intérêt réels a été observé durant les années 80, résultant d'une hausse du stock de la dette publique intérieure. En conséquence, comme le note Jenkins (1997 : 1), certaines politiques adoptées par Zimbabwe durant les années 80 et 90 *"visant à redistribuer les ressources et à lutter contre la pauvreté, ont échoué et ont eu des effets pervers, créant des distorsions conduisant à l'instabilité macro-économique. A Zimbabwe, la croissance du secteur public devient un fardeau imposé à l'économie au lieu d'être un catalyseur de la croissance économique et du développement"*.

II- Impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels : un contexte de systèmes financiers administrés

La réalité des marchés financiers dans les pays en développement diffère de celle prévalant dans les pays développés. En particulier, dans maints pays en développement, les marchés financiers sont faiblement libéralisés et les taux d'intérêt sont généralement administrés. En conséquence, l'impact des déficits budgétaires sur le coût réel de l'argent dans ces pays dépendra évidemment des caractéristiques des marchés financiers et du degré de contrôle ou de libéralisation des taux d'intérêt réels. En particulier, si les taux d'intérêt peuvent être et sont contrôlés, la taxe implicite sur les actifs financiers peut être une source importante de recettes exceptionnelles pour l'Etat. Dans plusieurs pays en développement, en libéralisant les taux d'intérêt, la réforme financière a réorienté le financement des déficits publics de la répression financière implicite vers l'émission explicite des titres de la dette publique. Dans ce qui suit, nous axerons l'analyse sur la relation entre les déficits publics et la répression financière dans un contexte de systèmes financiers administrés. Nous étudierons successivement la mesure et l'impact de la répression financière sur le crédit accordé au secteur privé (sous-section 1) et l'impact du taux d'intérêt réel sur la demande réelle des dépôts à terme au Maroc et dans un échantillon de pays en voie de développement (sous-section 2).

1- Mesure et impact de la répression financière sur le crédit accordé au secteur privé

Dans un contexte de répression financière et de taux d'intérêt administrés, le financement des déficits budgétaires peut se faire grâce à la taxation implicite des actifs financiers. Dans ce qui suit, nous tenterons d'abord de survoler la littérature relative à la répression financière tout en essayant de mesurer ce phénomène. Ensuite, nous essaierons de procéder à l'estimation de l'interaction entre la répression financière, les déficits budgétaires et le crédit accordé au secteur privé au Maroc et dans un groupe de pays en développement.

1.1 : la répression financière : survol de la littérature et essai de mesure

Comme l'estiment Leite et Sundararajan (1990 : 735), *"la pensée économique reconnaît le rôle de la politique du taux d'intérêt comme technique de gestion de la demande en vue de restaurer les équilibres internes et externes et d'assurer une meilleure allocation des ressources...les taux d'intérêt influencent la demande et l'offre des ressources d'investissement ainsi que les décisions de consommation et d'investissement des agents économiques. Ils sont au centre de toutes politiques économiques que les autorités monétaires peuvent choisir de prendre en vue d'influencer le climat des affaires et l'activité économique en général. Ils affectent le taux de change et les mouvements de capitaux ainsi que l'inflation...En dépit de l'importance de cette variable, maints pays en développement ont*

choisi de maintenir les taux d'intérêt à des niveaux irréalistes. Un grand nombre de pays en développement ont traditionnellement poursuivi des politiques de taux d'intérêt anormalement bas et inchangés". Ces politiques de répression financière sont dues au désir des pouvoirs publics d'augmenter le niveau de l'investissement, d'améliorer l'allocation des ressources entre les secteurs et de fixer les coûts financiers à des niveaux bas afin d'éviter de possibles effets inflationnistes d'une libéralisation éventuelle des taux d'intérêt.

Dans la suite de notre analyse, nous tenterons de survoler et de discuter la littérature relative à la répression financière et de proposer sa mesure dans le cas marocain comme dans le cas d'un groupe de pays en voie de développement.

1.1.1: La répression financière : les fondements théoriques et les tentatives de mesure

Le survol de la littérature concerne ici aussi bien l'impact économique de la répression financière que les problèmes que pose sa mesure.

1.1.1.1 : L'impact économique de la répression financière : les soubassements théoriques

Mckinnon (1973) et Shaw (1973) s'élèvent contre la croyance très répandue selon laquelle des taux d'intérêt bas stimulent l'investissement et la croissance économique. Ils ont montré que si les taux d'intérêt sont réduits en dessous des niveaux d'équilibre du marché, la demande d'investissement augmentera sans doute, mais l'investissement lui-même diminuera en fait, puisqu'à des taux d'intérêt bas, une épargne insuffisante sera générée pour financer un tel investissement. En outre, l'excès de la demande d'investissement exigera un rationnement des ressources existantes face à des investisseurs concurrents désirant emprunter à des taux d'intérêt bas. Là où existent le rationnement du crédit et le contrôle des taux d'intérêt prêteurs, *"il est improbable que les intermédiaires financiers choisiraient d'offrir les fonds en fonction d'un classement des taux de rendement de l'investissement"* (Leite et Sundararajan, 1990 : 736).

Plus probablement, d'autres facteurs comme le pouvoir politique et d'influence joueraient un rôle important dans les décisions des intermédiaires financiers. En conséquence, une politique de taux d'intérêt bas entrave l'investissement et tend aussi à réduire le taux moyen du rendement de l'investissement en dessous du taux maximum. En outre, comme le montrent Johnson (1975) et Khatkhate (1978), les arguments empiriques tendent à réfuter l'hypothèse suivant laquelle l'application de taux d'intérêt sélectivement bas au profit de secteurs économiques préférentiels est susceptible d'améliorer l'allocation des ressources. L'effet de ces politiques sélectives de crédit sur la croissance et l'investissement est partout minime en raison du fait qu'il est très difficile de s'assurer que les fonds sont utilisés pour la réalisation des objectifs fixés au départ.

En ce qui concerne l'impact inflationniste probable de la libéralisation des taux d'intérêt, certains arguments empiriques montrent qu'il y aura sans doute quelques effets à court terme sur les prix. Cependant, à moyen et à long terme, les effets de propagation sur les dépenses de consommation privée ne seraient pas complets du fait que la hausse des taux d'intérêt réduirait la demande. En outre, du côté de l'offre, une montée des taux d'intérêt due à la libéralisation encouragerait probablement l'offre de l'épargne qui, une fois transformée en investissement, augmenterait l'offre agrégée atténuant ainsi l'impact de la libéralisation des taux d'intérêt sur l'inflation.

En relation avec le financement des déficits publics, même dans le cas où les taux d'intérêt sont déterminés par les conditions accidentelles du marché, le secteur public pourrait avoir un impact substantiel sur ces taux en raison de la taille de ses opérations de financement (voir à ce propos, Rodríguez, 1991, 1994; Easterly et Schmidt-Hebbel, 1993, 1994; Marshall et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994; Easterly, 1991, 1994; Haque et Montiel, 1991, 1994; Morandé et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994). Si les fonds sont mobilisés sur les marchés financiers en termes égaux avec le secteur privé, et pourvu que le rendement social des programmes publics financés par ces fonds excède le taux du marché, il n'y aura pas nécessairement une mauvaise allocation des ressources. Cette dernière pourrait avoir lieu si les besoins de crédit de l'Etat sont imposés d'une manière directe ou à travers des incitations particulières offertes aux détenteurs des titres de la dette publique, comme les incitations fiscales par exemple.

Dans d'autres cas, une partie plus ou moins grande des dépôts dans les institutions financières est utilisée par l'Etat pour des fins de liquidité ou de réserves bancaires non rémunérées au sein de la Banque centrale¹. Dans ces conditions, le pouvoir d'achat serait redistribué en faveur du secteur public, induisant une éviction du secteur privé, notamment en cas d'augmentation concomitante des prix. L'éviction serait même plus prononcée surtout si des restrictions quantitatives sur l'emprunt du secteur privé sont simultanément imposées en vue de corriger les tendances inflationnistes.

Tous ces aspects de répression financière contribuent évidemment à financer les déficits publics dans maints pays en voie de développement, notamment durant les années 70 et la première moitié des années 80. Comment cette répression financière est mesurée? Quel est son effet sur les montants des déficits publics financés? Comment influence-t-elle le crédit disponible pour le secteur privé et la croissance économique en général? Pour tenter de répondre à ces diverses questions, nous avons collecté des données statistiques et exploré les différentes méthodologies de calcul de la répression financière dans le monde en développement et nous avons essayé de déterminer des relations simples entre une telle répression, le crédit disponible pour le secteur privé et les opportunités de croissance économique.

Partout dans le monde en développement, les pays où sévissent la répression financière sont évidemment ceux où les taux d'intérêt réels demeurent négatifs durant de longues années. Des données statistiques que nous avons collectées montrent clairement comment les taux d'intérêt nominaux sur les dépôts bancaires demeurent inférieurs aux taux d'inflation dans maints pays en voie de développement.

Le tableau N°35 retrace les niveaux des taux d'intérêt réels dans un échantillon de pays en développement pour lesquels nous disposons de données statistiques. Le tableau révèle qu'alors que les taux d'intérêt réels étaient généralement négatifs durant les années 70, reflétant la persistance de la répression des systèmes financiers dans la plupart des pays, ils deviennent positifs durant les années 80 et/ou 90, indiquant que les pays en développement ont entrepris des réformes financières durant la période, notamment en libéralisant les taux d'intérêt.

¹. Dans le cas de l'augmentation des ratios de liquidité obligatoire à des niveaux supérieurs à ce qui serait nécessaire pour réaliser les objectifs prudentiels, des ressources du système financier sont transférées à des taux d'intérêt nuls ou inférieurs aux taux du marché, induisant ainsi une éviction plus prononcée du secteur privé. Notons également qu'une grande partie des déficits publics dans certains pays en développement est constituée de pertes de la Banque centrale, pertes qui peuvent avoir les mêmes effets inflationnistes que la monétisation pure et simple des déficits. Ces pertes résultent souvent du transfert des risques de change du secteur public vers la Banque centrale ou de la non application de taux d'intérêt adéquats sur les prêts accordés par la Banque centrale à l'Etat ou aux secteurs préférentiels de l'économie. Il s'agit là de ce qu'on appelle les quasi-déficits budgétaires (*quasi-fiscal deficits*) dans la littérature consacrée à ce sujet (voir Rodríguez, 1994; Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbel, 1994; Marshall et Schmidt-Hebbel, 1994).

Tableau 35 : TAUX D'INTERET REELS SUR LES DEPOTS BANCAIRES DANS UN ECHANTILLON DE PAYS EN DEVELOPPEMENT DURANT LA PERIODE 1970-1997 (EN POURCENTAGE ANNUEL).

| Pays | 70-79 | 80-88 | 89-97 | 89-92 | 77-82 | 83-88 | 89-96 | 77-79 | 85-88 |
|------------|--------|--------|-------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
| Afr.Sud | - | -2,11 | - | 2,13 | -4,35 | -0,69 | 2,95 | -3,74 | -2,87 |
| Bahamas | - | 0,36 | 2,10 | 0,76 | - | 1,63 | 1,77 | - | 0,75 |
| Barbade | - | -0,96 | 1,46 | 0,67 | - | 1,14 | 2,00 | - | 1,02 |
| Chili | -15,90 | 7,27 | - | 7,65 | 10,48 | 0,34 | 6,05 | -0,17 | -2,68 |
| Corée | 1,35 | 2,70 | 3,28 | 3,11 | -0,46 | 5,83 | 2,73 | 2,62 | 5,98 |
| C-Rica | - | - | 0,60 | -1,25 | - | -1,53 | 0,70 | - | -0,63 |
| C.Ivoire | -5,57 | -0,68 | - | 5,45 | -6,97 | 0,58 | - | -10,74 | -0,29 |
| Egypte | - | -5,30 | - | -4,98 | -4,77 | -5,62 | -2,22 | -4,92 | -6,07 |
| Gabon | - | 1,64 | - | 4,20 | - | 4,68 | 1,48 | - | 7,33 |
| Ghana | -20,00 | -19,70 | - | - | - | -16,00 | - | -32,27 | -7,04 |
| Indonésie | -3,70 | 2,04 | - | 11,10 | -5,21 | 6,20 | 8,48 | -4,15 | 9,37 |
| Israël | - | - | -0,38 | -3,16 | - | -7,56 | -0,89 | - | -12,20 |
| Jordanie | - | - | - | -4,45 | - | - | -1,89 | - | - |
| Kenya | -5,67 | -0,80 | - | - | -6,29 | 1,56 | - | -7,05 | 1,56 |
| Madag. | - | - | 1,67 | 8,02 | - | - | 0,70 | - | - |
| Malaisie | - | 3,44 | 2,70 | 2,70 | 0,96 | 4,62 | 2,41 | 0,83 | 4,54 |
| Maroc | -2,60 | 1,77 | 3,79 | 3,76 | -1,62 | 3,03 | 3,79 | -2,50 | 4,55 |
| Mexique | - | -9,74 | - | 3,20 | -5,61 | -11,55 | 2,52 | -5,10 | -9,63 |
| Philippin. | - | -0,42 | - | 2,86 | -1,50 | -0,43 | 2,02 | -2,62 | 3,41 |
| Sénégal | -3,82 | -0,68 | - | 7,35 | -2,62 | 0,68 | - | -1,85 | 2,97 |
| Swaziland | - | -4,65 | -2,28 | -0,14 | -7,04 | -3,67 | -2,26 | -7,45 | -6,46 |
| Thaïlande | - | 5,78 | 5,12 | 5,52 | -0,03 | 8,55 | 5,12 | -0,31 | 7,60 |
| Togo | -3,80 | 1,27 | - | 6,53 | -4,85 | 5,21 | - | -3,10 | 5,42 |
| Tunisie | - | -3,26 | - | - | -5,15 | -1,66 | - | -3,84 | -0,51 |
| Turquie | - | -4,77 | - | -4,15 | -19,70 | 0,67 | -4,07 | -23,73 | -2,44 |
| Zambie | -5,70 | -14,01 | - | - | -6,24 | -18,25 | - | -6,95 | -21,77 |
| Zimbabwe | -2,30 | -2,50 | - | -6,92 | -4,07 | -3,22 | -2,47 | -7,07 | -0,63 |

Source : nos calculs sur la base de données brutes puisées dans *International Financial Statistics Yearbook* (FMI, 1998).

Note : le taux d'intérêt réel (r) sur une période donnée est le taux d'intérêt réel annuel moyen sur cette période. Le taux d'intérêt réel (r) est calculé en utilisant la formule examinée et discutée dans la première section de ce chapitre. Puisque ce taux peut être défini comme étant le taux de variation de la valeur réelle des dépôts bancaires, nous aurons : $r = (i - \pi) / (1 + \pi)$; où i est le taux d'intérêt nominal et π est le taux d'inflation. Pour tous les pays, i est le taux d'intérêt nominal sur les dépôts bancaires rémunérés. π est mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation sauf pour le Chili et Israël où, en raison de l'indisponibilité des données, π est estimé par le taux de croissance du déflateur du PIB.

1.1.1.2 : Une revue de la littérature relative à la mesure de la répression financière

En se basant sur des données sur les taux d'intérêt réels, plusieurs approches ont été adoptées dans la littérature en vue de mesurer le degré de la répression qui a pesé sur les systèmes financiers dans le monde en développement, notamment durant les années 70 et la première moitié des années 80. Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbel (1994) ont suggéré deux méthodes de calcul de la taxe implicite due à la répression financière. Premièrement, elle peut être estimée par la différence entre les taux d'intérêt réels domestique et étranger

multipliée par le stock en cours de la dette publique. Une deuxième méthode consiste à multiplier la différence entre les deux taux réels (domestique et étranger) par les dépôts bancaires à terme en cours. Cette deuxième méthode suppose évidemment que les recettes dues à la répression financière, collectées par le système financier, sont souvent transférées au secteur public à travers les détentions obligatoires des titres de la dette publique par les institutions financières ou à travers les réserves non rémunérées ou faiblement rémunérées détenues par la Banque centrale.

Les pionniers dans ce domaine sont toutefois Easterly (1989), Giovannini et de Melo (1990) et Chamley et Honohan (1990). Selon Easterly (1989), la taxe implicite due à la répression financière peut être déterminée par l'opposé du produit du taux d'intérêt réel et du ratio au PIB du stock de la dette publique domestique en cours en dehors de la Banque centrale. Giovannini et de Melo (1990), quant à eux, estiment la taxe implicite due à la répression financière par le produit de l'excédent du taux d'intérêt étranger sur le taux d'intérêt domestique et le ratio au PIB du stock de la dette publique domestique en cours en dehors de la Banque centrale. Quant à Chamley et Honohan (1990), ils déterminent la taxe implicite due à la répression financière par le produit de l'excédent du taux d'intérêt réel moyen de l'OCDE (soit 0,90%) sur le taux d'intérêt réel domestique et du ratio au PIB des dépôts bancaires à terme. Le tableau 38 résume les résultats obtenus par ces auteurs pour un groupe de pays en développement durant les années 80.

Il importe de noter que ce sont les pays où les taux d'intérêt nominaux demeurent faibles par rapport aux taux d'inflation qui enregistrent les niveaux les plus élevés de taxes implicites dues à la répression financière. Les estimations de Giovannini et de Melo (1990) dans le tableau 38 surévaluent les recettes dues à la répression financière dans les cas du Mexique, du Maroc, du Pakistan et de Zimbabwe parce que dans ces cas, le taux de la taxe implicite est estimé par la différence *ex post* entre les taux d'intérêt domestique et étranger, y compris la *dévaluation*. Or, ces pays ont connu des dévaluations réelles régulières durant la première moitié de la décennie 80. Dans les pays où la répression financière est relativement aiguë comme au Ghana, au Mexique et à Zimbabwe, la taxe implicite due à une telle répression est généralement comparable à l'intensité de la taxe inflationniste dans une cinquantaine de pays développés et en voie de développement, soit une fourchette de 1 à 2,10% du PIB (voir Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbel, 1994).

1.1.2 : Essai de mesure de la répression financière au Maroc et dans un groupe de pays en voie de développement

Avant de mener une étude comparative de l'intensité de la répression financière à travers un groupe de pays en voie de développement, nous tenterons d'abord de mesurer ce phénomène et de retracer son évolution dans le cas particulier du Maroc.

1.1.2.1 : La répression financière au Maroc : mesure et évolution

En raison de l'existence d'un système financier régulé et d'une politique de taux d'intérêt administrés, il est très difficile d'admettre l'existence de l'effet d'éviction financière au Maroc, notamment jusqu'à 1985, date coïncidant avec le processus de libéralisation financière entreprise dans le cadre général des réformes structurelles qui déferlaient sur le pays.

En vue de retracer l'évolution de la répression financière au Maroc, nous présentons d'abord une méthode de mesure de ce phénomène.

L'intensité de la répression financière (*REPF*) peut être mesurée en multipliant l'opposé du taux d'intérêt réel (*r*) par le ratio au PIB des dépôts à terme (*DEPT*). Formellement, on peut écrire :

$$REPF = -r.(DEPT/PIB) \quad (11.12)$$

Une valeur positive de *REPF* démontre l'existence de la répression financière alors qu'une valeur nulle ou négative démontre son absence.

Le tableau 36 présente les estimations de la répression financière au Maroc durant la période 1968-1974, suivant la formule (11.12).

| Période | Taux d'intérêt réel | Répression financière estimée |
|-----------|---------------------|-------------------------------|
| 1968-1970 | 1,40 | -0,032 |
| 1971-1973 | -0,90 | 0,020 |
| 1974 | -10,00 | 0,303 |
| 1968-1974 | -1,04 | 0,032 |

Depuis l'indépendance jusqu'à 1974, les pouvoirs publics marocains ont pratiqué une politique de taux d'intérêt réels anormalement bas (voir Bank Al-Maghrib, 1979; Banque Mondiale, 1982). Des taux d'intérêt largement au dessous de l'inflation ont été supposés refléter la pénurie des capitaux et étaient justifiés par le souci de promouvoir l'investissement en agissant sur le coût réel de l'argent. Dans le cadre de ce régime de réglementation et de contrôle, les taux aussi bien créditeurs que débiteurs sont concernés.

Néanmoins, la démarche consistait à déterminer un niveau fixe de rémunération pour les diverses catégories de dépôts et à fixer des fourchettes de taux d'intérêt pour les crédits bancaires à l'exception de certains crédits particuliers comme les C.M.T.R et les prêts de certains organismes financiers, mais les taux d'intérêt appliqués aux clients correspondent en pratique au maximum de la fourchette.

Les autorités monétaires réglementaient également le régime des commissions et conditions appliquées par les banques à leurs clients. Les taux étaient fixés pendant plusieurs années à des niveaux anormalement bas. Depuis l'indépendance, le taux de base de la Banque du Maroc auquel se trouvait rattachée toute la grille des taux créditeurs était fixé à 3,50% tandis que le coût des crédits spécialisés était délibérément maintenu à un niveau très faible (voir El M'Kaddem, 1987). La variabilité concernait le seul taux du marché interbancaire dont la portée est très limitée en raison du niveau très faible des opérations sur ce marché et la suprématie du réescompte auprès de l'Institut d'émission. A ces niveaux de taux très modiques, on peut ajouter l'existence d'une structure rigide et mal hiérarchisée. A titre d'exemple, les dépôts à vue étaient rémunérés au taux nominal de 1,50% tandis que le taux de rémunération des dépôts dont l'échéance se situe au voisinage de 5 ans était de l'ordre de 4,25% seulement. Même les obligations à 15 ans du Crédit Immobilier et Hôtelier (CIH) et de la Banque Nationale du Développement Economique (BNDE) et les obligations d'Etat ou garanties par l'Etat étaient rémunérées à 6,25%, soit un écart de deux points de pourcentage seulement par rapport au taux de rémunération des comptes à terme et bons de caisse dont l'échéance allait de 48 à 60 mois (voir Rapport de Bank Al-Maghrib, 1974).

Il semble que jusqu'à 1974, le niveau relativement faible des déficits, le recours limité du trésor aux ressources domestiques¹, l'administration des taux d'intérêt et leur maintien à des niveaux très bas qui ne reflètent aucunement le coût de l'argent limitent l'effet d'éviction par le biais du taux d'intérêt dans le cas particulier du Maroc. Cependant, comme nous l'avons déjà montré pour le cas des pays en voie de développement en général, une éviction particulière pourrait avoir lieu à travers la répression financière qui sévissait au Maroc durant cette période en raison notamment de l'administration des taux d'intérêt.

Entre 1968 et 1970, l'inflation était relativement modérée, de l'ordre de 1,57% en moyenne par an, ce qui explique le signe positif du taux d'intérêt réel sur les dépôts au Maroc durant cette période et qui était de l'ordre de 1,40% en moyenne annuelle. De 1971 à 1973, ce taux d'intérêt réel était de l'ordre de -0,90% en moyenne annuelle en raison de l'intensité de l'inflation durant cette période (3,95% en moyenne annuelle). En 1974, l'inflation s'est beaucoup aggravée atteignant un taux de 17% ramenant le taux d'intérêt réel sur les dépôts à un niveau de -10%. Durant toute la sous - période 1968-1974, le taux d'intérêt réel était de l'ordre de (-1%) environ.

Le tableau 41 montre l'inexistence de la répression financière au Maroc durant la sous - période 1968-1970 en raison notamment de taux d'inflation modérés. La répression financière commence à émerger sur la période 1971-1973 avec une valeur de l'ordre de 0,02 point de pourcentage du PIB suggérant que la valeur réelle des dépôts à terme durant cette période a chuté de 0,90% et que cette variation négative montant à 0,02 point de pourcentage du PIB a été partagée entre le système bancaire et le secteur public. En 1974, en raison d'une inflation élevée, la répression financière estimée montait à 0,303 point de pourcentage du PIB, soit à peu près 102 millions de dirhams "dérobés" aux déposants durant cette année en appliquant à leurs dépôts des taux d'intérêt nominaux largement au dessous du taux d'inflation.

En 1974, les pouvoirs publics ont pris conscience des inconvénients de la répression financière et ont engagé des réformes du système financier. L'essentiel de la réforme de 1974 réside dans la suppression de la rémunération des comptes à vue, l'élargissement des moyens de placement ainsi que le relèvement des taux d'intérêt créditeurs à terme et du taux de base de la Banque du Maroc.

Le relèvement des taux d'intérêt créditeurs avait pour but d'orienter les montants épargnés vers des placements plus longs. La suppression de la rémunération des dépôts à vue en sera un adjuvant. Les banques commerciales étant sensibles à ce relèvement, les taux d'intérêt débiteurs sont susceptibles d'augmenter. L'objectif est donc d'amener une baisse de la demande de crédit. Une deuxième réforme des taux d'intérêt a été appliquée au Maroc en 1975. Le principe de celle-ci consiste à relever les taux créditeurs en privilégiant les dépôts à plus grande échéance, l'objectif visé étant de stimuler l'épargne domestique, d'attirer les placements des travailleurs marocains à l'étranger et de freiner la fuite des capitaux vers l'extérieur. D'autres remaniements ont été apportés aux taux d'intérêt en 1978 et 1980.

Malgré toutes ces réformes, les taux d'intérêt demeurent encore assez faibles et largement au dessous de l'inflation jusqu'au milieu des années 80. Le taux d'intérêt réel annuel moyen est de l'ordre de -1,80% sur la période 1975-1984 et de -1,50 durant la période 1968-1984.

A partir de 1985, la politique des taux d'intérêt s'inscrit dans le cadre général de la conditionnalité du FMI et des réformes du secteur financier, destinées à mobiliser l'épargne disponible et à faciliter le financement de l'économie nationale. Depuis 1984, la politique des

¹ - Durant la période 1967-1974, l'endettement public intérieur bancaire et non bancaire se situe aux environs de 9,60% du PIB en moyenne annuelle, contre 42% du PIB à peu près en l'an 2000.

taux d'intérêt a reçu une attention particulière dans le cadre de la conditionnalité imposée par le FMI et constitue un axe fondamental dans les réformes financières mises en œuvre sous l'égide de la Banque Mondiale. Le rapport annuel 1984 du FMI (voir FMI, 1984 : 32) estime que *"le maintien de taux d'intérêt artificiellement bas, en particulier lorsqu'ils sont négatifs en termes réels, a pour effet de réduire l'incitation à l'épargne et d'encourager les sorties de capitaux limitant ainsi l'investissement interne"*. Complétée par d'autres actions de réforme s'inscrivant dans le cadre du processus de réforme du secteur financier comme la réforme des opérations de réescompte et la vente par adjudication des titres publics sur le marché monétaire, la réforme de 1985 a établi un régime spécifique de taux d'intérêt.

En vertu du nouveau régime des taux d'intérêt, les taux débiteurs ont été déterminés au maximum en vue d'éviter un coût de crédit très élevé tandis que les taux créditeurs ont été fixés au minimum en vue de promouvoir l'épargne. Dans ce domaine, la flexibilité instaurée depuis 1980 s'est élargie davantage avec les mesures prises en 1989 et 1990. Ainsi, depuis 1989, les taux sur les dépôts dont l'échéance dépasse six mois ainsi que sur les billets de trésorerie sont devenus libres. Quant aux taux débiteurs, leur maximum variait entre 9% et 13% pour les crédits à court terme, entre 9% et 13,5% pour le moyen terme et fixés à 14% pour le long terme.

Depuis juillet 1991, la réforme adoptée constitue un nouveau tournant important dans le cadre de la libéralisation des taux d'intérêt et la dérégulation du système financier marocain. Sur la plan des taux d'intérêt créditeurs, la non rémunération des dépôts à vue est maintenue et la rémunération des dépôts à terme à trois mois demeure fixée à 8,50% au minimum. En revanche, les taux débiteurs deviennent désormais libres sauf pour les crédits à l'export et les C.M.T.R dont les taux restent fixés respectivement à 9 et 12%. Cependant, ces taux débiteurs ne devraient pas dépasser de plus d'un tiers le taux moyen des adjudications des bons du trésor à un an du trimestre précédent tel que communiqué par Bank Al-Maghrib (Rapport de Bank Al-Maghrib, 1991).

Depuis 1985, les taux d'intérêt deviennent plus libéralisés même si une telle libéralisation n'est que partielle. Les réformes introduites ont ramené les taux d'intérêt réels à des niveaux positifs. En effet, le taux d'intérêt réel sur les dépôts dont l'échéance est inférieure à dix-huit mois est de l'ordre de 3,70% en moyenne annuelle sur la période 1985-1997 en raison de taux d'intérêt nominaux plus rémunérateurs et de taux d'inflation relativement stables.

Le résultat de cette situation a été la disparition de la répression financière sur les dépôts à terme dans les banques créatrices de monnaie qui est estimée à (-0,50%) du PIB et de la répression financière sur les dépôts à terme au sein des autres institutions bancaires, estimée à (-0,30%) du PIB, soit (-0,80%) du PIB pour la totalité des dépôts à terme.

1.1.2.2 : Comparaison de l'intensité de la répression financière à travers un groupe de pays en développement

Maints pays en voie de développement ont connu, à des degrés divers, le phénomène de la répression financière, notamment durant les années 70 et 80. Le tableau N°37 indique le degré de répression financière telle qu'elle est mesurée par certains auteurs.

En supposant que les recettes dues à la répression financière, collectées par le système financier, sont transférées au secteur public à travers les détentions obligatoires des titres de la dette publique par les intermédiaires financiers ou à travers les réserves non rémunérées

Tableau 37 : TAXES DUES A LA REPRESSIION FINANCIERE DANS 10 PAYS EN DEVELOPPEMENT

| Etude et pays | 1980 | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | Moyenne |
|---|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|---------|
| A- Taxe implicite sur | | | | | | | | | | | |
| <i>L'intermédiation Financière</i> | | | | | | | | | | | |
| <i>(non compris la taxe inflationniste)</i> | | | | | | | | | | | |
| - Easterly (1989) ¹ | | | | | | | | | | | |
| Argentine | 0,1 | 0,1 | 0,7 | 1,7 | 0,3 | -2,9 | 0,1 | - | - | - | 0,0 |
| Chili | 0,2 | 1,8 | 1,4 | 0,0 | 0,0 | 0,1 | - | - | - | - | 0,4 |
| Colombie | -0,2 | -0,2 | -0,2 | -0,8 | -0,9 | -0,6 | - | - | - | - | -0,3 |
| Mexique | 0,7 | -0,2 | 5,5 | 3,9 | 1,7 | 0,1 | 5,1 | - | - | - | 2,0 |
| Maroc | 0,6 | 1,0 | 0,0 | 0,8 | 0,2 | 0,3 | -0,6 | - | - | - | 0,4 |
| Thaïlande | 0,3 | -0,0 | -0,8 | -0,7 | -1,2 | -1,0 | -0,8 | - | - | - | -0,4 |
| - Giovannini et de Melo (1990) ² | | | | | | | | | | | |
| Colombie | 0,2 | 0,2 | 0,2 | 0,3 | 0,4 | - | - | - | - | - | 0,3 |
| Mexique | - | - | - | - | 0,5 | 0,8 | 10,8 | 11,0 | - | - | 5,8 |
| Maroc | 1,1 | 5,5 | 2,9 | 3,7 | 4,7 | 3,3 | - | - | - | - | 2,3 |
| Pakistan | - | - | 3,6 | 2,9 | - | - | - | - | - | - | 3,3 |
| Thaïlande | 1,2 | 0,9 | 0,2 | 0,5 | 1,7 | -0,9 | - | - | - | - | 0,4 |
| Zimbabwe | 5,8 | 4,6 | 9,1 | 6,7 | 7,4 | -0,5 | - | - | - | - | 5,5 |
| - Chameley et Honohan (1990) ³ | | | | | | | | | | | |
| C. d'Ivoire | - | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 |
| Ghana | - | 0,0 | 2,4 | 0,0 | 0,1 | 0,4 | 0,5 | 0,2 | 0,2 | - | 0,5 |
| B- Taxe implicite sur les | | | | | | | | | | | |
| <i>Dépôts à terme</i> | | | | | | | | | | | |
| - Easterly, Rodriguez et Schmidt-Hebbel (1994) ⁴ | | | | | | | | | | | |
| Argentine | 0,8 | -1,4 | 3,4 | 3,5 | 4,0 | 2,2 | 1,6 | 2,1 | -1,2 | - | 1,7 |
| Chili | -0,4 | -4,7 | -3,8 | -0,5 | -0,1 | -0,4 | -0,1 | -0,4 | - | - | -1,2 |
| C. d'Ivoire | 0,4 | 0,1 | -0,2 | 0,0 | -0,4 | - | - | - | - | - | 0,0 |
| Colombie | 0,0 | -0,1 | -0,1 | -0,5 | -0,4 | -0,3 | -0,4 | -0,2 | -0,2 | - | -0,2 |
| Ghana | 0,9 | 1,3 | 0,4 | 0,9 | 0,3 | -0,1 | 0,1 | 0,4 | 0,3 | - | 0,5 |
| Maroc | 0,1 | 0,4 | -0,2 | 0,3 | -0,2 | -0,0 | -0,4 | -0,7 | -0,8 | - | -0,2 |
| Mexique | 1,3 | 0,2 | 3,9 | 1,9 | 1,2 | 0,2 | 1,2 | 2,9 | - | - | 1,6 |
| Pakistan | 0,4 | 0,3 | -0,3 | -0,4 | -0,3 | - | - | - | - | - | -0,1 |
| Thaïlande | 1,2 | 0,1 | -3,2 | -3,1 | -5,7 | -4,2 | -3,6 | -2,5 | -2,7 | -1,2 | -2,5 |
| Zimbabwe | 0,5 | 0,6 | 1,0 | 2,6 | 0,6 | 0,0 | 1,0 | 0,4 | - | - | 0,8 |

Source : Easterly (1989); Giovannini et de Melo (1990), Chamley et Honohan (1990), Easterly, Rodriguez et Schmidt-Hebbel (1994).

Notes :

1. la taxe est déterminée par l'opposé du taux d'intérêt réel multiplié par le stock en cours de la dette publique domestique en cours en dehors de la Banque centrale, en proportion du PIB.
2. La taxe est estimée par la différence entre les taux d'intérêt étranger et domestique multipliée par le ratio au PIB du stock en cours de la dette publique domestique en dehors de la Banque centrale.
3. La taxe est déterminée par la différence entre le taux d'intérêt réel moyen de l'OCDE (soit environ 1%) et le taux d'intérêt réel domestique, le tout multiplié par le ratio au PIB du stock en cours de la dette publique intérieure en dehors de la Banque centrale.
4. La taxe est estimée par la différence entre le taux d'intérêt réel moyen de l'OCDE (soit 0,90%) et le taux d'intérêt réel domestique, le tout multiplié par le ratio au PIB des dépôts bancaires à terme.

faiblement rémunérées, détenues par la Banque centrale, nous proposons de mesurer le degré de la répression financière ($REPF_t$) comme suit :

$$REPF_t = \left(r^* - \frac{(i_t - \pi_t)}{1 + \pi_t} \right) \left(\frac{DEPT_t}{PIB_t} \right) \times 100 \quad (11.13)$$

où r^* est le taux d'intérêt réel prévalant à l'étranger et estimé par le taux d'intérêt réel moyen de l'OCDE, se situant au voisinage de 1%; i est le taux d'intérêt nominal domestique sur les dépôts bancaires, $\pi = \Delta(IPC_t)/IPC_{t-1}$ est le taux d'inflation intérieur (IPC étant l'indice des prix à la consommation), et $DEPT$ est la valeur des dépôts bancaires à terme.

Comment une telle répression financière a-t-elle varié à travers les pays en développement durant les années 80 et le début des années 90? Le tableau N°38 résume les niveaux annuels moyens de la répression financière telle qu'elle est mesurée par l'équation (13.12) dans vingt-deux pays en développement.

Là où les taux d'intérêts réels demeurent négatifs ou anormalement bas, le degré de la répression financière en proportion du PIB est positif et élevé. Malgré la variabilité de la répression financière à travers les pays, une telle répression ne dépasse pas en moyenne 0,25 pour cent du PIB. La répression financière est surtout plus forte dans les pays à inflation relativement élevée comme en Israël et en Egypte où les taux d'inflation annuels moyens durant la période sont de l'ordre de 97,85 et 17,50% respectivement.

Tableau N°38 : TAUX D'INTERET REELS ANNUELS MOYENS SUR LES DEPOTS (en %) ET REPRESSION FINANCIERE (en % du PIB) DANS UN GROUPE DE PAYS EN DEVELOPPEMENT (1982-1992)

| Pays | Taux d'intérêt réel | Répression financière |
|----------------|---------------------|-----------------------|
| Afrique du Sud | 0,27 | 0,32 |
| Bahamas | 1,29 | -0,08 |
| Barbade | 0,74 | 0,07 |
| Burkina Faso | 4,10 | -0,19 |
| Chili | 5,80 | -1,19 |
| Corée du Sud | 4,12 | -0,82 |
| Costa Rica | -4,70 | 0,15 |
| Egypte | -5,17 | 3,29 |
| Ghana | -10,63 | 0,27 |
| Honduras | -1,88 | 0,06 |
| Indonésie | 7,15 | -1,50 |
| Israël | -5,80 | 4,40 |
| Kenya | -0,006 | 0,15 |
| Malaisie | 3,84 | -1,31 |
| Maroc | 2,80 | -0,31 |
| Mexique | -6,77 | 1,26 |
| Ouganda | -21,44 | 0,19 |
| Philippines | 1,10 | -0,04 |
| Swaziland | -1,96 | 0,33 |
| Turquie | -0,19 | 0,14 |
| Zimbabwe | -3,94 | 0,62 |

Source : nos calculs sur la base des *International Financial Statistics* (divers numéros) et des *World Development Indicators* (CD-ROM, 1999).

Note : La répression financière est estimée en utilisant l'équation (11.12). Pour le calcul du taux d'intérêt réel, le taux d'inflation est mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation sauf pour le Chili, et Israël pour lesquels nous avons estimé le taux d'inflation par le taux de croissance du défateur du PIB, en raison de l'indisponibilité des données statistiques sur les prix à la consommation.

1.2 : Répression financière, déficits budgétaires et crédit accordé au secteur privé

La répression financière est-elle liée à l'accumulation et à la persistance des déficits publics dans les pays en voie de développement? la répression financière a-t-elle un impact négatif

sur le volume du crédit accordé au secteur privé ? c'est à ces deux questions fondamentales que nous essaierons de répondre dans la suite de cette analyse.

1.2.1 : Estimation de l'interaction entre la répression financière et les déficits budgétaires

Avant de tenter d'estimer la relation pouvant exister entre la répression financière et les déficits publics dans les pays en développement, nous avons jugé opportun de présenter d'abord les hypothèses théoriques relatives à cette relation.

1.2.1.1 : La répression financière et les déficits budgétaires : les hypothèses de départ

A la question de savoir s'il existe une relation entre l'accumulation des déficits publics et la répression financière, Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbell (1994 : 50) répondent par l'affirmative en estimant que "*le maintien des taux d'intérêt nominaux à des niveaux bas dans un environnement inflationniste était une voie rapide et facile pour obtenir des recettes pouvant compenser la pénurie du financement extérieur après 1982*".

Comme nous l'avons déjà souligné, il est généralement admis que la répression financière a été maintenue dans maints pays en développement en vue de mobiliser des fonds financiers gratuits ou bon marché, destinés à financer les déficits publics.

Pour vérifier cette affirmation, nous avons essayé de la mettre à l'épreuve d'une analyse empirique simple. Pour cela, nous avons collecté des données statistiques concernant un ensemble de pays en développement et nous avons tenté de construire une relation simple entre le ratio au PIB du déficit budgétaire et le degré de la répression financière.

1.2.1.2: Une relation négative entre la répression financière et les soldes budgétaires

Dans un échantillon de vingt-deux pays en développement sur la période 1982-1992, conformément aux hypothèses de départ, la relation entre le ratios (*sbgi*) au PIB du *solde* budgétaire global et le degré de la répression financière (*REPF*) telle qu'elle est mesurée par l'équation (11) est effectivement négative. Notre modèle en coupe instantanée s'écrit :

$$REPF_i = \beta_0 + \beta_1 sbg_i + \mu_i \quad (11.14)$$

En conformité avec l'hypothèse initiale, $\beta_1 < 0$. Cela signifie tout simplement que l'accumulation de soldes budgétaires négatifs amplifie le degré de la répression financière à travers les pays de l'échantillon.

L'estimation de la relation (11.14) sur données en coupe instantanée a donné les résultats suivants :

$$REPF_i = -0,86 - 0,30.sbg_i \quad (11.15)$$

$$(-2,23) (-3,60)$$

$$R^2 = 0,39; F\text{-statistic} = 12,84 (\text{probabilité} = 0,002)$$

Ainsi, conformément à nos hypothèses de départ, il existe une relation négative à travers les pays entre les soldes budgétaires et la répression financière. L'équation (11.15) révèle qu'une détérioration des soldes budgétaires à travers les pays d'un point de pourcentage du PIB entraînerait une intensification de la répression financière de l'ordre de 0,30 point de

pourcentage du PIB. Ainsi, en définitive, la répression financière servirait probablement à financer une partie des déficits publics à travers les pays et elle demeure affectée par l'accumulation des déficits eux-mêmes en raison du tarissement du financement extérieur et des limites de la finance inflationniste (voir chapitre I, deuxième partie).

1.2.2 : Impact de la répression financière sur le crédit accordé au secteur privé

Nous présentons d'abord les hypothèses de départ concernant la relation entre la répression financière et le volume du crédit accordé au secteur privé avant de tenter d'estimer une telle relation.

1.2.2.1 : Répression financière et crédit accordé au secteur privé : les hypothèses initiales

L'hypothèse fondamentale de départ réside dans le fait que l'accentuation de la répression financière déprime le volume du crédit accordé au secteur privé. En ce sens, la taxe implicite due à la répression financière est une sorte de prélèvement sur les ressources disponibles au détriment des besoins financiers du secteur privé (voir par exemple, Easterly, 1991, 1994; Rodrigùez, 1994, Morandé et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994).

Une telle hypothèse a été testée par Easterly et Schmidt-Hebbel (1994) pour un échantillon de neuf pays en voie de développement. La principale conclusion de l'étude d'Easterly et Schmidt-Hebbel réside dans le fait que le volume du crédit accordé au secteur privé est largement plus élevé au sein d'économies à marchés financiers dérégulés en comparaison avec les économies à systèmes financiers réprimés. Selon Easterly et Schmidt-Hebbel (1994 : 51), « *il existe de larges différences dans les stocks du crédit privé domestique entre les pays à marchés financiers dérégulés—où le crédit privé atteint une moyenne de 30% du PIB— et ceux où sévissent de sévères contrôles financiers, où le ratio moyen du crédit privé oscille autour de 10%* ».

Suivant cette hypothèse fondamentale, les pays qui ont aboli les contrôles de taux d'intérêt ont enregistré des niveaux très élevés de crédit accordé au secteur privé, expliquant en partie leurs bonnes performances en matière d'investissement et de croissance économique durant la deuxième moitié des années 80. Du fait de l'imposition de réserves obligatoires élevées sur les dépôts bancaires, de l'obligation faite aux intermédiaires financiers de détenir des titres de la dette publique à des taux de rémunération faibles et de la fixation de taux d'intérêt à des niveaux inférieurs au taux d'inflation, on assiste souvent au recul de l'intermédiation financière et à la chute du volume du crédit bancaire accordé au secteur privé.

Dans quelle mesure on peut dire que la chute du volume du crédit accordé au secteur privé est associée à l'intensification de la répression financière ? Pour répondre à cette question, nous avons collecté des données statistiques concernant un groupe de pays en développement et nous avons tenté d'estimer la relation existant entre le volume du crédit accordé au secteur privé et le degré de la répression financière.

1.2.2.2 : Des stocks de crédit privé sensibles à la répression financière

En vue d'estimer la relation entre les deux variables, nous avons régressé le ratio (CBP) au PIB du crédit bancaire accordé au secteur privé sur le degré de la répression financière ($REPF$) telle que nous l'avons mesurée par l'équation (11).

L'estimation de notre modèle simple en coupe instantanée pour 20 pays en développement a donné les résultats suivants :

$$CBP_t = 24,01 - 16,REPF_t \quad (11.16)$$

(8,27) (-3,95)

$$R^2 = 0,48; R^2 \text{ ajusté} = 0,45; F\text{-statistic} = 15,58 (\text{probabilité} = 0,001)$$

Ainsi, l'équation estimée montre que l'intensification de la répression financière à travers les pays de l'échantillon induit une dépression du ratio au PIB du crédit bancaire disponible pour le secteur privé. Une aggravation de la répression financière d'un quart de pourcentage du PIB entraînerait une chute du crédit bancaire disponible pour le secteur privé de 4 points de pourcentage du PIB à travers les pays de l'échantillon.

Concernant le cas du Maroc, durant la sous - période 1968-1970, le ratio annuel moyen au PIB du crédit bancaire disponible pour le secteur privé était de l'ordre de 12,28%; ce ratio monta à 12,47% en 1971-1973 et à 13,50% en 1974 (sur la période 1968-1974, ce ratio était de 12,54% en moyenne annuelle). Il était de l'ordre de 16,70% du PIB en moyenne annuelle sur la période 1975-1984 et 15% durant la période 1967-1984.

L'évolution du crédit privé au Maroc a-t-elle été affectée par la répression financière ? Contrairement à ce que l'on pourrait penser, le ratio du crédit bancaire accordé au secteur privé a connu une augmentation en dépit d'une répression financière croissante durant la période 1968-1974. Il est à noter toutefois que le ratio restait généralement stable durant la période malgré une croissance économique annuelle moyenne de 6,22% en 1968-1970, 3,84% en 1971-1973, 14% en 1974, 3,50% en 1975-1984 et 4,25% durant la période 1967-1984.

En vue d'approfondir l'analyse de l'impact de la répression financière sur les économies en développement, nous tenterons dans ce qui suit d'étudier empiriquement l'effet de la fixation des taux d'intérêt réels bas sur la demande réelle des dépôts à terme au Maroc et dans un groupe de pays en voie de développement.

2- Taux d'intérêt réels bas et demande réelle des dépôts à terme : une analyse empirique

Il est à noter qu'en plus de l'impact de la répression financière sur la détérioration de la situation des budgets publics et le volume du crédit accordé au secteur privé, l'hypothèse qui est derrière sa dénonciation dans le monde en développement réside dans le fait qu'elle peut avoir des effets préjudiciables sur les dépôts à terme collectés par les intermédiaires financiers¹. En vue d'estimer et de tester l'impact des taux d'intérêt réels bas sur la demande réelle des dépôts bancaires à terme, nous proposons un modèle spécifié pour la cas particulier du Maroc et le cas général d'un groupe restreint de pays en voie de développement.

2.1 : Impact de taux d'intérêt réels bas sur la demande réelle des dépôts bancaires à terme au Maroc

L'analyse empirique de l'effet du taux d'intérêt sur les dépôts bancaires à terme repose sur un modèle de la demande réelle des dépôts à terme. Nous présenterons d'abord la

¹ Certaines études estiment que la répression financière est également coûteuse en termes de la croissance économique dans les pays en développement. A titre d'exemples, Easterly (1989), Chamley et Honohan (1990) et Giovannini et de Melo (1990) ont estimé des modèles simples en coupe instantanée pour des groupes de pays en développement et ont conclu que la répression financière a un impact négatif sur la croissance économique à travers les pays. Toutefois, Dornbush et Reynso (1989) estiment que la répression financière n'est coûteuse en termes de la croissance économique que dans les pays à taux d'inflation élevés.

spécification du modèle et les tests préliminaires avant d'exposer les résultats empiriques, les interprétations et les implications de politique économique.

2.1.1: Le modèle de la demande réelle des dépôts à terme et les tests préliminaires

Puisque nous utilisons ici les techniques les plus récentes en matière de séries chronologiques, la spécification de la relation de comportement de la demande réelle des dépôts à terme sera suivie par les tests de racine unitaire et de cointégration.

2.1.1.1 : Spécification du modèle de la demande réelle des dépôts à terme et les tests de racine unitaire

La demande réelle des dépôts à terme est-elle sensible au taux de rendement réel? Théoriquement parlant, la demande réelle des dépôts répond positivement au taux d'intérêt nominal ainsi qu'au revenu réel et négativement au taux d'inflation. Formellement, on peut écrire :

$$\text{Log}\left(\frac{DEPT_t}{P_t}\right) = \theta_0 + \theta_1 i_t + \theta_2 \pi_t + \theta_3 \text{Log}(Y_t) + \eta_t \quad (11.17)$$

(+) (-) (+)

où $DEPT$, P , i , π et Y_r désignent respectivement les dépôts à terme totaux, le niveau général des prix estimé par l'indice des prix à la consommation (de telle sorte que $Dr = DEPT/P$ est la demande réelle des dépôts à terme), le taux d'intérêt nominal moyen sur les dépôts (estimé pour le Maroc par Easterly, Rodrigùez et Schmidt-Hebbel, 1994), le taux d'inflation estimé par le taux de croissance des prix à la consommation, et le PIB aux prix constants de 1980, et η est un terme d'erreur suivant une loi normale d'espérance nulle et de variance finie. Dans l'équation (11.17), le taux d'intérêt nominal est le taux du rendement nominal propre aux dépôts alors que le taux d'inflation est une approximation du taux de rendement des actifs réels.

Tableau N° 39 : TESTS DE STATIONNARITE SUR LES VARIABLES DU MODELE DE LA DEMANDE REELLE DES DEPOTS A TERME

| Variable | Equation | VCM | | Stationnarité niveau? | Stationnarité 1 ^{ère} différence? |
|-------------------|---|------|------|-----------------------|--|
| | | 1% | 5% | | |
| Dr | $\Delta \text{Log}(Dr_t) = 0,60 - 0,21 \Delta \text{Log}(Dr_{t-1})$ (3,07) (-1,10) $-0,30 \Delta \text{Log}(Dr_{t-2}) - 0,05 \text{Log}(Dr_{t-1})$ (-1,60) (-2,45) | -3,7 | -3,0 | Non | Oui |
| i | $\Delta i_t = 0,003t - 0,29 \Delta i_{t-1} - 0,91 i_{t-1}$ (2,56) (-1,34) (-2,53) | -4,3 | -3,4 | Non | Oui |
| π | $\Delta \pi_t = 0,08 - 0,002t - 0,27 \Delta \pi_{t-1} - 0,22 \Delta \pi_{t-2}$ (2,85) (-2,13) (-1,24) (-1,20) $-0,52 \pi_{t-1}$ (-2,27) | -4,3 | -3,6 | Non | Oui |
| $\text{Log}(Y_r)$ | $\Delta \text{Log}(Y_r) = 0,60 - 0,55 \Delta \text{Log}(Y_{r,t-1}) - 0,05 \text{Log}(Y_{r,t-1})$ (2,27) (-3,60) (-2,04) | -3,7 | -3,0 | Non | Oui |

Nous proposons d'estimer l'équation (11.17) sur la période 1967-1995 en recourant à l'économétrie des variables non stationnaires. Comme le montre le tableau 39, les tests de racine unitaire indiquent que les variables de l'équation sont toutes non stationnaires en niveaux. Dans les régressions permettant de conduire les tests, le nombre de retards est choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike est minimum.

2.1.1.2 : Tests de cointégration des variables du modèle

Puisque les variables sont stationnaires du même ordre (différence première), elles peuvent être cointégrées. Effectivement, le test de cointégration de Johansen révèle que les quatre variables sont cointégrées et que le vecteur cointégrant est unique (voir tableau 40)¹.

| Valeur Eigen | Ratio de vraisemblance | Valeur critique (5%) | Valeur critique (1%) | Cointégration? |
|--------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------|
| 0,67 | 57,00 | 53,12 | 60,16 | Oui |
| 0,48 | 29,33 | 34,91 | 41,07 | Non |
| 0,27 | 12,73 | 19,96 | 24,60 | Non |
| 0,18 | 4,85 | 9,24 | 12,97 | Non |

L'équation de cointégration s'écrit :

$$\text{Log}\left(\frac{\text{DEPT}_t}{P_t}\right) = -6,16 + 0,05t + 1,41.i_t - 0,70.\pi_t + 1,25.\text{Log}(Y_t) \quad (11.18)$$

(-1,45)(2,97) (1,76) (-1,28) (3,13)

$R^2 = 0,989$; R^2 ajusté = 0,987; F - statistic = 497,07 (probabilité = 0,0001); Durbin-watson = 1,19

Comme attendu, la demande réelle des dépôts à terme réagit positivement au taux d'intérêt nominal et au revenu réel tandis qu'elle réagit négativement à la hausse du taux d'inflation. Une augmentation du taux d'intérêt nominal d'un point de pourcentage induirait une amélioration de la demande réelle des dépôts à terme de 1,41% tandis qu'une exacerbation des l'inflation d'un point de pourcentage entraînerait une chute de la demande réelle des dépôts à terme de 0,70%. Une augmentation du PIB réel de 1% induirait une amélioration de la demande réelle des dépôts à terme de 3,13%.

En raison de la cointégration des variables du modèle, l'estimation de la demande réelle des dépôts à terme dans le cas marocain se fera sur la base d'un modèle dynamique à correction d'erreur. Nous présentons dans ce qui suit, l'estimation du modèle ainsi que l'interprétation des résultats obtenus et les implications de politique économique.

2.1.2: Un modèle à correction d'erreur confirmant l'impact négatif de taux d'intérêt bas sur la demande réelle des dépôts à terme

Puisque les variables sont intégrées du même ordre et cointégrées, les tests de causalité doivent reposer sur un modèle à correction d'erreur. Nous présenterons d'abord notre estimation du modèle dynamique à correction d'erreur. Ensuite, nous interpréterons les résultats empiriques obtenus et nous formulerons à ce propos des implications de politique économique.

¹ - L'équation cointégrante contient la constante et un trend linéaire et le VAR ne contient ni constante ni trend linéaire.

2.1.2.1: Les résultats d'estimation du modèle dynamique à correction d'erreur

Le modèle dynamique à correction d'erreur peut s'écrire :

$$\Delta \text{Log} \left(\frac{\text{DEPT}_t}{P_t} \right) = 0,096 + 0,45.\Delta i_t - 0,70.\Delta \pi_t + 0,58.\Delta \text{Log}(Yr_t) - 0,48.\Delta \text{Log}(Yr_{t-2}) - 0,28.\hat{\eta}_{t-1} \quad (11.19)$$

(4,67) (1,35) (-1,94) (1,94) (-1,68) (-1,80)

$$R^2 = 0,37; R^2 \text{ ajusté} = 0,21; F\text{-statistic} = 2,27 (\text{probabilité} = 0,08); \text{Durbin-watson} = 1,68$$

Comme on peut l'observer, le nombre de retards dans le modèle (11.19) est égal à zéro pour toutes les variables sauf la variable Yr pour laquelle le nombre de retards est égal à 2. Ce choix est basé sur la méthode de Hendry, selon laquelle on commence d'abord par un nombre de retards égal à 3 et on élimine ensuite les variables qui ne sont pas significatives. Malgré un R^2 relativement faible, les variables explicatives ont un t-statistic relativement élevé. Conformément aux implications de la théorie de cointégration, le coefficient associé au terme de correction d'erreur est négatif et statistiquement significatif.

On pourrait critiquer notre modèle de la demande réelle des dépôts à terme parce qu'une corrélation entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation est possible. Ce problème peut être résolu en introduisant le taux d'intérêt réel (r) comme variable explicative de la demande réelle des dépôts¹, à la place du taux d'intérêt nominal et du taux d'inflation. Comme nous l'avons déjà montré (voir tableau 39), les variables $\text{Log}(\text{DEPT}_t/P_t)$ et Yr ne sont stationnaires qu'en différence première. Le test de racine unitaire montre que la variable r est également non stationnaire en niveau (l'équation permettant de conduire le test de stationnarité comporte la constante et un trend linéaire; le nombre de retards est égal à 1 et permet de minimiser le critère d'information d'Akaike; le t-statistic du coefficient associé à r_{t-1} est égal à 2,50; valeur critique de Mckinnon à 1% = -4,35; valeur critique de Mckinnon à 5% = -3,59). Le test de cointégration de Johansen sur les variables $\text{Log}(\text{DEPT}_t/P_t)$, r et Yr montre que les trois variables sont cointégrées et que le vecteur de cointégration est unique (valeur d'Eigen = 0,64; ratio de vraisemblance = 39,14; valeur critique à 5% = 34,91). L'équation cointégrante s'écrit :

$$\text{Log} \left(\frac{\text{DEPT}_t}{P_t} \right) = -7,86 + 0,044.t + 0,97.r_t + 1,40.\text{Log}(Yr_t) \quad (11.20)$$

(-2,02) (2,85) (1,60) (3,96)

$$R^2 = 0,988; R^2 \text{ ajusté} = 0,987; F\text{-statistic} = 666,28 (\text{probabilité} = 0,0001); \text{Durbin-watson} = 0,89$$

L'équation cointégrante montre que le taux d'intérêt réel agit positivement sur la demande réelle des dépôts à terme même si un tel impact n'est pas statistiquement très significatif. Dans ce cas, le modèle dynamique à correction d'erreur peut s'écrire :

$$\Delta \text{Log} \left(\frac{\text{DEPT}_t}{P_t} \right) = 0,097 + 1,14.\Delta r_t + 0,78.\Delta r_{t-1} + 0,63.\Delta \text{Log}(Yr_t) - 0,58.\Delta \text{Log}(Yr_{t-2}) - 0,31\hat{\omega}_{t-1} \quad (11.21)$$

(4,99) (2,59) (1,79) (2,23) (-2,10) (-2,12)

$$R^2 = 0,41; R^2 \text{ ajusté} = 0,27; F\text{-statistic} = 2,78 (\text{probabilité} = 0,045); \text{Durbin-watson} = 1,65.$$

Comme dans le cas précédent, le nombre de retards dans notre modèle à correction d'erreur est choisi en nous basant sur la méthode de Hendry. En ce sens, nous avons commencé par un nombre de retards de 3 et nous avons ensuite éliminé les variables par ordre de non signification statistique de leurs coefficients. Conformément aux implications de la théorie de cointégration, le coefficient associé au terme de correction d'erreur est négatif et

¹ Rappelons que le taux d'intérêt réel (r) est calculé suivant la formule : $r_t = (i_t - \pi_t)/(1 + \pi_t)$

statistiquement significatif. Il est même statistiquement plus significatif que dans le cas du modèle à correction d'erreur précédemment estimé.

2.1.2.2 : Une épargne à long terme négativement affectée par des taux d'intérêt réels bas

Suivant le premier modèle dynamique à correction d'erreur (équation 11.19), le coefficient associé à Δi est positif mais n'est statistiquement différent de zéro qu'au seuil de 15%. Or, puisque le coefficient associé à i dans l'équation de cointégration (11.18) est statistiquement différent de zéro au seuil de 8% et le terme de correction d'erreur dans l'équation (16.4) est aussi statistiquement différent de zéro au seuil de 8%, on peut dire qu'il existe une causalité à *long* terme entre la demande réelle des dépôts à terme totaux et le taux d'intérêt nominal; la causalité à *court* terme est relativement faible.

Quant au coefficient associé à $\Delta\pi$, il est statistiquement différent de zéro au seuil de 6%, suggérant qu'il existe une causalité à *court et à long* terme entre la demande réelle des dépôts à terme totaux et le taux d'inflation. Quant au PIB réel, il affecte positivement la demande réelle des dépôts à terme aussi bien à court qu'à long terme comme le montre le test standard de Wald sur les coefficients de $\Delta\text{Log}(Y_{r_t})$, $\Delta\text{Log}(Y_{r_{t-2}})$ et $\hat{\eta}_{t-1}$ (F-statistic = 3,10, probabilité = 0,05; $\chi^2 = 9,30$, probabilité = 0,026). Le coefficient du terme de correction d'erreur est estimé à $-0,28$, suggérant que la demande réelle des dépôts ne s'ajuste pas pleinement à son niveau désiré à long terme durant la première période : un peu plus d'un quart de l'ajustement total seulement est réalisé durant la première année. La semi-élasticité à long terme de la demande réelle des dépôts à terme par rapport au taux d'intérêt nominal suivant la première équation de cointégration est de l'ordre de 1,41 environ, suggérant qu'une amélioration du taux d'intérêt nominal d'un point de pourcentage induirait à long terme une augmentation de la demande réelle des dépôts à terme de 1,41%. Quant à la semi-élasticité à long terme de la demande réelle des dépôts par rapport au taux d'inflation, elle est d'une valeur de 0,70, suggérant qu'une aggravation de l'inflation d'un point de pourcentage induirait à long terme une baisse de la demande réelle des dépôts à terme de 0,70%.

En somme, ces résultats empiriques révèlent qu'il existe une causalité, notamment à long terme, allant du taux d'intérêt nominal vers la demande réelle des dépôts bancaires à terme totaux. Cela signifie que la demande réelle des dépôts est sensible à leur propre taux de *rendement nominal* surtout à long terme. Quant au taux d'inflation permettant d'approximer le rendement des actifs réels, il affecte négativement la demande réelle des dépôts à terme suggérant que les déposants sont sensibles à la dégradation de la valeur réelle de leurs actifs. Au moins à court terme, une hausse de l'inflation pousse les déposants à abandonner la demande des dépôts bancaires au profit d'autres actifs surtout réels.

En introduisant le taux d'intérêt réel comme variable explicative, nos résultats empiriques s'améliorent substantiellement. Comme attendu, le coefficient associé à Δr dans le modèle (11.21) à correction d'erreur est positif et très statistiquement différent de zéro. Le test de Wald montre que l'hypothèse de l'égalité à zéro des coefficients de Δr_t , Δr_{t-1} et du terme de correction d'erreur peut être rejetée au seuil de 4% sur la base du F-statistic ($F = 3,83$) et au seuil de 2,16% sur la base du Khi-deux ($\chi^2 = 7,67$). Cela signifie qu'il existe une causalité forte à court et à long terme allant du taux d'intérêt réel vers la demande réelle des dépôts à terme, suggérant qu'une telle demande est très sensible au taux de rendement réel. La semi-élasticité de la demande réelle des dépôts à terme par rapport au taux d'intérêt réel selon la deuxième équation de cointégration est d'une valeur d'environ 0,97, suggérant qu'une

amélioration du taux d'intérêt réel d'un point de pourcentage induirait une augmentation de la demande réelle des dépôts à terme de 0,97%. Contrairement à ce qu'on peut penser, les tests économétriques montrent que le maintien des taux d'intérêt nominaux à des niveaux inférieurs au taux d'inflation en vue de mobiliser des fonds financiers bon marché au profit de l'Etat, ne fait que déprimer l'accumulation des dépôts bancaires à terme et retarder ainsi le financement à long terme de la croissance économique¹.

En somme, tous nos résultats empiriques révèlent que la demande réelle des dépôts à terme est sensible au taux de rendement et à l'inflation. Comme nous l'avons montré dans le premier chapitre de la présente partie, il existe également une relation à long terme entre le financement monétaire des déficits budgétaires au Maroc et le taux d'inflation. Dès lors, le maintien des taux d'intérêt nominaux à des niveaux bas dans un environnement où le financement monétaire pourrait attiser les tensions inflationnistes est à même de déprimer l'accumulation des dépôts bancaires à terme nécessaires pour le financement de l'investissement productif.

La taxe inflationniste et la taxe implicite due à la répression financière sont en fait intimement liées. Si les deux taxes permettent à l'Etat de drainer des fonds financiers nécessaires au financement des déficits, la première accentue la deuxième en situant les taux d'intérêt réels à des niveaux anormalement bas.

Les réformes adoptées récemment dans le contexte de la libéralisation des taux d'intérêt et la dérégulation du système financier s'inscrivent dans le cadre de la lutte contre la répression financière. Cependant, on craint que le tarissement au moins à court et à long terme du financement extérieur des déficits ne pousse les pouvoirs publics à recourir au financement monétaire induisant ainsi à long terme une aggravation de l'inflation et donc un retour à la répression financière. En outre, même l'endettement public intérieur est devenu un problème majeur de la finance publique marocaine. Un tel endettement dépassant actuellement le seuil de 40% du PIB pose directement le délicat problème du paiement des intérêts et de l'amortissement de la dette.

En vue de mettre en exergue la relation entre les taux d'intérêt réels et la demande réelle des dépôts à terme dans une perspective comparative, nous tenterons dans la suite de cette analyse d'estimer le modèle de la demande réelle des dépôts à terme pour un groupe restreint de pays en voie de développement.

¹ On pourrait également critiquer nos résultats empiriques sous prétexte que la mesure des taux d'intérêt nominaux est entachée d'erreurs. Nous démontrons néanmoins que l'élimination du taux d'intérêt nominal et le maintien du taux d'inflation et du PIB réel dans le modèle ne changent pas beaucoup à notre conclusion suivant laquelle les déposants sont sensibles à l'érosion de la valeur réelle de leurs actifs en raison des tensions inflationnistes. Les séries chronologiques de la demande réelle des dépôts à terme, du taux d'inflation et du PIB réel étant toutes non stationnaires en niveaux, elles peuvent être cointégrées en ce sens qu'elles peuvent entretenir une relation d'équilibre à long terme. Effectivement, le test de cointégration de Johansen montre que les trois variables sont cointégrées et que le vecteur cointégrant est unique (valeur d'Eigen = 0,68; ratio de vraisemblance = 43,10, valeur critique à 1% = 41,07; valeur critique à 5% = 34,91). L'équation cointégrante s'écrit :

$$\text{Log}\left(\frac{\text{DEPT}_t}{P_t}\right) = -19,75 - 0,98\pi_t + 2,48 \cdot \text{Log}(Y_t)$$

(-25,63) (-1,74) (38,71)

Le modèle dynamique à correction d'erreur s'écrit alors :

$$\Delta \text{Log}\left(\frac{\text{DEPT}_t}{P_t}\right) = 0,16 - 0,002t - 0,58\Delta\pi_t + 0,57\Delta \text{Log}(Y_t) - 0,66\Delta \text{Log}(Y_{t-2}) - 0,21\hat{\varepsilon}_{t-1}$$

(3,68) (-1,64) (-2,04) (2,06) (-2,52) (-1,78)

$$R^2 = 0,43; R^2 \text{ ajusté} = 0,30; F\text{-statistic} = 3,16 (\text{probabilité} = 0,028); \text{Durbin-watson} = 1,98$$

Ainsi, en éliminant le taux d'intérêt du modèle, la qualité de nos résultats empiriques demeure bonne en général. Les résultats empiriques montrent en gros qu'il existe une relation négative et statistiquement très significative à court et à long terme entre le taux d'inflation et la demande réelle des dépôts à terme, suggérant que les déposants sont très sensibles à la détérioration de la valeur réelle de leurs actifs du fait des tensions inflationnistes.

2.2 : Taux d'intérêt bas et demande réelle des dépôts à terme : analyse comparative du cas d'un groupe de pays en développement

A moins que les déposants soient frappés par le phénomène de l'illusion monétaire, la demande réelle des dépôts à terme est logiquement sensible au niveau des taux d'intérêt réels. Pour capter cet effet, dans une perspective comparative, nous proposons d'estimer le modèle de la demande réelle des dépôts à terme pour un groupe de pays en développement avant d'interpréter les résultats empiriques obtenus et de formuler des implications de politique économique.

2.2.1 : Estimation du modèle de la demande réelle des dépôts à terme pour un groupe restreint de pays en développement

Avant de présenter les résultats d'estimation du modèle, nous nous penchons d'abord sur les critères du choix des pays de l'échantillon :

2.2.1.1 : Le choix du groupe restreint de pays en développement et le modèle à estimer

Le groupe restreint de pays en développement a été sélectionné en vue de rendre compte de la diversité des situations au sein du monde en développement en général, notamment au niveau de la taille de l'économie, du volume des dépôts bancaires à terme en proportion du PIB, du niveau de l'inflation et du taux d'intérêt nominal sur les dépôts.

Les pays sélectionnés pour étude sont la Corée du Sud, l'Égypte, le Kenya, le Mexique et la Turquie. Outre la diversité quant au volume des dépôts bancaires à terme, le taux d'inflation annuel moyen durant la période 1968-1996 varie de 10,50% en Corée du Sud à 47% en Turquie en passant par l'Égypte (12%), le Kenya (13%) et le Mexique (36,5%). Quant au taux d'intérêt nominal sur les dépôts bancaires, il varie en moyenne annuelle sur la période 1976-1991 de 9,5% en Égypte et au Kenya à 41% au Mexique en passant par la Corée du Sud (12,50%) et la Turquie (34%).

En vue d'estimer le modèle de la demande réelle des dépôts bancaires à terme pour notre groupe restreint de pays en voie de développement, nous régressons la demande réelle ($DEPTR$) des dépôts à terme sur le taux d'intérêt réel (r) en plus du PIB réel (Yr). Comme dans le cas marocain, toutes les variables, sauf le taux d'intérêt réel, sont exprimées en logarithme népérien. Un signe positif pour le coefficient associé à r signifiera que les déposants sont sensibles au niveau du rendement réel de leurs actifs et abandonnent la demande réelle des dépôts à terme au profit d'autres actifs permettant de se protéger contre l'inflation.

2.2.1.2 : Estimation du modèle pour le groupe des pays en développement

L'estimation du modèle pour certains pays en développement a donné les résultats suivants :

- Premier cas : Mexique (1976-1996)

$$\text{Log}(DEPTR_t) = 1,10r_t + 0,60\text{Log}(Yr_t) + 0,24\text{Log}(DEPTR_{t-1}) \quad (11.22)$$

(1,70) (5,30) (1,60)

$R^2 = 0,33$; R^2 ajusté = 0,25; F - statistic = 4,20 (probabilité = 0,03); Durbin-watson = 1,64

- Deuxième cas : Corée du Sud (1967-1997)

$$\begin{aligned} \text{Log}(DEPTR_t) = & -1,86 + 0,71.r_t + 0,41\text{Log}(Y_t) + 0,74\text{Log}(DEPTR_{t-1}) \\ & (-1,80)(3,56) \quad (2,20) \quad (4,57) \\ & -0,26\text{Log}(DEPTR_{t-2}) + 0,21\text{Log}(DEPTR_{t-3}) \\ & (-1,63) \quad (2,37) \end{aligned} \quad (11.23)$$

$R^2 = 0,9987$; R^2 ajusté = 0,998; F - statistic = 3130,20 (*probabilité* = 0,0001); Durbin-watson = 1,82

- Troisième cas : Egypte (1975-1976)

$$\begin{aligned} \text{Log}(DEPTR_t) = & 0,07t + 0,10.r_t + 0,40\text{Log}(Y_t) + 0,35\text{Log}(DEPTR_{t-1}) \\ & (3,05) \quad (3,78) \quad (4,32) \quad (2,07) \end{aligned} \quad (11.24)$$

$R^2 = 0,994$; R^2 ajusté = 0,993; F - statistic = 672,88 (*probabilité* = 0,0001); Durbin-watson = 1,70

- Quatrième cas : Turquie (1973-1996)

$$\begin{aligned} \text{Log}(DEPTR_t) = & 0,71.r_t + 0,13\text{Log}(Y_t) + 0,83\text{Log}(DEPTR_{t-1}) \\ & (1,62) \quad (1,68) \quad (7,91) \end{aligned} \quad (11.25)$$

$R^2 = 0,915$; R^2 ajusté = 0,907; F - statistic = 113,07 (*probabilité* = 0,0001); Durbin-watson = 1,48.

- Cinquième cas : Kenya (1967-1991)

$$\begin{aligned} \text{Log}(DEPTR_t) = & 0,43.r_t + 0,20\text{Log}(Y_t) + 0,75\text{Log}(DEPTR_{t-1}) \\ & (1,20) \quad (2,72) \quad (7,67) \end{aligned} \quad (11.26)$$

$R^2 = 0,95$; R^2 ajusté = 0,94; F - statistic = 198,71 (*probabilité* = 0,0001); Durbin-watson = 1,64

2.2.2: Dépôts à terme et taux d'intérêt réels bas : interprétations et implications de politique économique

Nous tentons ici d'interpréter les résultats empiriques obtenus et de comparer les cas étudiés avec le cas marocain avant de formuler des implications de politique économique.

2.2.2.1: Interprétation des résultats obtenus et comparaison avec le cas marocain

Les régressions (11.22) jusqu'à (11.26) montrent que les coefficients associés au taux d'intérêt réel sont positifs et statistiquement différents de zéro à des degrés divers. Cela signifie que les déposants sont sensibles à la variation de la valeur réelle de leurs actifs.

A long terme, une amélioration du taux d'intérêt réel d'un point de pourcentage induirait une augmentation de la demande réelle des dépôts à terme allant de 0,16% en Egypte à 4,18% en Turquie en passant par le Mexique (1,45%), le Kenya (1,72%) et la Corée du Sud (2,29%).

Dans une perspective comparative, la semi – élasticité à long terme de la demande réelle des dépôts à terme dans le cas marocain se situe aux alentours de 0,97, suggérant qu'elle est très proche de celle obtenue pour le cas mexicain

2.2.2.2: Implications de politique économique : une répression financière entravant la mobilisation de l'épargne à long terme

Dans le cas marocain comme dans le cas de notre groupe restreint de pays en développement, les résultats empiriques révèlent que le maintien des taux d'intérêt nominaux à des niveaux bas dans un environnement inflationniste, en vue de permettre au secteur public de mobiliser des fonds financiers gratuits ou bon marché, déprimerait probablement la

demande réelle des dépôts bancaires à terme qui sont essentiels pour toute stratégie de financement de la croissance économique à long terme.

En somme, dans les pays en voie de développement où les taux d'intérêt sont administrés, la répression financière peut être une source importante de recettes pour le secteur public. Une telle répression des systèmes financiers affecte et est affectée par l'accumulation et la persistance des déficits publics en ce sens qu'elle est à l'origine de fonds financiers bon marché, destinés à financer les déficits et ces derniers sont à même de l'amplifier en raison des limites du financement par l'endettement intérieur et extérieur. La répression financière semble avoir un impact négatif sur les opportunités de croissance économique dans les pays en développement parce qu'elle a pour conséquences de décourager la demande réelle des dépôts bancaires à terme nécessaires pour le financement de l'activité économique et de déprimer le crédit bancaire disponible pour le secteur privé.

Conclusion du chapitre II

L'accumulation des déficits budgétaires dans les pays en voie de développement peut avoir un lien avec les niveaux des taux d'intérêt. Un endettement public intérieur croissant, notamment après le tarissement du financement extérieur consécutif à la crise de l'endettement international du début des années 80, pourrait induire un renchérissement du coût réel de l'argent dans le contexte d'une libéralisation prononcée des taux d'intérêt domestiques et d'une dérégulation croissante des systèmes financiers.

La possibilité ou l'impossibilité d'un tel renchérissement pose directement le problème de la validité ou de l'invalidité de la thèse classique des fonds prêtables et ses principales concurrentes, à savoir la thèse de l'équivalence ricardienne et l'approche postkeynésienne.

Nous nous sommes interrogés sur l'impact que pourrait avoir un endettement intérieur croissant sur le coût réel de l'argent au Maroc dans un contexte où le système financier national devient de plus en plus libéralisé. Les études empiriques en la matière soutiennent que l'endettement domestique est à même d'élever les taux d'intérêt réels, ce qui est préjudiciable pour l'investissement et la croissance économique en général.

Dans le cas marocain, sous l'hypothèse d'une mobilité imparfaite des capitaux à l'échelle internationale, nous avons pris en compte les deux cas possibles où les firmes sont rationnées sur le marché du crédit et où le taux d'intérêt est considéré comme un signal déterminant l'équilibre sur ce marché. En nous inspirant de certaines études empiriques, il ressort des diverses simulations que la politique budgétaire serait à même d'augmenter le coût réel de l'argent dans le cas particulier du Maroc. L'intensité de cet impact dépendrait cependant des conditions prévalant sur les marchés de crédit et des modalités de financement des déficits budgétaires.

En travaillant sur des données de l'OCDE et des pays du G7, nos résultats empiriques basés sur les techniques les plus récentes en matière de séries chronologiques montrent que la raréfaction de l'épargne induit une élévation des taux d'intérêt réels longs. Nous avons également montré que l'amenuisement de l'épargne dans les pays de l'OCDE est lié à l'accumulation des déficits et que cette dernière accélère la montée des taux d'intérêt réels longs.

Puisque le Maroc et maints pays en développement ont procédé, durant les années 70 et la première moitié des années 80, à la fixation des taux d'intérêt domestiques à des niveaux anormalement bas en dépit d'une inflation élevée, nous nous sommes concentrés sur le phénomène de la répression financière.

Après avoir examiné et discuté les approches relatives à la mesure de la répression financière, nous avons essayé d'estimer ses relations avec les déficits publics ainsi que ses effets sur le crédit bancaire privé disponible pour le secteur privé aussi bien au Maroc qu'au sein d'un groupe de pays en développement.

Nos résultats basés sur des données en coupe instantanée montrent que la répression financière est intimement liée à l'accumulation et à la persistance des déficits publics, suggérant que les recettes dues à la répression financière seraient probablement partagées entre les banques et le secteur public, avec une part de lion pour le dernier.

Nos estimations révèlent également que la répression financière réduit les ratios au PIB du crédit bancaire accordé au secteur privé à travers les pays de l'échantillon et que la croissance du volume du crédit privé au Maroc est insuffisante par rapport à la croissance économique, raréfiant ainsi les fonds financiers nécessaires pour le financement de l'activité économique dans le secteur privé.

Nous avons aussi tenté d'estimer une fonction de la demande réelle des dépôts bancaires à terme au Maroc et dans un groupe de pays en développement en vue de déterminer l'impact du taux de rendement réel. Tous nos résultats empiriques montrent que la demande réelle des dépôts à terme est très sensible au taux d'intérêt réel, suggérant que la répression financière déprime la demande réelle de ces actifs nécessaires pour le financement de la croissance économique à long terme.

Conclusion de la deuxième partie

La deuxième partie de ce travail de recherche est axée sur l'étude analytique et empirique de l'impact des déséquilibres financiers publics sur les taux d'inflation et les taux d'intérêt réels dans un échantillon de pays et au Maroc en particulier. Les modèles spécifiés et estimés ont été dérivés des éclairages théoriques existants en la matière.

Sur la plan théorique, nous avons tenté de présenter et de discuter les paradigmes relatifs aux liens pouvant exister entre la politique budgétaire et les tensions inflationnistes ainsi que ceux inhérents à l'inflation optimale et au seignuriage en relation avec la théorie des jeux. Nous avons également survolé et discuté les trois approches théoriques concernant l'effet de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt réels, à savoir les approches d'éviction financière, keynésienne – postkeynésienne et ricardienne.

En estimant une fonction de forme quadratique pour un échantillon de pays en développement, nous avons montré que la taxe inflationniste augmente dans un premier temps en fonction du taux d'inflation et commence à chuter ensuite dès le moment où les recettes de seignuriage (en proportion du PIB) atteignent leur maximum. Economiquement parlant, cela signifie que les agents économiques ont une certaine aversion à l'inflation : dès que le niveau de l'inflation érode les actifs monétaires détenus par ces agents économiques, ils commencent à réduire leur demande de monnaie et à s'orienter vers la demande d'autres actifs leur permettant de se protéger contre les tensions inflationnistes. Nos résultats empiriques révèlent que les recettes de seignuriage sont maximisées au niveau de 3,67% du PIB correspondant à un taux d'inflation de plus de 41%. Cela signifie que des gains minimes de recettes de seignuriage sont très coûteux en termes d'inflation au sein de notre échantillon de pays en développement. Le coût inflationniste du financement monétaire des déficits publics aurait été

plus élevé si on avait intégré parmi les pays de l'échantillon, des économies à tradition hyperinflationniste, comme l'Argentine.

En vue d'obtenir une relation à long terme entre le financement monétaire des déficits publics (en proportion du PIB) et le taux d'inflation, nous avons étendu notre analyse empirique en estimant une fonction de demande réelle de la base monétaire pour le Maroc et chaque économie d'un groupe de pays en développement. Après avoir procédé à certains tests sur les coefficients du modèle spécifié, nous avons pu dériver une relation à long terme entre les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) et le taux d'inflation. Dans l'ensemble, les relations à long terme estimées, donnant lieu à une courbe de type *Laffer*, révèlent que les gains escomptés du financement monétaire des déficits publics sont minimes en comparaison avec les niveaux d'inflation exigés. Les simulations effectuées indiquent qu'en se déplaçant sur la partie croissante de la courbe *Laffer* de seigneurage, une amélioration, ne serait-ce que minime, des recettes de seigneurage (en proportion du PIB) exigerait une augmentation plus élevée du taux d'inflation. En se déplaçant sur la partie décroissante de la courbe *Laffer* de seigneurage, on remarque nettement que toute intensification de l'inflation induit une chute du ratio au PIB du financement monétaire des déficits publics à travers les pays en développement pris en compte, suggérant que les détenteurs de la monnaie ont une certaine aversion à l'inflation et tendent dès lors à réduire leur demande de monnaie en vue de se protéger contre les tensions inflationnistes.

Même si l'inflation au Maroc n'est que partiellement monétaire, nos résultats empiriques révèlent qu'il existe quand même une relation à *long terme* entre le financement monétaire des déficits et le taux d'inflation. Dans le cas marocain, nos estimations révèlent que le taux d'inflation maximisant la taxe inflationniste en proportion du PIB se situe aux alentours de 24% correspondant à un seigneurage maximum de 5,95% du PIB.

Les exercices de simulation que nous avons effectués révèlent combien une augmentation minime des recettes de seigneurage en proportion du PIB nécessiterait, dans le cas marocain, une aggravation beaucoup plus proportionnelle de l'inflation. Ces résultats offrirait peut-être un support aux décideurs de la politique budgétaire marocaine de ne pas compter sur la création monétaire pour le financement des déficits budgétaires.

Dans le cas marocain, concernant l'impact des déficits publics sur le coût réel de l'argent, sous l'hypothèse d'une mobilité imparfaite des capitaux à l'échelle internationale, nous avons pris en compte les deux cas possibles où les firmes sont rationnées sur le marché du crédit et où le taux d'intérêt est considéré comme un signal déterminant l'équilibre sur ce marché. En nous inspirant de certaines études empiriques, il ressort des diverses simulations que la politique budgétaire serait à même d'augmenter le coût réel de l'argent dans le cas particulier du Maroc. L'intensité de cet impact dépendrait cependant des conditions prévalant sur les marchés de crédit et des modalités de financement des déficits budgétaires.

Nous avons collecté des données statistiques concernant les pays de l'OCDE et nous avons tenté d'estimer des relations entre le taux d'épargne, les déficits publics et les taux d'intérêt réels longs en recourant aux techniques les plus récentes en matière de séries temporelles (tests de racine unitaire, cointégration, modèles à correction d'erreur, tests de causalité à court et à long terme, etc.). Notre analyse empirique révèle que la raréfaction de l'épargne induit une élévation des taux d'intérêt réels longs. Nous avons également montré que l'amenuisement de l'épargne dans les pays de l'OCDE est lié à l'accumulation des déficits et que cette dernière accélère la montée des taux d'intérêt réels longs.

L'étude du phénomène de la répression financière s'impose dès lors que plusieurs pays en développement ont procédé durant les années 70 et la première moitié des années 80, à la fixation des taux d'intérêt domestiques à des niveaux anormalement bas en dépit d'une inflation élevée. Dans un premier lieu, nous avons examiné et discuté les approches relatives à la mesure de la répression financière dans un deuxième lieu, nous avons essayé d'estimer les relations de la répression financière avec les déficits publics ainsi que ses effets sur le crédit bancaire privé disponible pour le secteur privé. Nos résultats basés sur une analyse des données en coupe instantanée montrent que la répression financière est intimement liée à l'accumulation et à la persistance des déficits publics, suggérant que les recettes dues à la répression financière seraient probablement partagées entre les banques et le secteur public, avec une part de lion pour le dernier. Nos estimations révèlent également que la répression financière réduit les ratios au PIB du crédit bancaire accordé au secteur privé à travers les pays de l'échantillon, raréfiant ainsi les fonds financiers nécessaires pour le financement de l'activité économique dans le secteur privé.

Nous avons également tenté d'estimer une fonction de la demande réelle des dépôts bancaires à terme pour le Maroc et un groupe de pays en développement en vue de déterminer l'impact du taux de rendement réel sur ces dépôts. Tous nos résultats empiriques montrent que la demande réelle des dépôts à terme est très sensible au taux d'intérêt réel, suggérant que la répression financière déprime la demande réelle de ces actifs nécessaires pour le financement de la croissance économique à long terme.

Dans le cas marocain, nos résultats empiriques révèlent que la mobilisation de fonds financiers bon marché au profit de l'Etat en maintenant les taux d'intérêt réels à des niveaux anormalement bas, a pour conséquence de déprimer la demande réelle des dépôts à terme. Puisque les dépôts à terme sont essentiels pour des financements longs, leur chute due à des taux d'intérêt réels anormalement bas est à même d'affecter les opportunités de financement de la croissance économique à long terme.

En somme, la deuxième partie de ce travail de recherche tente d'ouvrir le débat sur l'impact des déficits publics (et de la politique budgétaire en général) sur les taux d'inflation et les taux d'intérêt réels au Maroc en particulier et dans les pays en développement en général, en s'inspirant d'études théoriques récentes. A travers la voie de l'inflation et du coût réel de l'argent, les déficits publics sont à même d'affecter les marchés financiers. Notre étude analytique et empirique ne prétend pas avoir résolu définitivement le problème de la relation entre les déséquilibres financiers publics d'une part et l'inflation et le coût réel de l'argent d'autre part, une problématique qui a reçu très peu d'attention dans les travaux effectués aussi bien dans le monde en développement au sens large que dans le cas particulier du Maroc. Notre étude vise à ouvrir le débat pour des recherches analytiques et empiriques plus poussées.

3^{ème} partie :

**DEFICITS PUBLICS, DEPENSE PRIVEE
ET SECTEUR EXTERNE**

CODESRI/ BIBLIOTHEQUE

3^{EME} PARTIE : DEFICITS PUBLICS, DEPENSE PRIVEE ET SECTEUR EXTERNE

Une importante question en matière de politique économique et en termes de son impact sur l'activité économique consiste à savoir si la politique budgétaire a des effets d'éviction ou d'entraînement sur la dépense privée. Une autre question intéressante consiste à savoir si la politique budgétaire affecte le secteur externe. De telles questions sont d'un intérêt crucial pour les décideurs de la politique économique dans les pays en développement en général et au Maroc en particulier puisque la politique budgétaire, en évinçant la dépense privée, en détériorant les soldes externes et en appréciant le taux de change réel, est à même de décourager la croissance économique à long terme et de mettre en péril les opportunités de développement.

Sur le plan empirique, très peu d'études ont été consacrées à la question de l'impact de la politique budgétaire sur la dépense privée et les variables du secteur externe, notamment dans les pays en développement. Dans le cas particulier du Maroc, il n'existe à notre connaissance aucune étude empirique sérieuse sur les effets de la politique budgétaire sur les variables macro-économiques fondamentales. Mohammed Boussetta (voir Boussetta, 1992), dans sa thèse de doctorat d'Etat et ses divers articles publiés dans les *Annales Marocaines d'Economie*, n'a pas analysé empiriquement comment la politique budgétaire au Maroc affecte la dépense privée en biens de consommation et d'investissement. Il s'est contenté d'exposer les résultats de quelques modèles empiriques estimés essentiellement pour les pays développés et concernant notamment l'impact de l'investissement public sur l'investissement privé. Pour le cas du Maroc, Boussetta (1992) s'est contenté d'affirmer que les dépenses publiques en capital ont historiquement joué un rôle majeur dans l'activité de l'investissement privé (l'effet de la politique budgétaire sur la consommation privée, n'a pas été évoqué par Boussetta). Concernant les effets de la politique budgétaire sur le secteur externe, Boussetta (1992, 1995) s'est contenté d'une description graphique pour étudier l'impact des déficits budgétaires sur le solde de la balance des paiements courants et ne s'est pas du tout interrogé sur l'impact que la politique budgétaire peut avoir sur le taux de change réel. Certes, en raison des difficultés que posent la collecte, le traitement et l'interprétation des données statistiques ainsi que leur incohérence/fiabilité dans certains cas, le chercheur en sciences économiques est souvent dérouté. Toutefois, à notre sens, ces diverses considérations ne doivent pas susciter la formulation de conclusions généralisantes. La recherche économique au Maroc, semble-t-il, est souvent handicapée par le très peu d'empirisme qu'on utilise pour déterminer les causes à effets des relations entre les divers phénomènes économiques.

Comment la politique budgétaire affecte-t-elle la dépense privée et les variables du secteur externe dans les pays en développement en général et au Maroc en particulier? Pour répondre à cette épineuse question, nous aborderons dans un premier lieu, l'effet des déficits publics sur la dépenses privée (chapitre I) avant de traiter, dans un deuxième lieu, l'impact sur les variables du secteur externe (chapitre II).

Chapitre I : Déficit publics et dépense privée en consommation et investissement

Répondre à la question de savoir comment la dépense privée a été affectée par la politique budgétaire n'est pas un exercice aisé à entreprendre. Ceci nécessite d'abord de survoler et de discuter une littérature théorique et empirique éparpillée sur cette question, de spécifier les relations de comportement macro-économique et de les estimer pour le cas particulier du Maroc et le cas général d'un échantillon de pays en développement. Sur le plan théorique, le

thème est très controversé (thèse néoclassique, paradigme keynésien, vision ricardienne, éviction directe, etc.) en ce sens que plusieurs points de vue entrent en compétition. Au niveau empirique, très peu d'études ont été consacrées à cette question, notamment dans le monde en développement. Dans la suite de ce chapitre, nous tenterons d'abord d'étudier analytiquement et empiriquement l'impact des déficits publics sur la consommation privée (section I) avant de traiter l'effet sur l'investissement privé (section II).

I- Déficit publics et consommation privée : une étude analytique et empirique

Les déficits publics évincent-ils ou entraînent-ils la dépense privée en biens de consommation? En vue de répondre à cette question, nous étudierons successivement le cas particulier du Maroc avant de nous pencher sur le cas d'un échantillon de pays en voie de développement.

1- Déficit publics et consommation privée au Maroc : une politique budgétaire évinçant la dépense privée en biens de consommation

Dans le but d'étudier l'impact de la politique budgétaire sur la consommation privée dans le cas particulier du Maroc, il importe d'abord de survoler la littérature théorique et empirique existante en la matière.

1.1: Déficit publics et consommation privée : survol et discussion de la littérature théorique et empirique

Sur le plan théorique, l'impact de la politique budgétaire sur la consommation privée est une question très controversée aussi bien dans les pays développés que dans les pays en voie de développement. De même, sur le plan empirique, les controverses ne manquent pas. Il importe de survoler et de discuter les divergences théoriques à ce propos avant de présenter les résultats controversés de certaines études empiriques.

1.1.1: Les controverses théoriques relatives à l'impact de la politique budgétaire sur la consommation privée

Les paradigmes théoriques divergent beaucoup en la matière. Dans ce qui suit, nous discutons les paradigmes existants avant de nous interroger sur les effets indirects des déficits publics sur la consommation privée.

1.1.1.1: Les divergences des paradigmes théoriques

Il existe en général trois paradigmes théoriques concernant l'impact économique des déficits budgétaires en général et leurs effets sur la dépense privée en particulier. Il s'agit des paradigmes néoclassique, keynésien et ricardien (voir une synthèse détaillée dans Mansouri, 2000, 2001).

Il est à noter qu'on peut trouver un support pour toute position normative concevable à travers les trois écoles de pensée. Les effets économiques des déficits publics constituent ainsi un sujet très controversé comme le montrent les débats entre les économistes s'inspirant de la conception néoclassique et les théoriciens keynésiens (voir par exemple Bernheim, 1989 ; Eisner, 1989 ; Milton et Rosa Friedman, 1982 ; Hayek, 1980 ; Lafay, 1987) et les prises de position des économistes s'inspirant de la conception ricardienne des déficits publics (Barro ; 1974, 1989).

Le paradigme néoclassique considère que les individus sont rationnels et planifient leur consommation sur leurs cycles de vie. Les déficits budgétaires augmentent la consommation privée totale en transférant les prélèvements fiscaux aux générations futures. La réduction des impôts, due à l'accumulation des déficits publics, étant plus importante que la croissance de l'épargne privée désirée, l'épargne nationale totale désirée déclinera. Selon l'école néoclassique avec la fameuse hypothèse que les ressources économiques sont pleinement employées, l'augmentation de la consommation réduit nécessairement l'épargne, induisant une hausse des taux d'intérêt en vue d'équilibrer les marchés de capitaux (voir Bernheim, 1989 : 16). C'est le fameux effet d'éviction : des déficits budgétaires persistants évincent l'accumulation du capital privé. Ce raisonnement néoclassique est interprété par Robert Barro (1989 : 38) comme suit : *"puisque l'épargne privée désirée augmente moins vite que la réduction des impôts, l'épargne nationale chute. Au sein d'une économie fermée, le taux d'intérêt réel anticipé devrait augmenter en vue de rétablir l'équilibre entre l'épargne nationale désirée et la demande d'investissement. Or, un taux d'intérêt réel élevé évince l'investissement privé, induisant à long terme, un faible stock de capital productif"*. Dans le langage de Franco Modigliani (1961), la dette publique est un fardeau intergénérationnel important puisqu'elle entraîne un stock de capital faible pour les générations futures¹.

Selon le paradigme keynésien, une grande fraction de la population est considérée comme subissant l'illusion et les contraintes de liquidité. Les individus ont des propensions à consommer élevées. Ainsi, une baisse temporaire des impôts a un impact immédiat et significatif sur la demande globale. Sous l'hypothèse keynésienne que les ressources économiques sont sous-employées, le revenu national augmente, générant des effets de second ordre, grâce au fameux multiplicateur keynésien. Puisque la consommation et le revenu national sont stimulés par le déficit, l'épargne et l'investissement ne sont pas négativement affectés. Ainsi, les déficits budgétaires ont des conséquences bénéfiques (Keynes, 1936 ; Eisner, 1989) et la dépense privée en consommation et investissement n'est pas du tout évincée par l'accumulation des déficits publics.

D'après le point de vue ricardien, basé sur une idée intuitive de Ricardo et développée récemment par Barro (1974, 1989), les générations successives sont liées par des transferts altruistes et volontaires de ressources. Puisque les déficits transfèrent les paiements d'impôts et taxes aux générations futures, ils laissent les ressources «dynastiques» inaffectées². Comme le montre Vasseur (1995 : 96), *"l'opinion courante présente le financement de dépenses publiques par recours à l'endettement comme une forme de reports de charge du présent vers le futur. La plupart des développements théoriques les plus récents en la matière s'inscrivent dans cette optique. En fait, ils ne font que la formaliser en appliquant la contrainte d'équilibre intertemporel aux comptes publics"*. Comme l'estime Barro (1989 : 38), le chef de file de l'école ricardienne, *"la modification ricardienne apportée à l'analyse standard commence par*

¹- Notons toutefois qu'au sein d'économies ouvertes sur l'extérieur, les déficits budgétaires pourraient ne pas affecter la demande privée des biens d'investissement puisque, dans un tel contexte, les taux d'intérêt réels ne seraient pas affectés. Au sein d'économies ouvertes, la décision politique de remplacer les recettes fiscales par l'accumulation des déficits pourrait induire une augmentation des stocks de la dette publique extérieure plutôt qu'à un renchérissement du coût réel de l'argent. Dans ce cas, l'impact des déficits serait de détériorer les soldes courants de la balance des paiements courants. Les taux d'intérêt réels anticipés n'augmenteront que si la taille du pays est assez large pour influencer les marchés internationaux de capitaux, ou si l'augmentation du stock de la dette publique pousse les prêteurs étrangers à exiger des taux de rendement élevés sur leurs actifs.

²- La question est précisément de savoir si les consommateurs réduisent leurs dépenses quand les impôts s'élèvent et l'augmentent quand les impôts baissent ou s'ils procèdent tout simplement à la compensation des variations de la dépense publique sans réagir aux variations des recettes fiscales ou du financement des déficits par la dette publique comme l'estime le théorème de l'équivalence ricardienne (Barro, 1974, 1987, 1989). Comme le montre Barro (1989 : 39), *"le remplacement des impôts par le déficit n'a aucun impact sur la demande agrégée des biens et services. En ce sens, les déficits budgétaires et la fiscalité ont des effets équivalents sur l'économie, d'où l'expression de théorème de l'équivalence ricardienne. Pour exprimer l'équivalence ricardienne d'une autre manière, une baisse de l'épargne publique (c'est-à-dire un déficit budgétaire courant) induit une hausse compensatrice de l'épargne privée désirée, n'induisant en somme aucune variation de l'épargne nationale désirée"*.

l'observation suivant laquelle, pour un sentier donné de la dépense publique, un déficit budgétaire financé par une réduction des impôts induit une augmentation des impôts futurs dont la valeur actuelle est égale à celle des impôts présents. Ce résultat provient de la contrainte du budget du secteur public, égalisant les dépenses publique totales pour chaque période (y compris les paiements d'intérêts) aux recettes publiques courantes... En maintenant fixe le montant de la dépense publique et des recettes courantes non fiscales, la réduction des impôts aujourd'hui doit être compensée par une augmentation correspondante de la valeur actuelle des impôts futurs". La politique du déficit est dès lors une question d'indifférence en ce sens qu'elle n'a aucun effet sur les variables macro-économiques, y compris la consommation privée, les taux d'intérêt réels et l'investissement privé (Pour une revue de la conception ricardienne, voir Vasseur, 1995 ; Descamps et Page, 1994 ; Blejer et Leiderman, 1988).

Généralement, les effets économiques des déficits budgétaires constituent aujourd'hui un sujet théorique très controversé comme le montrent les débats récents entre les économistes néoclassiques et keynésiens (voir par exemple, Bernheim, 1989 ; Eisner, 1989 ; Milton et Rosa Friedman, 1982 ; Hayek, 1980 ; Lafay, 1987) et les récentes prises de position des économistes d'inspiration ricardienne (voir Barro, 1974, 1989).

Généralement, cinq objections ont été formulées à l'encontre du théorème de l'équivalence ricardienne :

- puisque les consommateurs privés ne vivent pas indéfiniment, ils ne peuvent pas se préoccuper des impôts qui seront levés après leur mort;
- les marchés de capitaux privés sont imparfaits, avec un taux de rendement privé excédant celui du secteur public;
- les impôts et les revenus futurs sont incertains;
- les impôts ne sont pas exogènes puisqu'ils dépendent du revenu, de la richesse et de la dépense;
- le théorème de l'équivalence ricardienne suppose que l'économie est en situation de plein-emploi des ressources.

1.1.1.2: A propos des effets indirects des déficits publics sur la consommation privée

Notons que les déficits publics peuvent avoir également des effets indirects sur la consommation privée si les taux d'intérêt réels prêteurs augmentent en réponse à un endettement public domestique élevé (voir deuxième partie).

Toutefois, nous estimons que le taux d'intérêt réel ne pourrait pas refléter le coût du crédit à la consommation dans maints pays en développement en raison de l'imperfection des marchés de crédit et de l'existence dans ces pays, de taux d'intérêt administrés durant une période assez longue. D'ailleurs, certains arguments empiriques montrent que la consommation privée dans certains pays en développement est insensible aux taux d'intérêt réels (voir par exemple, Giovannini, 1983, 1985; Corbo et Schmidt-Hebbel, 1991; Schmidt-Hebbel, Webb et Corsetti, 1992).

Il importe également de souligner que la politique budgétaire peut avoir des effets indirects sur la consommation privée, notamment à travers son impact sur le taux de change réel. si les déficits publics induisent une surévaluation du taux de change réel, ils seraient susceptibles d'augmenter la consommation privée réelle en raison de la diminution en monnaie locale des prix des biens de consommation importés.

1.1.2: Survol des études empiriques consacrées aux effets des déficits publics sur la consommation privée

Les chercheurs ont spécifié certaines relations mais, semble-t-il, le problème concernant les liens entre la dépense privée et les variables budgétaires n'est pas définitivement résolu, même pour les économies développées : les arguments empiriques sont encore très rares pour les économies en développement. En particulier, dans le cas marocain, la problématique du lien pouvant exister entre la politique budgétaire et la consommation privée demeure à notre connaissance, un sujet inexploré.

1.1.2.1: Rareté des études empiriques sur la sensibilité de la consommation privée aux variables budgétaires dans les pays en développement

De rares études empiriques en la matière divergent sur la question des liens pouvant exister entre la politique budgétaire et la consommation privée. Certains modèles ont montré que les déficits budgétaires ont un effet d'entraînement (Eisner, 1989 ; Dalagamas, 1988; Bernheim, 1989) et d'autres travaux empiriques estiment que les déficits ont plutôt un effet d'éviction sur la consommation privée (voir par exemple, pour des groupes de pays en développement, les études empiriques effectuées par Haque et Montiel, 1989; Corbo et Schmidt-Hebbel, 1991; Rossi, 1996). D'autres études empiriques montrent que la proposition ricardienne est difficile à rejeter (voir par exemple Barro, 1974, 1987, 1989; Esposito, 1978; Carroll et Summers, 1987)¹.

D'autres rares études empiriques pour les économies en développement divergent en la matière. A titre d'exemples, l'épargne publique n'affecte pas significativement la consommation privée au Chili (Marshall et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994)², au Mexique (Alberro-Semerena, 1991; Easterly et Schmidt-Hebbel, 1994) et au Pakistan (Haque et Montiel, 1991, 1994)³. Dans d'autres situations, les déficits publics conduisent au déclin de la consommation privée comme en Argentine (Rodríguez, 1991, 1994)⁴ et à Zimbabwe

1. L'étude de Carroll et Summers (1987) se base sur une analyse comparative du comportement de l'épargne au Canada et aux Etats-Unis. Les deux auteurs montrent que les taux d'épargne privée dans les deux pays étaient similaires jusqu'au début des années 70 et commençaient ensuite à diverger. Durant la sous-période 1983-1985, le taux d'épargne au Canada dépassait le taux américain de 6 points de pourcentage. Après avoir maintenu fixes certaines variables macro-économiques et certains aspects des systèmes fiscaux pouvant influencer l'épargne, Carroll et Summers (1987) concluent que les déficits budgétaires (reflétant une désépargne publique) ont un effet positif sur l'épargne privée et que l'élasticité du taux d'épargne privée par rapport au ratio au PNB du déficit est sensiblement égale à 1. L'augmentation du taux d'épargne privée au Canada par rapport au taux américain est dès lors due à une hausse du déficit budgétaire en proportion du PNB. Puisqu'une augmentation de la désépargne publique d'un point de pourcentage du PNB induit une élévation du taux d'épargne privée du même point de pourcentage, les deux auteurs interprètent leur résultat empirique comme un argument favorable à l'équivalence ricardienne. Plus précisément, comme le soutient le théorème de l'équivalence ricardienne, les déficits publics entraînent une hausse de l'épargne privée en proportion du PNB mais n'ont aucun effet sur l'épargne nationale agrégée en proportion du PNB.

2. Marshall et Schmidt-Hebbel (1994 : 195-196) estiment que dans le cas chilien, "il est intéressant de noter que les consommateurs ne réagissent pas à une épargne publique permanente; c'est-à-dire que le déficit du secteur public consolidé (minoré de l'investissement public) n'a aucun effet sur la consommation privée. L'implication de politique économique est claire : une augmentation de l'épargne du secteur public a un effet important sur l'épargne nationale agrégée, puisqu'elle est compensée seulement d'une manière partielle par un déclin de l'épargne privée".

3. Contrairement à Marshall et Schmidt-Hebbel (1991, 1994), Alberro-Semerena (1991) et Easterly et Schmidt-Hebbel (1994), Haque et Montiel (1994) ont utilisé l'analyse moderne des séries chronologiques (tests de racine unitaire, tests de cointégration et modèles à correction d'erreur) en vue d'estimer l'impact des déficits publics sur la consommation privée (et l'épargne) dans le cas pakistanais. Haque et Montiel (1994 : 440) ont montré que le coefficient de la consommation publique dans l'équation cointégrante est négatif. Dans le cadre de leur modèle à correction d'erreur, les coefficients associés au terme de correction d'erreur et à la différence première de la consommation publique sont tous les deux négatifs et statistiquement différents de zéro, suggérant que la consommation publique a un effet négatif sur la consommation privée à court comme à long termes. Comme l'estiment Haque et Montiel (1994 : 440-441), "même à court terme, la consommation publique est négativement liée à la consommation privée".

4. Rodríguez (1994) a estimé une fonction de la consommation privée réelle pour la cas argentin sur la période 1914-1984. Les résultats empiriques révèlent que les dépenses publiques ont un effet négatif sur la consommation privée réelle alors que les recettes publiques n'ont aucun effet significatif.

(Morandé et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994; Elbadawi et Schmidt-Hebbel, 1992; Jenkins, 1997)¹. Des résultats similaires ont été trouvés pour un échantillon de pays en développement (Corbo et Schmidt Hebbel, 1991).

1.1.2.2 : Politique budgétaire et consommation privée au Maroc : un sujet inexploré

Concernant le cas particulier du Maroc, il n'existe à notre connaissance aucune étude empirique sérieuse des implications macro-économiques des déficits budgétaires en général, notamment l'impact de la politique budgétaire sur la dépense privée.

Boussetta (1992), dans le cadre de sa thèse de doctorat d'Etat intitulée "*Soldes Budgétaires et Financement Public : le cas du Maroc*", a présenté un survol - encore incomplet - de la littérature théorique relative aux déficits budgétaires. Il a ensuite adopté des procédés statistiques descriptifs retraçant l'évolution des déficits budgétaires et a présenté des données incomplètes sur certaines variables macro-économiques.

Nous estimons qu'une telle méthodologie ne permet pas de rendre compte de la complexité des implications macro-économiques de la politique budgétaire, notamment de l'impact des déficits publics sur la consommation privée. Quant à Amara (1993), il a essayé d'étudier les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique en général en utilisant des formes réduites de calcul, mais sans analyser empiriquement l'impact des déficits publics sur les variables macro-économiques fondamentales, notamment la consommation privée.

1.2: Estimation de l'impact de la politique budgétaire sur la consommation privée au Maroc

En vue d'étudier analytiquement et empiriquement les effets des déficits publics sur la consommation privée dans le cas du Maroc, nous tenterons d'abord d'estimer un modèle de comportement de la consommation privée en prenant en considération les spécificités de l'économie marocaine avant d'examiner et d'appliquer une nouvelle approche conceptuelle et empirique destinée à tester les hypothèses ricardienne, keynésienne et du revenu permanent.

1.2.1: Réaction de la consommation privée aux variables budgétaires : des approches empiriques prenant en considération les spécificités de l'économie marocaine

Dans le processus de spécification du comportement de la consommation privée au Maroc et en conformité avec les éclairages théoriques, nous proposons d'exprimer la consommation privée réelle soit comme une fonction, entre autres, des variables budgétaires en termes réels, soit comme une fonction, entre autres, du ratio au PIB du solde budgétaire.

¹- Morandé et Schmidt-Hebbel (1994) ont estimé, pour le cas zimbabwéen, une fonction de la consommation privée en proportion du revenu disponible. Morandé et Schmidt-Hebbel (1994 : 489) estiment que "la conclusion fondamentale des résultats obtenus va dans le sens de la prédominance des effets directs des déficits du secteur public (désépargne publique) sur la consommation privée par rapport aux effets indirects du financement par les déficits (à travers les taux d'intérêt et l'inflation). une augmentation du déficit d'un dollar zimbabwéen (Z\$), due à une hausse correspondante de la consommation publique, réduit la consommation privée de Z\$0,67, sans effets additionnels significatifs à travers les taux d'intérêt et d'inflation". Des résultats similaires ont été trouvés par Elbadawi et Schmidt-Hebbel (1992) dans le cadre d'un modèle d'équilibre général estimé pour Zimbabwe. De sa part, Jenkins (1997 : 2), dans le cadre d'un modèle macro-économétrique détaillé estime que "le déficit budgétaire réduit la richesse privée et induit une mauvaise répartition des revenus entre les détenteurs de bas et de hauts revenus en abaissant la consommation privée et l'investissement et donc le niveau de l'emploi. En d'autres termes, certaines politiques mises en œuvre après l'indépendance et visant la redistribution des ressources et l'éradication de la pauvreté ont échoué ou ont des effets pervers, créant des distorsions ramenant tout le système vers une instabilité macro-économique. En Zimbabwe, la croissance du secteur public devient une perte pour l'économie dans son ensemble au lieu d'être un facilitateur de la croissance économique et du développement".

Comme le révèlent nos résultats empiriques présentés ci-dessous, les variables budgétaires et l'accumulation des déficits publics évincent la consommation privée dans le cas particulier du Maroc.

1.2.1.1 : Des variables budgétaires évinçant la consommation privée réelle au Maroc

Suivant les fondements théoriques survolés et discutés plus et en s'inspirant de l'approche de Rodríguez (1994), la consommation privée réelle (CPR) dépend du revenu réel anticipé estimé par le PNB réel décalé d'une période (Yr) ainsi que des dépenses (Gr) et des recettes publiques (Rr) en termes réels décalées d'une période¹. Nous introduisons le montant en termes réels ($CREP$) du crédit accordé au secteur privé comme variable explicative additionnelle approximant les contraintes de liquidité dans le cas marocain (voir Mansouri, 2000, 2001).

En raison de l'importance que peuvent jouer les conditions climatiques dans l'évolution de la dépense privée en biens de consommation, nous introduisons également une variable auxiliaire ou *dummy variable* (DUM) en valeur courante prenant des valeurs allant de 0 jusqu'à 5 en fonction du taux de croissance de la valeur ajoutée agricole en termes réels. En ce sens, pour une année où le taux de croissance de la production agricole réelle correspond à un record (par exemple en 1996 où le taux était de 78% environ en termes réels), DUM prend la valeur zéro (0) alors que pour une année où le taux de croissance de la production se situe dans un intervalle de taux extrêmement négatifs (par exemple en 1995 où le taux était de -44% environ), DUM prend la valeur cinq (5). Le signe attendu du coefficient associé à cette variable auxiliaire est naturellement négatif (pour des détails sur la construction de la variable DUM , voir Mansouri, 2002b).

En vue de capter l'effet de richesse ou de substitution que les dépenses publiques de consommation peuvent avoir sur la consommation privée, nous avons introduit la consommation publique réelle (CGr) à la place des dépenses publiques réelles agrégées (Gr). En vertu de cette modification, le modèle peut s'écrire² :

$$\text{Log}(CPR_t) = c_0 + c_1 \underset{(+)}{\text{Log}(Yr_{t-1})} + c_2 \underset{(?)}{\text{Log}(CGr_{t-1})} + c_3 \underset{(?)}{\text{Log}(Rr_{t-1})} + c_4 \underset{(?)}{\text{Log}(CREP_t)} + c_5 \underset{(-)}{DUM_t} + \varepsilon_t \quad (12)$$

¹ Rodríguez (1994) a utilisé le PNB réel comme variable explicative à la place du PIB réel. Notre utilisation du PIB réel ou du PNB réel ne change presque en rien les résultats en raison du fait qu'il existe très peu de différence entre les deux séries. En général, c'est au sein d'économies à excédents ou à déficits extérieurs substantiels que la différence entre les deux séries devient colossale.

² Rodríguez (1994 : 158-160) a estimé un modèle non logarithmique pour le cas argentin. Nous estimons toutefois que le modèle adéquat devrait être logarithmique notamment en raison du fait que toutes les variables explicatives dans l'équation (317) sont exprimées en valeurs réelles et que les déflateurs sont différents. Le modèle logarithmique permet aussi d'estimer les élasticités de la consommation réelle par rapport aux variables explicatives. Dans le cas du modèle non logarithmique, le coefficient du PNB réel décalé d'une période sera estimé comme suit :

$$\hat{c}_{11} = \left(P_b / P_b' \right) \left[d(CPR_t) / d(Yr_{t-1}) \right]$$

où P_b et P_b' indiquent respectivement les niveaux (et non les indices) des prix des biens de consommation et du PNB à l'année de base.

En revanche, dans le cas du modèle logarithmique que nous utilisons, le coefficient s'écrira :

$$\hat{c}_{21} = d\text{Log}(CPR_t) / d\text{Log}(Yr_{t-1})$$

Evidemment, \hat{c}_{11} ne correspondra à la propension marginale à consommer que si le rapport $\left(P_b / P_b' \right)$ est égal à 1, ce qui est très

improbable en raison du fait que les prix du PIB sont généralement supérieurs aux prix des biens de consommation. Par contre, \hat{c}_{21} est une bonne estimation de l'élasticité - revenu de la consommation privée parce qu'il correspond à une valeur approximative du rapport des taux de croissance de la consommation et du revenu réels.

Les signes attendus des coefficients sont indiqués sous chaque variable explicative dans l'équation (12). Evidemment, le signe attendu du coefficient associé au PNB réel décalé d'une période est positif et très significativement différent de zéro, conformément à la thèse keynésienne. Puisque cette variable est également une *proxy* pour le revenu permanent, le signe attendu de son coefficient est positif suivant les enseignements de la thèse friedmanienne du revenu permanent. Quant aux signes attendus des dépenses et des recettes publiques réelles, ils sont ambigus. En effet, suivant la thèse de l'effet de richesse, les dépenses publiques (financées notamment par emprunt) agissent positivement sur la consommation privée parce que les agents économiques, surtout ceux qui détiennent des titres de la dette publique, se sentent plus riches et consomment aujourd'hui plus qu'ils ne le faisaient auparavant (sur cette question, voir Eisner, 1989). En revanche, suivant la thèse de substitution, une hausse des dépenses publiques, notamment celles de consommation, supprime la consommation privée, surtout à travers la ponction que le secteur public opère sur les ressources du secteur privé. Enfin, selon la thèse ricardienne (Barro, 1974, 1987, 1989), une augmentation des dépenses de consommation publique n'affecte pas la consommation privée réelle et peut même la réduire en raison d'une inflation plus élevée¹.

L'impact attendu des recettes publiques est également ambigu. Une réduction des recettes publiques pourrait augmenter la consommation privée selon la thèse keynésienne qui prédit que les consommateurs, étant concernés par les prélèvements fiscaux, agissent positivement à toute désépargne publique due à des coupes effectuées dans les recettes fiscales. En revanche, suivant la thèse ricardienne, si les hypothèses la fondant sont vérifiées, une baisse des recettes publiques n'affecte en rien la consommation privée parce que les consommateurs, étant rationnels, anticipent une hausse de la fiscalité future et, puisqu'ils sont concernés par le bien-être de leurs descendants, ils épargnent la partie économisée des impôts au lieu de la réserver à la consommation.

Enfin, le signe attendu du coefficient associé au crédit accordé au secteur privé en termes réels est également ambigu. Dans des pays où existent des marchés de crédit relativement développés, l'effet de cette variable sur la consommation privée serait probablement positif. Par contre, si le crédit accordé au secteur privé correspond à une épargne constituée et/ou est réservé à d'autres fins (notamment l'investissement), son impact serait probablement négatif. Néanmoins, nous ne nous attendons ni à un signe positif ni à un signe négatif et statistiquement significatif du coefficient associé à cette variable en raison de l'inexistence d'un marché suffisamment large de crédit à la consommation dans le cas marocain.

Nous avons collecté des données statistiques sur les variables incluses dans l'équation (12) en les puisant dans des documents statistiques nationaux (*Annuaire Statistique du Maroc*, Direction de la Statistique, *Rapports de Bank Al-Maghrib*, etc.). Il s'avère toutefois que plusieurs données statistiques puisées dans ces documents sont entachées d'erreurs flagrantes. A titre d'exemple, on n'arrive pas à comprendre pourquoi le taux de croissance du déflateur du

¹ - Cette remarque est d'une grande importance. Une augmentation des dépenses publiques peut ne pas affecter la consommation privée en termes nominaux mais peut la réduire en termes réels en raison des tensions inflationnistes qui pèsent sur le pouvoir d'achat des consommateurs. Dès lors, un raisonnement empirique hâtif pourrait conclure à l'existence de l'effet de substitution si le coefficient des dépenses publiques est négatif alors que le phénomène de l'équivalence ricardienne pourrait être le facteur explicatif adéquat (pour des détails sur ce phénomène, voir notre survol de la littérature théorique et empirique dans le premier chapitre de la présente partie). De même, un coefficient négatif ou nul ne signifie pas forcément que le phénomène de l'équivalence ricardienne joue. En effectuant des études empiriques de ce genre, on oublie souvent les hypothèses très sévères que Barro (1974, 1987, 1989) a imposées pour que l'équivalence ricardienne puisse jouer. En particulier, il doit y avoir un marché de crédit parfait, le secteur privé ne doit pas être évincé par le secteur public sur ce marché et les flux de ressources en provenance de l'étranger ne doivent pas être soumis à des contrôles. Dans les pays où ces hypothèses sont violées, il y a de fortes chances que l'impact négatif ou nul des dépenses publiques sur la consommation privée réelle correspondrait à une éviction directe de la consommation privée plutôt qu'au phénomène de l'équivalence ricardienne stipulant que les consommateurs privés, anticipant une hausse des impôts futurs en raison d'une désépargne publique actuelle et étant concernés par le bien-être des générations futures, épargnent aujourd'hui plus qu'ils consomment.

PIB est bien négatif dans certains cas!... En raison de ces incohérences de mesure, nous avons compté surtout sur les statistique de la Banque Mondiale et du FMI (*International Financial Statistics, World Development Indicators, Gouvernement Finance Statistics Yearbook, etc.*) pour mesurer les variables du modèle, sauf pour la variable auxiliaire *DUM* que nous avons estimée à partir des données sur la valeur ajoutée agricole réelle fournie par la Direction de la Statistique (*Annuaire Statistique du Maroc*). L'option pour les données fournies par les organismes internationaux obéit également au souci de comparabilité des données par rapport à celles concernant les autres pays en développement qui ont fait l'objet de la présente étude.

L'estimation du modèle a donné les résultats suivants :

$$\text{Log}(CPR_t) = 2,33 + 0,853 \text{Log}(Y_{t-1}) - 0,14 \text{Log}(CGr_{t-1}) + 0,11 \text{Log}(Rr_{t-1}) - 0,014 DUM \quad (12.1)$$

(6,44) (9,66) (-2,75) (1,40) (-3,27)

$R^2 = 0,987$; R^2 ajusté = 0,984; F-statistic = 442,58 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 1,90;
test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 0,848 (prob. = 0,655); test d'hétéroscédasticité
de White : F-statistic=0,402 (prob. =0,906), nombre d'observations * $R^2 = 4,015$ (prob.=0,856).

L'équation (12.1) indique que la consommation publique réelle évince la consommation privée réelle dans le cas particulier du Maroc alors que l'effet des recettes publiques, même s'il est positif, n'est pas statistiquement significatif¹. Une augmentation de la consommation publique réelle de 1% induirait une chute de la consommation privée réelle de 0,14%. A notre sens, contrairement à ce que conclurait un raisonnement simpliste, ce résultat empirique n'aurait probablement rien à voir avec le fait que les consommateurs marocains sont ricardiens. L'explication la plus plausible de la relation négative entre la consommation privée et la consommation publique serait que les dépenses de consommation publique évincent *directement* la consommation privée en raison de la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières qui auraient pu être canalisées vers la satisfaction des besoins de consommation du secteur privé, forçant ainsi les consommateurs à épargner plutôt qu'à consommer (Faini, 1994, dans le cadre d'un modèle différent, a estimé le même effet pour le cas marocain). Il s'agit là de la violation d'une hypothèse fondamentale du théorème de l'équivalence ricardienne (voir Mansouri, 2000). Puisque l'impact du crédit accordé au secteur privé est positif mais non statistiquement significatif, nous l'avons éliminé de l'équation finale.

L'impact de la sécheresse sur la consommation privée réelle demeure négatif et statistiquement très significatif (au seuil de 0,32%), suggérant que les conditions climatiques limitent les dépenses du secteur privé en biens de consommation. Si le ciel est très clément en période $t-1$, une sécheresse très prononcée en t entraînerait une chute de la consommation privée de 7% en termes réels.

¹- L'estimation du modèle original où les dépenses publiques sont agrégées montre que le coefficient associé aux dépenses publiques est négatif et statistiquement très significatif alors l'impact des recettes publiques est positif mais statistiquement non significatif. Dès lors, un raisonnement simpliste aurait conclu que les consommateurs privés au Maroc sont ricardiens. En fait, il n'en est rien puisque les hypothèses fondamentales du théorème de l'équivalence ricardienne sont largement violées dans le cas marocain : imperfection des marchés de crédit, privilèges au profit du secteur public au sein du système financier, contraintes de liquidité pesant sur les consommateurs, etc. L'explication la plus plausible de ce résultat empirique serait alors que la consommation privée réelle dans le cas marocain est *directement* évincée par les dépenses publiques en raison d'un environnement institutionnel où le secteur public opère une ponction sur les ressources financières disponibles forçant le secteur privé à épargner plutôt qu'à consommer. Le remplacement des recettes publiques totales par les recettes fiscales ne changent rien à nos résultats empiriques : l'effet des dépenses publiques demeure négatif alors que celui des recettes est relativement moins significatif. Dans le modèle original, l'élasticité à long terme de la consommation privée réelle est de l'ordre de -0,20, suggérant qu'une augmentation des dépenses publiques réelles de 1% induirait à long terme une chute de la consommation privée de 0,20% en termes réels.

Comme nous l'avait suggéré le professeur Fouzi Mourji, il serait possible de réduire la corrélation bidirectionnelle entre la consommation privée réelle et le PNB réel en exprimant ces deux variables en valeurs *per capita*. Dans ce cas, il semble judicieux d'introduire le PNB réel et la consommation publique réelle *per capita* en période courante (t), non en période précédente ($t-1$)¹. Puisque les variables de ce niveau modèle sont toutes non stationnaires en niveaux² et stationnaires en premières différences, elles peuvent être cointégrées. Justement, le test de cointégration de Johansen révèle que les trois variables sont cointégrées et que le vecteur de cointégration est unique (à une valeur d'Eigen de 0,615, le ratio de vraisemblance est de l'ordre de 38,123, donc supérieure à la valeur critique au seuil de 5% qui est égale à 34,55; l'équation de cointégration et le VAR comportant la constante et un trend linéaire, le nombre de retards dans le VAR est de 3)³. Le modèle à correction d'erreur s'écrira alors :

$$\Delta \text{Log} \left(\frac{CPR_t}{POP_t} \right) = 0,71 \Delta \text{Log} \left(\frac{Y_t}{POP_t} \right) - 0,08 \Delta \text{Log} \left(\frac{CG_t}{POP_t} \right) - 0,40 ECT_{t-1} \quad (12.2)$$

(8,233) (-1,76) (-2,23)

$R^2 = 0,776$; R^2 ajusté = 0,758; F-statistic = 44,98 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 2,07; test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 0,26 (prob. = 0,88); test d'hétéroscédasticité de White : F-statistic = 62,70 (prob. = 0,706), nombr. d'observations * $R^2 = 4,24$ (prob. = 0,645).

L'équation (12.2) montre ainsi qu'il existe une causalité entre la consommation privée réelle et la consommation publique réelle. En effet, le test standard de Wald montre qu'on peut rejeter l'hypothèse nulle de l'égalité à zéro des coefficients associés à $\Delta \text{Log}(CPR_t/POP_t)$ et au terme de correction d'erreur (F-statistic = 6,35; probabilité = 0,0057; $\chi^2 = 12,70$; probabilité = 0,0017). Puisque les coefficients des deux variables sont statistiquement significatifs, il existe une causalité à court et à long termes entre la consommation publique et la consommation privées réelles, suggérant que la consommation publique réelle évince la consommation privée réelle à court et à long termes à travers la ponction qu'opère l'Etat sur les ressources financières disponibles. L'ampleur relativement faible du coefficient du terme de correction d'erreur montre que la consommation privée réelle ne s'ajuste pas pleinement à son niveau désiré durant la première période : 40% seulement de l'ajustement total est accompli durant la première année.

En remplaçant le terme de correction d'erreur par la variable dépendante retardée, on peut s'écrire :

$$\Delta \text{Log} \left(\frac{CPR_t}{POP_t} \right) = 0,887 + 0,76 \Delta \text{Log} \left(\frac{Y_t}{POP_t} \right) + 0,34 \text{Log} \left(\frac{Y_{t-1}}{POP_{t-1}} \right) - 0,097 \Delta \text{Log} \left(\frac{CPR_{t-1}}{POP_{t-1}} \right) - 0,064 \text{Log} \left(\frac{CPR_{t-1}}{POP_{t-1}} \right) - 0,38 \text{Log} \left(\frac{CPR_{t-1}}{POP_{t-1}} \right)$$

(1,61) (8,24) (2,53) (-1,90)
(-2,12) (-2,24)

(12.3)

¹ Il importe toutefois de noter que dans ce nouveau modèle, il est illogique d'introduire DUM comme variable explicative en raison de la forte corrélation entre elle et le taux de croissance du PNB réel par tête.

² En effet, les tests ADF sur les variables du modèle indiquent que la consommation privée réelle, le PIB réel et la consommation publique réelle (toutes les variables étant exprimées en logarithme népérien) sont toutes non stationnaires en niveau et stationnaires en différence première. La valeur absolue du t-statistic du coefficient associé à la variable retardée dans l'équation ADF (ces valeurs étant respectivement de -2,37 ; -2,11 et -1,91) est partout inférieure à la valeur absolue de la valeur critique de Mckinnon à 5%, soit -3,66. Le nombre de retards est choisi en minimisant le critère d'information d'Akaike.

³ L'équation cointégrante estimée s'écrit :

$$\text{Log} \left(\frac{CPR_t}{POP_t} \right) = 2,33 + 0,91 \text{Log} \left(\frac{Y_t}{POP_t} \right) - 0,17 \text{Log} \left(\frac{CG_t}{POP_t} \right)$$

$R^2 = 0,971$; R^2 ajusté = 0,967; F-statistic = 203,03 (prob. = 0,000)

$R^2 = 0,794$; R^2 ajusté = 0,750; F-statistic = 17,73 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 2,10; test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 0,486 (prob. = 0,784); test d'hétéroscédasticité de White : F - statistic = 1,74 (prob. = 0,16), nombre d'observations * $R^2 = 13,08$ (prob. = 0,17).

L'équation (12.3) montre que l'élasticité à long terme de la consommation privée par tête par rapport au PNB réel par tête est de l'ordre de 0,89 indiquant qu'à long terme, lorsque le PNB réel *per capita* augmente de 1%, la consommation privée *per capita* s'améliore de 0,89% en termes réels. Quant à l'élasticité à long terme de la consommation privée réelle *per capita* par rapport à la consommation publique réelle *per capita*, elle est de l'ordre de -0,17, suggérant que la consommation privée par tête diminue de 0,17% en termes réels si la consommation publique réelle *per capita* augmente de 1%. Ainsi, en conformité avec nos résultats empiriques précédents, il semble que la consommation publique au Maroc évince la consommation privée. Toutefois, paraît-il, ce résultat n'indique pas que les consommateurs privés marocains sont ricardiens en raison de l'imperfection du système financier et de la mainmise du secteur public sur une grande partie des ressources financières disponibles forçant le secteur privé à épargner plutôt qu'à consommer.

1.2.1.2 : Une accumulation des déficits budgétaires affectant négativement la consommation privée au Maroc

Puisque les dépenses publiques (agrégées et de consommation) dans les équations précédentes sont statistiquement significatives et les recettes publiques ne le sont pas, nous avons jugé opportun de combiner ces deux variables en un seul facteur explicatif. Le solde budgétaire étant approximativement la différence entre les dépenses et les recettes, c'est ce déficit qui est choisi comme variable explicative alternative.

Formellement, en désignant par *sbg* le ratio au PIB du solde budgétaire global, nous aurons la relation suivante à estimer pour le cas marocain sur la période 1967-1996 :

$$\text{Log}(CPR_t) = a_0 + a_1 \cdot \text{Log}(Y_{t-1}) + a_2 \cdot \text{sbg}_t + a_3 \cdot \text{DUM}_t \quad (12.4)$$

où les variables sont comme déjà définies.

Evidemment, le signe attendu du coefficient associé au PIB réel décalé d'une période est positif alors que celui de la variable auxiliaire (*DUM*), captant les effets de la sécheresse, est négatif. Quant au signe du coefficient associé au ratio au PIB du solde budgétaire, il est ambigu en raison de l'incertitude entachant l'impact de ce solde sur la consommation privée. Néanmoins, en raison de la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières qui auraient pu être utilisées par le secteur privé, nous nous attendons à ce que le signe du paramètre a_2 soit positif.

Puisque les variables de l'équation (12.4), sauf *DUM*, ne sont pas stationnaires en niveaux¹, nous proposons d'utiliser l'économétrie des variables non stationnaires pour estimer l'impact des déficits budgétaires sur la consommation privée réelle. Le test de cointégration à la Johansen montre que les trois variables non stationnaires sont cointégrées et que le vecteur de cointégration est unique (à une valeur d'Eigen égale à 0,52, le ratio de vraisemblance, d'une

1. Conformément aux tests ADF effectués ci-dessus, $\text{Log}(CPR)$ et $\text{Log}(Y)$ ne sont stationnaires qu'en différence première. Le test ADF montre également que le ratio (*sbg*) au PIB du solde budgétaire global n'est pas intégré d'ordre 0 (le t-statistic du coefficient associé à la variable retardée dans l'équation ADF a une valeur de -2,13, supérieure à la valeur critique de Mackinnon au seuil de 5%, soit une valeur de -2,97). Par ailleurs, nous ne sommes pas surpris par un test ADF favorable à la stationnarité en niveau de la variable *DUM* (t-statistic = -5,705; valeur critique de Mackinnon à 5% = -3,59). Cette variable reflète des fluctuations en dents de scie de la production agricole réelle en raison des irrégularités des précipitations pluviométriques d'une année à une autre, indiquant ainsi qu'elle ne peut être que stationnaire.

valeur de 34,67, est supérieur à la valeur critique de 29,68 au seuil de 5%, l'équation cointégrante ne comporte pas de trend linéaire et le nombre de retards dans le VAR permettant de conduire le test de cointégration est égal à 1). Le modèle à correction d'erreur peut s'écrire :

$$\Delta \text{Log}(CPR_t) = 0,051 + 0,58 \Delta \text{Log}(Y_{t-1}) + 0,172 \Delta sbg_t - 0,01 DUM_t - 0,54 ECT_{t-1} - 0,503 \Delta \text{Log}(CPR_{t-1}) \quad (12.5)$$

(3,40) (2,375) (0,75) (-2,336) (-1,92) (-1,97)

$R^2 = 0,60$; R^2 ajusté = 0,51; F-statistic = 6,442 (prob. = 0,0008); Durbin-Watson = 2.10;
test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 0,60 (prob. = 0,742); test d'hétéroscédasticité
de White : F - statistic = 1,54 (prob. = 0,21), nombre d'observations * $R^2 = 13,31$ (prob. = 0,21).

L'équation (12.5) montre qu'il existe une causalité entre le solde budgétaire en proportion du PIB et la consommation privée réelle. En effet, le test standard de Wald montre que l'égalité à zéro des coefficients de Δsbg_t et de ECT peut être rejetée (F-statistic = 2,66; probabilité = 0,06; $\chi^2 = 5,30$; probabilité = 0,054). La causalité n'existe cependant qu'à long terme en raison du fait que seul le coefficient du terme de correction d'erreur est statistiquement significatif. Ce résultat suggère ainsi que le déficit budgétaire évince à long terme la consommation privée réelle, notamment en raison de la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières disponibles. Comme attendu, le coefficient de la variable DUM demeure négatif et statistiquement significatif indiquant que la sécheresse affecte négativement la consommation privée en termes réels.

En remplaçant le terme de correction d'erreur par la valeur dépendante retardée, nous aurons¹ :

$$\Delta \text{Log}(CPR_t) = 1,646 + 0,65 \Delta \text{Log}(Y_{t-1}) + 0,508 \text{Log}(Y_{t-2}) + 0,42 sbg_{t-1} - 0,09 DUM_t$$

(2,195) (2,45) (2,15) (2,043) (-2,18)

$$- 1,162 \text{Log}(CPR_{t-1}) + 0,535 \text{Log}(CPR_{t-2}) \quad (12.6)$$

(-3,257) (1,96)

$R^2 = 0,597$; R^2 ajusté = 0,483; F-statistic = 5,195 (prob. = 0,002); Durbin-Watson = 2,14;
test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 0,023 (prob. = 0,988); test d'hétéroscédasticité
de White : F - statistic = 0,85 (prob. = 0,60), nombre d'observations * $R^2 = 10,324$ (prob. = 0,50).

L'équation (12.6) montre que l'élasticité à court terme de la consommation privée réelle par rapport au PNB réel de la période précédente est de l'ordre de 0,65. A long terme, l'élasticité - revenu monte à 0,80, indiquant qu'à long terme, lorsque le PNB réel en $t-1$ augmente de 1%, la consommation privée s'améliore de 0,80% en termes réels. La semi - élasticité à court terme de la consommation privée réelle par rapport au ratio au PIB du solde budgétaire global est de l'ordre de 0,42. A long terme, cette semi - élasticité monte à 0,67, suggérant qu'à long terme, une augmentation du déficit budgétaire d'un point de pourcentage du PIB induirait une chute de la consommation privée réelle de 0,67%. Ainsi, le modèle à correction d'erreur révèle que la consommation privée réelle au Maroc est évincée par l'accumulation des déficits budgétaires². Comme nous l'avons déjà souligné, ce résultat empirique n'indique pas une

1. L'estimation du modèle (12.6) a montré que le coefficient associé à Δsbg_t n'est pas statistiquement significatif (t-statistic = 1,013; probabilité = 0,323). Nous avons alors éliminé cette variable et réestimé le modèle.

2. A première vue, puisque le déficit budgétaire n'a pas d'effet sur la consommation privée en termes nominaux et la réduit en termes réels, ce résultat empirique serait conforme à la prédiction du théorème de l'équivalence ricardienne. En effet, selon nos estimations, le déficit budgétaire n'a aucun effet significatif sur la consommation privée nominale tandis qu'il l'affecte négativement en termes réels en raison d'un taux inflation positif. En régressant la consommation privée nominale sur le revenu nominal, le solde budgétaire, DUM et la consommation privée nominale retardée, nous avons trouvé un coefficient statistiquement non significatif pour le solde budgétaire (au seuil

compatibilité avec le théorème de l'équivalence ricardienne mais reflète plutôt une éviction directe de la consommation privée réelle en raison de la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières disponibles. Le remplacement du solde budgétaire global par le solde primaire ne change pas beaucoup nos conclusions même si la semi-élasticité de la consommation privée réelle par rapport au solde primaire en proportion du PIB (qui reste très significative statistiquement) s'affaiblit quelque peu (avec une valeur de l'ordre de 0,59).

1.2.2: Une nouvelle approche plus appropriée pour tester les hypothèses ricardienne, keynésienne et du revenu permanent dans le cas marocain

Nous continuons notre analyse empirique de l'impact des déséquilibres budgétaires sur la consommation privée au Maroc en nous inspirant des éclairages théoriques les plus récents en la matière. Notre objectif est de tester d'une manière plus appropriée, les trois hypothèses fondamentales existantes, à savoir l'hypothèse ricardienne, l'hypothèse keynésienne et l'hypothèse du revenu permanent.

1.2.2.1 : Eclairages théoriques récents, spécification du modèle et nouvelles approches de mesure des variables

Il importe de noter que les effets directs de la politique budgétaire sur la consommation privée se produisent à travers l'épargne publique (ou le déficit) et sa composition. Si les conditions exigées par l'équivalence ricardienne sont remplies, une hausse *permanente* de l'épargne publique, si elle est due à une réduction des dépenses de l'Etat, est exactement compensée par une augmentation de la consommation privée. Puisque, dans ce cas, le revenu disponible ne varie pas, la diminution de l'épargne privée compense exactement la hausse de l'épargne publique. En revanche, à en croire le théorème de l'équivalence ricardienne, une hausse de l'épargne publique, si elle est due à une fiscalité accrue, n'affecte pas du tout la consommation privée. Néanmoins, puisque le revenu disponible est réduit par la taille de la fiscalité accrue, l'épargne privée diminuera, compensant ainsi l'augmentation de l'épargne publique qui est l'équivalent, en termes macro-économiques, d'une émission de titres additionnels de la dette publique.

Des résultats opposés sont prédits par l'analyse keynésienne ainsi que l'hypothèse du revenu permanent sans équivalence ricardienne entre l'impôt et l'emprunt. Suivant l'hypothèse keynésienne, la fiscalité *courante* affecte négativement la consommation alors que les dépenses publiques *courantes* ne l'influencent pas du tout. Au contraire, selon l'hypothèse friedmanienne du revenu permanent, ce sont des impôts *permanents*, non les dépenses publiques *permanentes*, qui affectent négativement la consommation.

Concernant les effets indirects de la politique budgétaire sur la consommation privée, ils peuvent généralement se produire à travers l'impact des déficits publics et de leur financement sur les prix fondamentaux comme le taux d'intérêt réel (ou le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation) et le taux de change réel. Théoriquement parlant, le taux d'intérêt réel affecte la consommation privée dans le cas où les effets de substitution, de revenu et de richesse ne s'auto-compensent pas. Il semble cependant que la consommation privée dans le monde en développement est insensible au taux d'intérêt réel comme l'ont montré des études empiriques éparpillées. En fait, si l'impact de premier ordre de l'inflation se fait sentir sur la composition du portefeuille de l'épargne et non pas sur les flux de consommation et d'épargne, son impact

de 0,78). En fait, l'explication la plus plausible de ce résultat empirique réside dans le fait que la consommation privée est *directement* évicée par l'accumulation des déficits en raison de la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières disponibles.

de second ordre serait probablement de réduire l'épargne (et d'augmenter la consommation) si l'inflation encourage la fuite des capitaux ou d'augmenter l'épargne de précaution (et donc de réduire la consommation) en raison de l'incertitude qui pèse sur les consommateurs. Le troisième prix fondamental pouvant influencer la consommation privée, à travers l'accumulation des déficits budgétaires, est le taux de change réel (pour des détails sur l'impact de la politique budgétaire sur le taux de change réel au Maroc, voir le chapitre II de la présente partie). Une dévaluation réelle renchérit les importations des biens de consommation décourageant ainsi la dépense privée en ces biens. En outre, une dévaluation réelle anticipée pourrait réduire la part de la consommation privée qui compte sur le crédit en raison des pressions à la hausse sur le taux d'intérêt réel. De même, une dévaluation réelle anticipée pourrait probablement accélérer la fuite des capitaux augmentant ainsi la consommation privée en proportion du revenu disponible si ce revenu est négativement affecté par une telle fuite.

Pour tenir compte de ces divers éclairages théoriques et en nous inspirant de Corbo et Schmidt-Hebbel (1991) qui proposent, dans le cadre du processus de spécification, d'exprimer la consommation privée et ses principaux déterminants en proportion du revenu disponible en vue de réduire l'intensité de la régression *spuriuse* qui pourrait être due à l'existence de variables non stationnaires, nous proposons de régresser la consommation privée sur les valeurs courantes et permanentes de ses variables explicatives fondamentales. Plus précisément, le ratio au revenu disponible (Yd) de la consommation privée (CP) est régressé sur les ratios au revenu disponible du revenu permanent anticipé (Yp), de l'épargne publique permanente ($Spubp$), du crédit accordé au secteur privé ($CRED$), des actifs liquides, AL (c'est-à-dire la monnaie de base majorée des dépôts bancaires à *vue*) et de l'épargne extérieure ($Sext$) ainsi que sur les prix fondamentaux dont l'impact probable sur la consommation privée est discuté plus haut (à savoir le taux d'inflation, π et le taux de change réel, λc). Formellement, on peut écrire :

$$\frac{CP_t}{Yd_t} = a_0 + a_1 \frac{Yp_t}{Yd_t} + a_2 \frac{Spubp_t}{Yd_t} + a_3 \frac{CRED_t}{Yd_t} + a_4 \frac{AL_t}{Yd_t} + a_5 \frac{Sext_t}{Yd_t} + a_6 \pi_t + a_7 \text{Log}(\lambda c_t) \quad (12.7)$$

(?) (?) (?) (?) (?) (?) (?) (?) (?)

Les signes attendus des paramètres de l'équation (12.7) sont indiqués sous chaque variable explicative. Le signe attendu de la constante est a priori inconnu du fait des controverses autour de la question de savoir si le revenu courant affecte (hypothèse keynésienne) ou n'affecte pas (hypothèse friedmanienne du revenu permanent)¹ la consommation privée. De même, le signe attendu du coefficient associé au *revenu permanent anticipé* est *ambigu pour* les mêmes raisons (impact nul selon les keynésiens et effet positif selon les partisans de l'hypothèse du revenu permanent et le théorème de l'équivalence ricardienne). L'incertitude entache également l'effet probable de l'épargne publique permanente anticipée du fait des controverses en la matière (effet nul selon les keynésiens et les partisans du revenu permanent, positif selon le théorème de l'équivalence ricardienne et l'hypothèse de l'éviction directe). L'usage qui est fait du crédit accordé au secteur privé (consommation, investissement, etc.) étant ambigu et du fait de l'inexistence d'un marché de crédit à la consommation suffisamment large dans le cas du Maroc, le signe attendu du coefficient de $CRED$ est aussi ambigu. La même remarque concerne une autre variable pouvant capter l'impact des contraintes de liquidité, à savoir la monnaie de base plus les dépôts à vue. Pour des raisons liées à la fois à la destination de la monnaie créée et au degré des contraintes de liquidité pesant sur les consommateurs privés, l'effet de la monnaie liquide est entaché

¹ - Comme on peut le comprendre aisément, la constante dans l'équation (12.7) permet bien d'estimer l'impact du revenu disponible sur la consommation privée.

d'incertitudes. L'effet attendu de l'épargne extérieure sur la consommation privée est également ambigu en raison du fait que les limitations des importations qui ont caractérisé le régime du commerce extérieur sur une grande partie de la période d'estimation du modèle, auraient pu affecter négativement la consommation privée alors que les exportations peuvent améliorer la consommation privée en augmentant les revenus des ménages. Enfin, les effets attendus du taux d'inflation et du taux de change réel sont ambigus en raison des arguments théoriques controversés discutés plus haut.

Les variables de l'équation (12.7) ont été mesurées comme suit :

- le revenu disponible est estimé par la différence entre le PIB et les recettes fiscales totales;
- le revenu permanent anticipé est mesuré en nous inspirant de l'hypothèse des anticipations partiellement parfaits. Plus précisément, le revenu permanent anticipé est estimé par la moyenne mobile des valeurs du revenu disponible en périodes t , $t+1$ et $t+2$; soit : $Yp_t = (Yd_t + Yd_{t+1} + Yd_{t+2})/3$.
- L'épargne publique permanente est estimée en utilisant un procédé similaire. Elle est mesurée par la moyenne mobile des valeurs de l'épargne publique en périodes t , $t+1$ et $t+2$; soit : $Spubp_t = (Spub_t + Yd_{t+1} + Yd_{t+2})/3$.
- L'épargne publique courante est estimée par la différence entre les recettes publiques courantes, la consommation générale de l'Etat, les subventions et autres transferts courants et les paiements d'intérêts de la dette publique totale ;
- Le crédit accordé au secteur privé est mesuré par le montant total du crédit accordé au privé par les institutions bancaires et non bancaires;
- La monnaie de base est estimée par la somme des billets en circulation et des réserves des banques commerciales au sein de l'institut d'émission; en additionnant la monnaie de base et les dépôts bancaires à vue, on obtient une estimation des actifs liquides (AL);
- L'épargne extérieure est mesurée par la différence entre les exportations et les importations des biens et services;
- le taux d'inflation est mesuré par le taux de croissance du déflateur de la consommation privée;
- enfin, nous avons introduit une innovation en mesurant le taux de change réel d'une manière différente en comparaison avec les approches généralisantes qu'on trouve dans la littérature empirique existante. Puisque l'objectif est d'estimer l'impact du taux de change réel sur la consommation privée, un taux de change réel global (même un taux de change réel effectif), comme variable explicative, serait, à notre sens, un choix inapproprié. Notre point de départ est la définition communément admise qui stipule qu'un taux de change réel est un rapport entre les prix des biens échangeables et ceux des biens non échangeables. Dès lors, il est possible de calculer un taux de change réel pour certains types de biens. Concernant les biens de consommation qui nous concernent ici, le taux de change réel spécifique le plus proche de la réalité serait un rapport entre les prix des biens de consommation importés et ceux des biens de consommation domestiques. En ce sens, nous mesurons le taux de change réel par le rapport entre l'indice des prix des biens de consommation importés et le déflateur de la consommation privée. Dans ce cadre, il est à noter qu'il n'existe pas de données statistiques aisément accessibles. L'approche que nous avons adoptée est novatrice, semble-t-il. Nous avons consulté les statistiques du commerce extérieur marocain en vue de déterminer les prix des biens de consommation importés. En examinant la nomenclature existante, nous estimons que les biens de consommation importés peuvent être classés en deux catégories : i) l'alimentation, les boissons et les tabacs; ii) les produits finis de consommation. Par ailleurs, les indices des prix de ces deux catégories de biens sont fournis sous des bases très hétérogènes. La première étape dans la construction de notre indice des prix des biens de consommation

importés consiste donc à normaliser l'année de base pour les deux indices. La deuxième étape consiste à procéder au calcul d'un indice global des prix pour tous les biens de consommation importés. Le raisonnement est aisé à comprendre. Soient $Ipabt$, l'indice des prix des biens de consommation importés, dénommés « alimentation, boissons et tabacs » et $Ippfc$, l'indice des prix des produits finis de consommation importés. Dès lors, les deux indices peuvent s'écrire :

$$\begin{aligned} IPabt_t &= \left(\frac{\sum_{i=1}^n (Pabt_{it} \cdot Qabt_{it})}{\sum_{j=1}^n (Pabt_{0j} \cdot Qabt_{0j})} \right) \cdot 100 = \frac{Pabt_t}{Pabt_0} \cdot 100 \\ IPPfc_t &= \left(\frac{\sum_{i=1}^m (Ppfc_{it} \cdot Qpfc_{it})}{\sum_{j=1}^m (Ppfc_{0j} \cdot Qpfc_{0j})} \right) \cdot 100 = \frac{Ppfc_t}{Ppfc_0} \cdot 100 \end{aligned} \quad (12.8)$$

où $Pabt_{it}$ est le prix en période t du bien i appartenant à la rubrique "alimentation, boissons et tabacs", $Ppfc_{it}$ est le prix en période t du bien j appartenant à la catégorie "biens finis de consommation", $Pabt$ et $Ppfc$ représentent les prix moyens des deux catégories de biens importés, t est le temps et 0 est l'année de base.

Dès lors, l'indice global des prix des biens de consommation importés (toutes catégories confondues) peut s'écrire :

$$IPMc_t = \frac{\sum_{h=1}^2 (P_{ht} \cdot Q_{ht})}{\sum_{h=1}^2 (P_{h0} \cdot Q_{h0})} = \frac{\sum_{h=1}^2 (IPM_{ht} \cdot P_{h0} \cdot IQM_{ht} \cdot Q_{h0})}{\sum_{h=1}^2 (P_{h0} \cdot Q_{h0} \cdot IQM_{ht})} \quad (12.9)$$

où P_{ht} indique le prix moyen en période t de la catégorie h ("alimentation, boissons et tabacs" et "produits finis de consommation"), Q_{ht} est le volume en période t de la catégorie h des biens de consommation importés, 0 est l'année de base, IPM_{ht} est l'indice des prix des importations des biens de consommation appartenant à la catégorie h , IQM_{ht} est l'indice du volume des biens de consommation importés appartenant à la catégorie h des biens de consommation importés¹.

Quant au déflateur de la consommation privée ($IPcp$), il est mesuré par le rapport entre la consommation privée nominale (CPN) et la consommation privée réelle (CPR), soit :

$$IPcp_t = \frac{CPN_t}{CPR_t} \cdot 100. \text{ C'est le rapport entre } IPMc \text{ (équation 12.9) et } IPcp \text{ qui permet d'obtenir}$$

une estimation du taux de change réel (λc) des biens de consommation. Formellement, on peut écrire :

$$\lambda c_t = IPMc_t / IPcp_t \quad (12.10)$$

Le graphique 20 retrace l'évolution de l'indice des prix des biens de consommation importés et le graphique 21 présente l'évolution du déflateur des prix des biens de consommation.

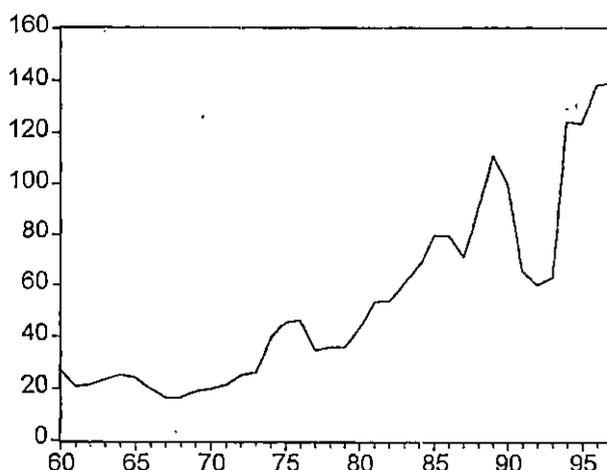
¹ - L'indice du volume pour chaque catégorie h des biens de consommation importés est calculé selon la formule suivante :

$$IQM_t = \frac{\sum_{i=1}^k (P_{i0} \cdot Q_{it})}{\sum_{i=1}^k (P_{i0} \cdot Q_{i0})}$$

où i est le $i^{\text{ème}}$ produit composant la rubrique concernée des biens de consommation importés.

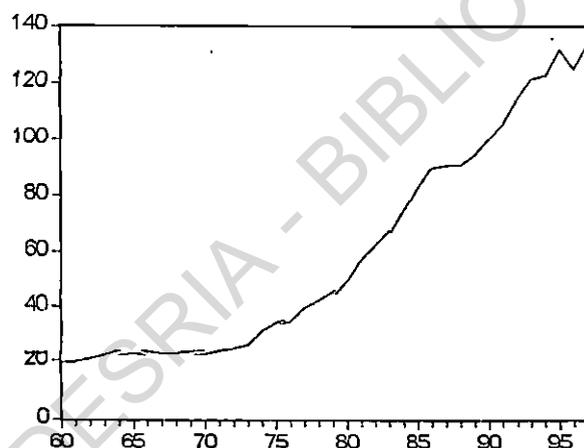
En exprimant l'indice des prix des biens de consommation importés suivant notre formule simplifiée (21.7), nous n'aurons pas besoin de revoir toutes les quantités et prix des biens de consommation importés. Puisque nous disposons de données sur les indices de prix que nous avons ramenés à une même base, l'utilisation de la formule (21.7) ne nécessite en plus que des données sur les prix et les quantités de l'année de base.

GRAPHIQUE 20 : Evolution de l'indice des prix des biens de consommation importés (base 100 = 1990)



Source : nos estimations sur la base des données de la direction de la Statistique et de la Banque Mondiale (*World Development Indicators*, CD-ROM, 1999)

GRAPHIQUE 21 : Evolution du déflateur de la consommation privée au Maroc (base 100 = 1990)



Source : nos estimations sur la base de données brutes de la Banque Mondiale (*World Development Indicators*, CD-ROM, 1999)

1.2.2.2 : Estimation du modèle et tests des hypothèses théoriques : l'hypothèse de l'éviction directe contre l'hypothèse de l'équivalence ricardienne

L'estimation de l'équation (332) sur la période 1971-1995 a donné les résultats suivants¹ :

$$\frac{CP_t}{Yd_t} = 0,50 + 0,30 \frac{Yp_t}{Yd_t} + 0,50 \frac{Spubp_t}{Yd_t} - 0,05 \frac{CRED_t}{Yd_t} + 0,11 \frac{AL_t}{Yd_t} - 0,07 \frac{Sext_t}{Yd_t} + 0,10 \pi_t - 0,08 \text{Log}(\lambda_{c_t}) \quad (12.11)$$

(4,36) (3,39) (1,77) (-1,42) (1,37) (-0,63) (0,78) (-3,03)

$R^2 = 0,70$; R^2 ajusté = 0,56; F-statistic = 4,982 (prob. = 0,004); Durbin-Watson = 1,95;
test de normalité des résidus : Jarque-Bern = 0,18 (prob. = 0,914); test d'hétéroscédasticité
de White : F-statistic = 0,56 (prob. = 0,836), nombre d'observations * $R^2 = 11,39$ (prob. = 0,655).

¹ - Il est à noter toutefois qu'en raison de la méthode utilisée pour estimer les valeurs permanentes du revenu disponible et de l'épargne publique, on peut aisément comprendre qu'on est obligé de perdre deux observations (celles de 1995 et 1994).

Dans l'équation (12.11), seuls le revenu, la constante, l'épargne publique permanente et le taux de change réel sont statistiquement significatifs. Les autres variables ne sont pas statistiquement très significatives. En particulier, les actifs liquides ne sont significatifs qu'à un seuil de 19% et le crédit accordé au secteur privé ne l'est qu'à un seuil de 18%. Les autres variables sont statistiquement non significatives. Nous avons ainsi éliminé par étapes les variables selon l'ordre de leur non significativité. Nous avons alors obtenu l'équation finale suivante :

$$\frac{CP_t}{Yd_t} = 0,52 + 0,30 Yp_t / Yd_t + 0,38 Spubp_t / Yd_t - 0,09 \text{Log}(\lambda c_t) \quad (12.12)$$

(5,26) (3,47) (2,68) (-4,12)

$R^2 = 0,62$; R^2 ajusté = 0,56; F-statistic = 10,21 (prob. = 0,0003); Durbin-Watson = 1,54;
 test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 0,468 (prob. = 0,792); test d'hétéroscédasticité
 de White : F-statistic = 0,556 (prob. = 0,76), nombre d'observations * $R^2 = 3,969$ (prob. = 0,68);
 test de prévision de Chow (pour 1993) : F-statistic = 0,11 (prob. = 0,75);
 ratio du Log de vraisemblance = 0,14 (prob. = 0,71)

Pour tester les hypothèses keynésienne (revenu courant), ricardienne (ou d'éviction directe) et du revenu permanent, nous effectuons les tests de coefficients de l'équation 12.12 (avec $c_0 = 0,52$; $c_1 = 0,30$; $c_2 = 0,38$; $c_3 = -0,09$) :

- hypothèse keynésienne : $c_0 > 0$; $c_1 = c_2 = 0$;
- hypothèse ricardienne (ou d'éviction directe): $c_0 = 0$; $c_1 = c_2 > 0$;
- hypothèse du revenu permanent : $c_1 > 0$; $c_0 = c_2 = 0$.

Les tests montrent que la constante est positive et statistiquement très significative comme l'indique d'ailleurs le ratio de Student très élevé (seuil inférieur à 1%). Les tests montrent également que le coefficient associé au revenu permanent est positif et très significativement différent de zéro (au seuil de 0,26%). Cela signifie que la consommation privée au Maroc est déterminée aussi bien par le revenu courant (reflété par la constante) que par le revenu permanent. Toutefois, du point de vue de l'ampleur des effets, l'impact du revenu courant domine celui du revenu permanent. Une augmentation du revenu courant d'un dirham augmenterait la consommation privée de 0,52 dirham alors qu'une hausse du revenu permanent d'un dirham n'induirait qu'une augmentation de la consommation privée de 0,30 dirham. La somme des deux proportions est égale à 0,82, ce qui est l'équivalent de la propension marginale privée à consommer en puisant aussi bien dans le revenu courant que dans le revenu permanent. Contrairement à ce que prédit l'hypothèse ricardienne, l'impact du revenu disponible courant est positif et très significativement différent de zéro comme l'indiquent le signe de la constante et son t-statistic. Néanmoins, comme le prédit le théorème de l'équivalence ricardienne, l'impact de l'épargne publique permanente sur la consommation privée est positif et statistiquement très significatif (au seuil de 1,4%). Nous sommes également surpris par les résultats du test standard de Wald qui indiquent, conformément aux prédictions du théorème de l'équivalence ricardienne; que l'égalité entre les coefficients du revenu permanent et de l'épargne publique permanente ne peut pas être rejetée (F - statistic = 0,26; probabilité = 0,26; $\chi^2 = 0,26$; probabilité = 0,61). Toutefois, puisque l'impact du revenu permanent est positif et statistiquement très significatif et du fait de la violation des hypothèses fondamentales du théorème de l'équivalence ricardienne, il semble qu'il faut chercher les raisons de ces résultats dans les caractéristiques institutionnelles du système financier marocain durant la période. En particulier, la désépargne publique permanente affecte négativement la consommation privée en raison de la ponction qu'opère le secteur

public sur les ressources financières disponibles forçant le secteur privé à épargner plutôt qu'à consommer. Il faut aussi souligner, contrairement à ce que prédit le théorème de l'équivalence ricardienne, qu'une hausse de la désépargne publique d'un dirham n'entraîne pas forcément une augmentation de l'épargne privée de la même unité monétaire. En effet, selon nos estimations dans l'équation (12.12), une aggravation de la désépargne publique d'un dirham n'induirait qu'une hausse de 0,38 dirham de l'épargne privée (ou une baisse de la consommation privée de 0,38 dirham). L'implication de politique économique qu'on peut déduire de ce résultat empirique est très importante : une amélioration de l'épargne agrégée devrait passer par un ajustement budgétaire adéquat¹ (comme nous le verrons dans le chapitre II de la présente partie, même l'épargne extérieure est négativement affectée par la désépargne publique ou l'accumulation des déficits budgétaires).

Un résultat empirique important concerne l'impact du taux de change réel sur la consommation privée en proportion du revenu disponible. La régression (12.12) indique qu'une dévaluation du taux de change réel des biens de consommation influence négativement la consommation privée. En effet, le coefficient associé à cette variable est négatif et statistiquement très significatif (au seuil de 0,06%). Une dévaluation de ce taux de 5% induirait une chute de la consommation privée de 0,45 point de pourcentage du revenu disponible. Nous estimons qu'un tel impact négatif n'est pas dû à l'effet indirect positif de la dévaluation réelle sur le taux d'intérêt réel en raison de l'inexistence au Maroc d'un marché de crédit à la consommation suffisamment large durant la période. En revanche, nous estimons que l'impact négatif de la dévaluation réelle sur la consommation privée est dû au renchérissement en monnaie nationale des biens de consommation importés qu'une telle dévaluation entraîne. Une intéressante implication de politique économique qu'on peut déduire de ce résultat empirique est que l'accumulation des déficits budgétaires n'affecte pas la consommation privée seulement à travers l'éviction directe mais aussi à travers leurs effets indirects sur les prix fondamentaux, notamment le taux de change réel (voir plus loin, notre analyse de l'impact des déficits budgétaires sur les variables du secteur externe : chapitre II, troisième partie).

2- Déficits publics et consommation privée dans un échantillon de pays en développement : une approche par analyse sur données de panel

Dans le cadre du processus de spécification du comportement de la consommation privée dans les pays en voie de développement, nous nous inspirons des soubassements théoriques existants en la matière ainsi que des études empiriques déjà effectuées. Dans ce qui suit, nous tenterons de spécifier un modèle de la consommation privée pour un échantillon de pays en développement et nous essaierons de l'estimer en adoptant une approche d'analyse sur données de panel.

2.1: Une fonction de consommation privée dépendant du revenu, des variables budgétaires et des contraintes de liquidité

Nous présentons d'abord le modèle de la consommation privée pour notre échantillon de pays en voie de développement et la mesure des variables avant de formuler les hypothèses sur les paramètres du modèle.

¹ Il ne s'agit pas cependant d'ajuster pour ajuster mais pour améliorer. En particulier, comme le montrent nos estimations économétriques, ce sont les dépenses de consommation publique (notamment celles de gaspillage) qui doivent être réduites et non pas les dépenses d'investissement qui ont un effet d'entraînement sur l'investissement privé et la croissance économique en général (voir plus loin, nos estimations de l'impact des dépenses d'investissement public sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé et la croissance économique réelle).

2.1.1: Le modèle de la consommation privée pour un échantillon de pays en développement et la mesure des variables

Dans le processus de spécification du modèle, la consommation privée ainsi que ses déterminants sont tous exprimés en termes réels. Nous donnons dans premier lieu, la présentation générale du modèle avant de préciser la méthodologie de mesure des variables.

2.1.1.1: Spécification du modèle de la consommation privée pour un échantillon de pays en développement

Suivant les soubassements théoriques les plus récents (voir Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbell, 1994; Rodríguez, 1994, Roumeen et Wetzel, 1994, Rossi, 1996), une approche empirique simple serait de régresser la consommation privée réelle sur le PIB réel anticipé ainsi que les recettes et les dépenses publiques totales en termes réels.

Nous estimons toutefois que les contraintes de liquidité peuvent également jouer un rôle important dans le comportement de la consommation privée dans les pays en développement. Ces contraintes de liquidité peuvent être approximées par le volume du crédit total disponible pour le secteur privé.

Le modèle s'écrit alors :

$$\text{Log}(CPRR_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \underset{(+)}{\text{Log}(PIBR_{it-1})} + \alpha_2 \underset{(?)}{\text{Log}(DEPR_{it-1})} + \alpha_3 \underset{(?)}{\text{Log}(RECR_{it-1})} + \alpha_4 \underset{(+)}{CREP_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

où i et t représentent respectivement le pays et le temps. $CPRP$, $PIBR$, $DEPR$, $RECR$ et $CREP$ indiquent respectivement la consommation privée réelle, le PIB réel, les dépenses et les recettes réelles et le volume du crédit en termes réels disponible pour le secteur privé.

2.1.1.2: Mesure des variables du modèle de la consommation privée

Le PIB réel anticipé est estimé ici par le PIB réel décalé d'une période. En vue de tenir compte du fait que les variables budgétaires et les contraintes de liquidité ne peuvent avoir des effets sur la consommation privée que durant un certain temps, le volume du crédit ainsi que les recettes et les dépenses publiques en termes réels sont introduits en valeurs décalées d'une période.

Le PIB ($PIBR$) réel est mesuré en dollars constants de 1990 pour les 29 pays en développement de notre échantillon. En d'autres termes, après avoir normalisé la base du déflateur du PIB pour chaque pays en la ramenant à 1990, le PIB en monnaie nationale courante est ensuite divisé par le déflateur, le résultat de cette division est ensuite divisé par le taux de change nominal de la monnaie nationale du pays vis-à-vis du dollar en 1990.

Les recettes et les dépenses publiques en termes réels ($RECR$ et $DEPR$) sont estimés en les divisant par l'indice des prix à la consommation dont la base est ramenée à 1990. Cette méthode nous donne les recettes et les dépenses publiques aux prix constants de 1990, exprimés en monnaie nationale de chaque pays. Ces valeurs aux prix constants ont été ensuite divisées par le taux de change en 1990 de la monnaie nationale vis-à-vis du dollar. Un procédé similaire a été utilisé pour estimer le crédit total disponible pour le secteur privé en termes réels¹.

¹ Il importe toutefois de noter que, puisque les variables réelles sont exprimées en logarithme népérien, nous pouvons les introduire en monnaies nationales constantes de 1990 sans avoir à les convertir en dollars américains.

2.1.2: Hypothèses sur les paramètres du modèle de la consommation privée au sein de l'échantillon de pays en développement

Nous présentons d'abord les hypothèses relatives à l'impact attendu du revenu et des contraintes de liquidité avant de formuler celles concernant l'effet attendu des variables budgétaires

2.1.2.1: Hypothèses sur les paramètres du revenu et des contraintes de liquidité

Evidemment, conformément à la théorie économique, le signe attendu du coefficient associé au PIB réel anticipé est positif. En ce sens, toute augmentation du revenu incite les consommateurs à dépenser davantage en biens de consommation.

De même, le signe attendu du coefficient associé au volume du crédit disponible pour le secteur privé est positif parce que le desserrement des contraintes de liquidité est à même de libérer des ressources financières nécessaires pour le financement de la consommation privée.

Si les signes attendus des coefficients associés au revenu réel et aux contraintes de liquidité dans le modèle de la consommation privée sont relativement clairs, les signes des coefficients associés aux variables budgétaires dans le modèle sont théoriquement ambigus.

2.1.2.2: Hypothèses sur les paramètres des variables budgétaires : des coefficients à signes théoriquement ambigus

Les signes attendus des coefficients associés aux dépenses et recettes réelles sont théoriquement ambigus. En effet, dans certains cas, les dépenses publiques peuvent être un complément à la consommation privée plutôt qu'un substitut. En ce sens, les dépenses de consommation publique financées par l'emprunt peuvent stimuler la consommation privée grâce à l'effet de richesse que les titres de la dette publique peuvent exercer sur les agents économiques qui les détiennent. De même, les dépenses publiques d'investissement peuvent stimuler l'investissement privé, améliorant ainsi la richesse du secteur privé et donc sa consommation. Toutefois, les dépenses publiques peuvent également avoir un effet de substitution sur la consommation privée, notamment si le secteur public prélève des fonds financiers importants qui auraient pu être disponibles pour les besoins de consommation du secteur privé, surtout si les marchés financiers sont imparfaits et le secteur public dispose de privilèges en matière de crédit par rapport au secteur privé. En outre, dans le cas où les dépenses d'investissement publiques évincent l'accumulation du capital au sein du secteur privé, la richesse privée baissera induisant ainsi une diminution de la consommation privée.

La consommation privée pourrait également ne pas être affectée du tout par les dépenses publiques ou pourrait même chuter en raison du phénomène de l'équivalence ricardienne suivant lequel les dépenses publiques ne peuvent avoir aucun effet de richesse sur les consommateurs privés parce que ces derniers sont concernés par le bien-être de leurs descendants. En conséquence, ils réagissent à une augmentation des dépenses publiques en épargnant plutôt qu'en consommant davantage (voir plus de détails dans la partie théorique du présent chapitre). Si ce théorème de l'équivalence ricardienne (Barro, 1974, 1987, 1989) est vrai, le coefficient associé aux dépenses publiques devrait être statistiquement nul (ou négatif). En outre, le coefficient associé aux recettes publiques devraient être nul parce que le théorème de l'équivalence ricardienne, contrairement aux enseignements du paradigme keynésien, stipule qu'une désépargne publique (déficit) due à la réduction des recettes publiques courantes n'aurait aucun effet sur la consommation privée en raison du fait que les consommateurs privés préfèrent épargner les impôts non payés plutôt que les utiliser pour financer une consommation supplémentaire. Rappelons dans ce cadre que le principe de

l'équivalence ricardienne implique que toute diminution de la fiscalité actuelle pousse les agents économiques privés à anticiper une fiscalité future accrue qui pèserait sur les générations futures.

2.2: Estimation de la réaction de la consommation privée à ses déterminants fondamentaux au sein de l'échantillon de pays en développement

Le modèle (13) a été estimé pour 29 pays en développement sur la période 1977-1993. Nous disposons de données statistiques pour une grande partie de l'échantillon sur la période allant du début des années 70 (et même du début des années 60 pour certains pays) jusqu'à la fin des années 90. Or, notre souci de travailler sur un échantillon cylindré nous a poussé à restreindre la période des observations¹.

2.2.1: Résultats d'estimation du modèle de la consommation privée réelle pour un échantillon de pays en développement

L'estimation du modèle (13) pour les 29 économies de notre échantillon de pays en développement, en utilisant à la fois la dimension temporelle et la dimension individuelle (par pays)², a donné des résultats que nous avons résumés dans le tableau 41. Comme le révèlent les résultats d'estimation, la consommation privée réelle au sein de l'échantillon réagit positivement au revenu, aux dépenses publiques et aux contraintes de liquidité. En réestimant le modèle avec une désagrégation des dépenses publiques, nous obtenons une relation de complémentarité entre la consommation privée et la consommation publique.

2.2.1.1: Réaction positive de la consommation privée au revenu, aux dépenses publiques et aux contraintes de liquidité

Comme le montrent le R^2 et le R^2 ajusté, le modèle (équation 13) où les variables sont mesurées en termes réels explique une grande partie du comportement de la consommation privée réelle dans les 29 pays de l'échantillon de pays en développement sur la période 1977-1993. Comme attendu, le coefficient associé au PIB réel anticipé est positif et très statistiquement significatif. A travers les 29 pays sur la période 1977-1993, une augmentation du PIB réel en $t-1$ de 1% induirait une augmentation de la consommation privée réelle en t de 0,63%.

Contrairement aux enseignements du théorème de l'équivalence ricardienne, les dépenses publiques agissent positivement sur la consommation privée réelle. Une augmentation des dépenses réelles de 1% en $t-1$ induirait une augmentation de la consommation privée réelle de 10 à 11% selon qu'un terme autorégressif $AR(1)$ est introduit ou non dans le modèle. Il semble ainsi que les dépenses publiques stimulent la consommation privée à travers l'effet de richesse. Quant au coefficient associé aux recettes publiques réelles, il a le mauvais signe (positif) mais il n'est significatif qu'au seuil de 54% lorsque un $AR(1)$ est intégré dans l'équation et de 22% dans le cas contraire. Ainsi, on peut dire que les recettes publiques n'affectent pas significativement la consommation privée réelle. Il s'agit là d'une condition

¹- Dans le cadre d'un travail antérieur (voir Mansouri, 2001), nous avons pu exploiter cette masse importante de données pour estimer la fonction de consommation privée pour un groupe de pays en développement en travaillant sur des séries chronologiques et en adoptant de multiples méthodologies de spécification du comportement de la consommation privée.

²- L'échantillon se composant des pays suivants : le Bahamas, la Barbade, le Botswana, la Colombie, la Crée du Sud, le Costa Rica, l'Egypte, le Ghana, l'Honduras, l'Inde, l'Indonésie, la Jordanie, le Kenya, la Malaisie, le Maroc, l'Ile Maurice, le Mexique, le Nigeria, le Pakistan, le Paraguay, les Philippines, l'Afrique du Sud, le Sri Lanka, le Swaziland, la Tanzanie, la Thaïlande, la Tunisie, la Turquie et la Zambie.

nécessaire mais non suffisante de la validité du théorème de l'équivalence ricardienne. A première vue, puisque l'effet des recettes publiques sur la consommation privée réelle est statistiquement nul dans les 29 pays de l'échantillon, on pourrait à tort conclure que les consommateurs privés à travers ces pays sont ricardiens. En fait, ils ne le sont pas parce que les dépenses publiques affectent positivement la consommation privée réelle à travers ces pays, ce qui est contraire au principe de l'équivalence ricardienne qui prédit un impact nul (ou négatif) des dépenses publiques sur la dépense privée en consommation. Dans certains pays en développement comme nous l'avons montré pour le cas marocain, même si les dépenses publiques peuvent affecter négativement la consommation privée, l'irréalisme des hypothèses simplificatrices de Barro (1974, 1987, 1989) ne permettent pas de conclure à l'existence du phénomène de l'équivalence entre l'impôt et l'emprunt dans ces pays.

Tableau 41 : ESTIMATION DE LA FONCTION DE CONSOMMATION PRIVEE REELLE POUR UN ECHANTILLON DE 29 PAYS EN DEVELOPPEMENT

| Variable | Coefficient | Ecart-type | t-statistic | Probabilité |
|---|-------------|---|-------------|-------------|
| a- sans AR(1) | | | | |
| <i>Log(PIBR_{it-1})</i> | 0,630 | 0,031 | 20,25 | 0,000 |
| <i>Log(DEPR_{it-1})</i> | 0,104 | 0,022 | 4,73 | 0,000 |
| <i>Log(RECR_{t-1})</i> | 0,008 | 0,006 | 1,22 | 0,220 |
| <i>Log(CREP_{it-1})</i> | 0,090 | 0,016 | 5,63 | 0,000 |
| b- Avec AR(1) | | | | |
| <i>Log(PIBR_{it-1})</i> | 0,520 | 0,110 | 4,60 | 0,000 |
| <i>Log(DEPR_{it-1})</i> | 0,113 | 0,060 | 1,88 | 0,060 |
| <i>Log(RECR_{t-1})</i> | 0,019 | 0,031 | 0,61 | 0,540 |
| <i>Log(CREP_{it-1})</i> | 0,080 | 0,045 | 1,77 | 0,075 |
| AR(1) | 0,600 | 0,069 | 8,69 | 0,000 |
| Statistiques pondérées | | Statistiques non pondérées | | |
| a- Modèle sans AR(1) : R ² = 0,999 ; R ² ajusté = 0,999 ; Standar error de la régression = 0,13 ; F-statistic = 403486 ; Prob = 0,000 ; Somme des carrés des résidus = 8,053 ; D-W = 0,90 ; Nombre d'observations totales du panel : 464. | | a- Modèle sans AR(1) : R ² = 0,995 ; R ² ajusté = 0,995 ; Standar error de la régression = 0,13 ; Somme des carrés des résidus = 8,053 ; D-W = 1,10 ; Nombre d'observations totales du panel : 464. | | |
| a- modèle avec AR(1) : R ² = 0,994 ; R ² ajusté = 0,994 ; Standar error de la régression = 0,18 ; F-statistic = 18225 ; Prob. = 0,000 ; Somme des carrés des résidus = 13,25 ; Nombre d'observations totales du panel : 435 | | b- Modèle avec AR(1) : R ² = 0,992 ; R ² ajusté = 0,991 ; Standar error de la régression = 0,179 ; Somme des carrés des résidus = 12,90 ; Nombre d'observations totales du panel : 435. | | |

Comme attendu, dans tous les cas, le coefficient associé aux contraintes de liquidité représentées par le volume du crédit disponible pour le secteur privé est positif et très

significativement différent de zéro. Ce coefficient se situe aux alentours de 0,08 jusqu'à 0,09 suggérant qu'une amélioration de 5% du volume du crédit en termes réels, accordé au secteur privé, induirait une hausse de la consommation privée réelle d'environ 0,50%. Même si l'ampleur de leur impact n'est pas très forte, les contraintes de liquidité semblent jouer un rôle statistiquement significatif à travers les 29 pays de l'échantillon sur la période prise en compte, contrairement au cas marocain où la consommation privée semble insensible à cette variable. Ces disparités tiennent probablement au fait qu'au Maroc en comparaison avec certains pays de l'échantillon ne dispose pas encore d'un marché de crédit à la consommation suffisamment large.

2.2.1.2: Réestimation du modèle avec désagrégation des variables budgétaires : une relation de complémentarité entre la consommation publique et la consommation privée

Il est à noter que contrairement à certains travaux (voir par exemple, Rodríguez, 1994 ; Morandé et Schmidt-Hebbel, 1994), l'étude de l'impact de la politique budgétaire sur la consommation privée exige en fait une désagrégation des dépenses publiques (pour des détails sur la désagrégation des postes budgétaires, voir Gupta et al., 2002). La désagrégation des dépenses publiques réelles en consommation publique réelle (*CPUBR*) et autres dépenses publiques en termes réels (*ADPR*) a permis d'améliorer nos résultats empiriques. Lorsque le modèle est estimé sans aucun élément autorégressif *AR(1)*, le coefficient associé aux recettes publiques devient négatif mais demeure statistiquement non significatif (probabilité = 0,50). Le coefficient associé au PIB réel devient légèrement plus élevé, de l'ordre de 0,65 et est statistiquement plus significatif (t-statistic = 22,50). Quant au coefficient du volume du crédit accordé au secteur privé, il a diminué quelque peu et se situe aux alentours de 0,056, mais devient statistiquement plus significatif (t-statistic = 3,00).

Ce qui est plus intéressant dans la correction effectuée réside dans le fait que, parmi les composantes de dépenses publiques, seule la consommation du secteur public est statistiquement significative (t-statistic = 8,37) et son coefficient est positif (d'une valeur égale à 0,20), suggérant qu'à travers les 29 pays de l'échantillon, la consommation publique réelle semble être un complément plutôt qu'un substitut de la consommation privée réelle. Le coefficient des autres dépenses publiques en termes réels est négatif mais n'est significatif qu'au seuil de 51%, suggérant que les dépenses publiques autres que la consommation n'ont aucun effet sur la consommation privée réelle à travers les pays de notre échantillon sur la période prise en compte. Ainsi, en éliminant *RECR* et *ADPR* dont les coefficients ne sont pas significatifs, nous aurons :

$$\text{Log}(CPRR_{it}) = 0,66 \cdot \text{Log}(PIBR_{it-1}) + 0,184 \cdot \text{Log}(CPUBR_{it-1}) + 0,053 \cdot CREP_{it-1} \quad (13.1)$$

(23,25) (8,44) (3,01)

ou, en intégrant un *AR(1)* dans le modèle :

$$\text{Log}(CPRR_{it}) = 0,50 \cdot \text{Log}(PIBR_{it-1}) + 0,21 \cdot \text{Log}(CPUBR_{it-1}) + 0,058 \cdot CREP_{it-1} \quad (13.2)$$

(9,90) (5,32) (2,27)

$$AR(1) = 0,58 \quad (13,80)$$

Le tableau 42 résume les statistiques et les tests relatifs aux modèles (13.1) et (13.2). Les variables expliquent une partie considérable du comportement de la consommation privée réelle dans les 29 pays de l'échantillon sur la période prise en considération, avec un R^2 se situant aux alentours de 0,99.

Tableau 42 : STATISTIQUES ET TESTS RELATIFS AUX REGRESSIONS (13.1) ET (13.2)

| Statistiques pondérées | Statistiques non pondérées |
|---|---|
| <p>a- Modèle (13.1) :</p> <p>$R^2 = 0,995$; R^2 ajusté = 0,995; Standar error de la régression = 0,054; F-statistic = 32120; Prob = 0,000; Somme des carrés des résidus = 1,40; D-W = 2,11; Nombre d'observations totales du panel : 483</p> <p>b- modèle (13.2) :</p> <p>$R^2 = 0,995$; R^2 ajusté = 0,995; Standar error de la régression = 0,052; F-statistic = 45136; Prob = 0,000; Somme des carrés des résidus = 1,23; D-W = 2,13; Nombre d'observations totales du panel : 483</p> | <p>a- Modèle (13.1) :</p> <p>$R^2 = 0,771$; R^2 ajusté = 0,770; Standar error de la régression = 0,054; Somme des carrés des résidus = 1,40; D-W = 2,33; Nombre d'observations totales du panel : 483</p> <p>b- modèle (13.2) :</p> <p>$R^2 = 0,800$; R^2 ajusté = 0,787; Standar error de la régression = 0,052; Somme des carrés des résidus = 1,23; D-W = 2,38; Nombre d'observations totales du panel : 483</p> |

Les coefficients associés aux trois variables explicatives sont tous positifs et très significativement différents de zéro, suggérant qu'à côté du revenu réel, la consommation publique réelle et le volume du crédit disponible pour le secteur privé ont joué un rôle important dans le comportement de la dépense privée réelle en biens de consommation. Une augmentation de la consommation publique réelle de 1% induirait une amélioration de la consommation privée réelle de 0,21%, suggérant qu'au sein de l'échantillon sur la période considérée, la consommation publique, conformément à l'hypothèse de richesse et contrairement à l'hypothèse d'éviction directe confirmée dans le cas marocain, est un complément plutôt qu'un substitut à la consommation privée. Ceci tient probablement au fait qu'au Maroc, le secteur public, à travers les dépenses de consommation, opère une ponction des ressources financières plus importantes par rapport à l'ensemble des pays de l'échantillon, forçant le secteur privé à réduire ses dépenses en biens de consommation.

2.2.2: Politique budgétaire et consommation privée dans les pays en développement : les implications de politique économique

Les implications de politique économique que nous pouvons formuler en la matière concernent notamment le fait que l'accumulation des déficits budgétaires serait à même d'améliorer la dépense privée réelle en biens de consommation en particulier à travers l'augmentation des dépenses publiques de consommation et qu'en conséquence, l'épargne privée pourrait s'en trouver évincée.

2.2.2.1: L'impact positif des déficits publics sur la consommation privée : la voie de la consommation publique

En somme, tous nos résultats empiriques révèlent que la politique budgétaire exerce un impact positif sur la consommation privée à travers les 29 pays de l'échantillon durant la période considérée. Alors que les recettes publiques en termes réels semblent neutres, les dépenses publiques réelles, semble-t-il, affectent positivement la consommation privée réelle. Néanmoins, c'est la dépense en consommation publique réelle qui semble compléter la consommation privée réelle à travers l'effet de richesse; l'impact du reste des dépenses publiques, paraît-il, est nul. Comme le prédit la théorie économique, le PIB réel exerce un effet positif sur la consommation réelle, l'élasticité étant de l'ordre de 0,66, ce qui est raisonnable. Le volume du crédit accordé au secteur privé affecte aussi positivement la

consommation privée réelle, suggérant que la consommation privée à travers les pays de l'échantillon est sensible aux contraintes de liquidité. La faiblesse de l'ampleur d'un tel impact serait probablement dû au fait que le crédit accordé au secteur privé est utilisé en grande partie pour d'autres motifs autres que la consommation (investissement, etc.).

Notre approche empirique révèle que la politique budgétaire à travers les 29 pays de l'échantillon sur la période 1977-1993 a positivement affecté la consommation privée. Contrairement aux enseignements du théorème de l'équivalence ricardienne, les déficits publics en proportion du PIB agissent positivement sur le ratio au PIB de la consommation privée. Or, c'est à travers l'augmentation des dépenses publiques de consommation que ces déficits affectent positivement la consommation privée. Au niveau de la politique économique, ce résultat empirique révèle qu'au sein de l'échantillon et durant la période considérée, les décideurs de la politique budgétaire avaient tendance à augmenter la dépenses privée réelle en biens de consommation en dopant la consommation publique en termes réels. cela signifie également que si les décideurs publics au sein de l'échantillon désirent réduire la consommation privée et donc améliorer l'épargne du secteur privé, ils devraient réduire la consommation du secteur privé. En revanche, comme nous l'avons montré pour le cas marocain, toute amélioration de la dépense privée en biens de consommation nécessiterait une réduction aussi bien des déficits budgétaires que de la consommation publique.

2.2.2.2: A propos de la substituabilité entre les déficits publics et l'épargne privée

Sur le plan de la politique économique, il importe de souligner, conformément à nos résultats empiriques, que les déficits budgétaires à travers les 29 pays en développement de notre échantillon sur la période prise en considération, en agissant positivement sur la consommation privée, serait préjudiciable à l'épargne privée. D'ailleurs, comme nous l'avons montré dans une étude antérieure (voir Mansouri, 2001), les déficits publics au sein du même échantillon de pays sur la même période considéré dans la présente recherche, affectent positivement la consommation privée en proportion du PIB. Le modèle que nous avons estimé sur données de panel s'écrit :

$$\begin{aligned} rcp_{it} &= 0,61 - 0,192.rsb_{it} + 0,054.rcrp_{it} \\ &\quad (18,55)(-3,65) \quad (1,60) \\ AR(1) &= 0,95 \quad (72,07) \end{aligned} \quad (13.3)$$

où rcp , rsb et $rcrp$ indiquent respectivement les ratios au PIB de la consommation privée, du solde budgétaire global et du crédit accordé au secteur privé. La régression montre clairement qu'il existe une relation négative et statistiquement très significative entre le ratio au PIB de la consommation privée et le ratio au PIB du solde budgétaire global, suggérant que les déficits budgétaires affectent positivement la consommation privée et réduisent dès lors le taux d'épargne privée au sein de l'échantillon. Comme nous le verrons plus loin, les dépenses publiques de consommation agissent négativement sur la dépense privée en investissement, suggérant que cette dernière serait négativement affectée par la complémentarité existant entre la consommation publique et privée.

II- Déficit publics et investissement privé : entraînement ou éviction?

L'une des questions les plus controversées en finances publiques et en macro-économie concerne l'impact que l'investissement publics pourrait avoir sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé. Même dans les pays développés, les travaux théoriques et empiriques divergent en la matière. Dans les pays en voie de développement, les études sur cette question

sont très rares. Dans la suite de la présente section, nous étudierons d'abord l'impact de la politique budgétaire sur l'investissement privé et la croissance économique au Maroc avant de compléter l'analyse par l'étude des effets de la politique budgétaire sur l'investissement privé dans un échantillon de pays.

1- Analyse de l'impact de la politique budgétaire sur l'investissement privé au Maroc

Comme maints pays en développement, le Maroc a accumulé des déficits budgétaires élevés durant les années 70 et la première moitié des années 80. Les organismes financiers internationaux ont recommandé au Maroc d'adopter une politique budgétaire restrictive étant donné l'hypothèse très répandue suivant laquelle les déficits budgétaires ont des effets négatifs sur certaines variables macro-économiques fondamentales. Parmi ces dernières, on peut mentionner l'investissement privé et le taux de croissance économique. Une politique budgétaire expansionniste a-t-elle réellement un impact négatif sur l'accumulation du capital dans le secteur privé? Les dépenses publiques en capital évincent-elles ou entraînent-elles l'investissement privé? Quels sont les effets que l'investissement public peut avoir sur la dépense privée en investissement? Comment peut-on mesurer ces effets dans le cas particulier du Maroc? Comment peut-on interpréter les résultats empiriques en relation avec une politique budgétaire devenue trop restrictive et pesant essentiellement sur les dépenses publiques en investissement? Les dépenses publiques ont-elles un impact négatif sur la croissance économique en général? Le Maroc a-t-il vraiment besoin d'une telle austérité budgétaire draconienne pesant lourdement sur l'accumulation du capital?

En vue de répondre à ces diverses questions, nous procéderons de la manière suivante. Dans un premier temps, nous essaierons de survoler et de discuter les études théoriques et empiriques concernant les effets de la politique budgétaire sur l'investissement privé avant de mener dans un deuxième temps, une analyse empirique de l'impact des déficits budgétaires sur l'investissement privé et la croissance économique dans le cas particulier du Maroc.

1.1: Politique budgétaire et investissement privé : les fondements théoriques et les études empiriques

Comme dans le cas de l'effet de la politique budgétaire sur la consommation privée, l'impact sur la dépense privée en investissement est un sujet très controversé. Les controverses concernent aussi bien les soubassements théoriques que les travaux empiriques.

1.1.1: Les soubassements théoriques

Quels sont les soubassements théoriques de l'impact des déficits publics sur l'investissement privé? Un niveau élevé de capital public financé par le déficit budgétaire entraîne-t-il ou évince-t-il l'investissement privé? Des arguments théoriques prédisent que l'impact du capital public sur le capital privé dépendra du degré de complémentarité ou de substituabilité entre les deux composantes du capital (voir Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbel, 1989, 1994, Aschauer et Lächler, 1998) et de récents arguments empiriques très rares pour les pays en développement confirment cette ambiguïté (voir par exemple, Blejer et Khan, 1984; Khan et Reinhart, 1990, Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbel, 1989, 1994, Aschauer et Lächler, 1998).

Le débat relatif à l'impact de l'investissement et du capital publics sur la croissance économique a connu récemment une floraison remarquable. En effet, on peut observer le nombre croissant des études théoriques et empiriques consacrées récemment à cette question dans les pays développés ainsi que dans les pays en développement et en transition vers l'économie de marché.

Si l'origine de ce débat est relativement ancienne (Meade, 1952; Arrow et Kurz, 1970; Nurkse, 1952, Hirschman, 1958; Rosenstein-Rodan, 1964), des théories récentes de la croissance endogène ont contribué à son renouveau. A titre d'exemple, le modèle de Barro (1990) a attribué aux dépenses publiques productives, comme les dépenses publiques en capital d'infrastructure, un rôle moteur dans le processus de croissance économique à long terme. La complémentarité entre le capital public et privé implique que le premier a un impact positif sur la rentabilité du capital dans le secteur privé (voir Barro et Sala-i-Martin, 1995; Berthelemy, Herrera et Sen, 1995).

Toutefois, s'il existe peu de problèmes en matière de formalisation théorique des liens entre l'accumulation du capital dans les secteurs public et privé, il est souvent très difficile d'entreprendre des vérifications empiriques (Aschauer, 1989a, 1989b, 1998; Munnell, 1990, Gupta et al., 2002). Généralement, l'idée suivant laquelle l'investissement public est positivement lié à la croissance économique réelle est souvent acceptée à tort ou à raison (voir Aschauer et Lächler, 1998). Il existe quand même certaines raisons pour lesquelles on doit suspecter qu'une telle relation puisse ne pas être stable ou être vraie uniquement sous certaines conditions. L'identification de telles conditions est très importante du point de vue de la politique économique en ce sens qu'elle est susceptible de garantir que la dépense publique aura l'effet escompté et qu'elle n'induera pas une mauvaise allocation des ressources. De telles conditions sont résumées dans ce qui suit.

1.1.1.1: Impact de l'investissement public sur l'investissement privé : les conditions de substituabilité et d'efficience

En première analyse, l'hypothèse de l'impact positif de l'investissement public exige que le capital public et le capital privé doivent être de parfaits substituts. Si cette condition est remplie, une augmentation de l'investissement public aurait le même effet sur la croissance économique réelle qu'une hausse de l'investissement privé. En d'autres termes, les deux composantes du capital contribuent toutes les deux à l'accumulation du capital physique, élevant ainsi la capacité de soutien d'un niveau élevé du revenu réel. Néanmoins, une unité monétaire additionnelle dépensée en investissement public ne conduit pas nécessairement à une augmentation d'une unité monétaire additionnelle de la dépense en capital physique total parce que l'investissement public pourrait évincer l'investissement privé.

Un tel effet d'éviction peut avoir deux formes différentes :

- une éviction financière qui peut avoir lieu si le secteur public finance l'investissement public additionnel en recourant à l'augmentation des impôts ou en empruntant davantage sur les marchés financiers domestiques, privant ainsi le secteur privé de fonds financiers nécessaires à l'accroissement de ses capacités d'investissement;
- une éviction matérielle qui peut se produire si l'accumulation du capital dans le secteur public profite d'opportunités du marché qui auraient pu convenir au comportement rationnel du secteur privé plutôt qu'à celui du secteur public.

L'éviction financière est susceptible de se produire si le capital n'est pas parfaitement mobile à l'échelle internationale. Sous cette condition, l'endettement public domestique pourrait élever les taux d'intérêt réels, réduisant ainsi la demande de l'investissement privé (voir deuxième partie, chapitre II, pour des détails sur l'impact de la politique budgétaire sur les taux d'intérêt réels).

En ce qui concerne l'éviction matérielle de l'investissement privé par l'investissement public, le montant évincé dépendrait de la mesure dans laquelle l'investissement public s'engage dans

la production de biens publics ou privés. En d'autres termes, le montant évincé dépendrait du degré de complémentarité ou d'antinomie entre l'investissement public et l'investissement privé (voir Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbel, 1989, 1994, Lächler et Aschauer, 1998; Easterly et Rebelo, 1997; Hulten, 1996; Mankiw, Romer et Weil, 1992; Nazmi et Ramirez, 1997).

En deuxième analyse, les dépenses publiques en capital doivent se conformer aux conditions d'efficacité et de rentabilité prévalant au sein du secteur privé. Lorsqu'elle est mesurée par le montant dépensé, la valeur du stock du capital public est surestimée par rapport à sa vraie valeur qui peut être mesurée par les rendements anticipés de l'investissement. Comme l'expriment Aschauer et Lächler (1998 : 2), *"si, par exemple, les investissements publics se font dans des secteurs ou des régions sur la base de leurs résultats politiques, leur rendement financier sera évidemment moins élevé que celui des investissements privés effectués principalement en réponse à des incitations de profit"*. Il est à noter également que, dans la mesure où le capital public n'est pas effectué et entretenu d'une manière appropriée, les taux de rendement seraient probablement plus faibles.

1.1.1.2: Les conditions relatives aux modalités de financement et à l'impact sur la productivité et la croissance

En investissant, le secteur public doit prévoir les effets sur l'investissement privé en fonction des modalités de financement. En fait, l'impact de l'investissement public sur la croissance réelle dépend également des moyens utilisés pour son financement. Si l'investissement public est financé par une fiscalité accrue, le rendement net de cet investissement pourrait probablement être faible en raison notamment de l'impact distorsionnaire des impôts sur l'économie dans son ensemble. Si l'investissement public est financé par plus d'endettement public, la fiscalité d'aujourd'hui sera reportée pour demain. Si la fiscalité future est anticipée par les investisseurs privés, elle pourrait décourager l'accumulation du capital privé dans le secteur privé.

Dans un environnement où la fiscalité actuelle ou future est élevée, les investisseurs privés pourraient même s'orienter vers des activités d'investissement où la rentabilité sociale est faible en vue d'éviter le paiement des impôts¹.

Il importe également de noter que l'investissement public doit influencer positivement le taux de croissance de la productivité et donc la croissance économique. Si le capital public en infrastructure est un complément du capital privé, une augmentation de l'investissement public n'attirerait pas seulement davantage de capital privé, élevant ainsi l'accumulation du capital, mais elle serait susceptible de rendre le capital privé plus productif. Cet impact positif fait évidemment défaut si la relation entre l'investissement public et l'investissement privé est antinomique plutôt que complémentaire². En fait, l'investissement public pourrait réduire la productivité globale si les dépenses publiques en capital sont effectuées sans se conformer aux

1- D'après les estimations de Devarajan, Squire et Suthiwart-Narueput (1995), le coût marginal associé à la fiscalité distorsionnaire dans les pays développés se situe entre 32-47% aux Etats-Unis et 120% en Suède. Aschauer et Lächler (1998) estiment que le coût marginal des fonds publics serait probablement plus élevé dans les pays en développement. Pour le cas du Mexique par exemple, Aschauer et Lächler (1998) estiment que la perte imposée à l'économie est supérieure à 0,50 unité monétaire pour chaque augmentation d'unité monétaire des impôts.

2- Comme l'exprime Easterly (1994 : 270), *"la part du capital privé dans l'output déclinerait avec une hausse du capital public si l'élasticité de substitution entre les deux composantes du capital est supérieure à 1. Une chute de la part du capital privé réduirait la part de l'investissement privé dans l'output pour un taux donné du rendement de l'investissement. Le taux de rendement du capital privé déclinerait avec certains types de capital public qui sont presque de parfaits substituts du capital privé... Notons que le capital public peut avoir un effet négatif sur l'investissement privé comme résultat de l'éviction à travers le marché financier si le taux d'intérêt prêteur n'est pas une vraie mesure du coût des fonds (en raison de la répression financière et du rationnement du crédit par exemple)"*.

règles de rationalité prévalant au sein du secteur privé. Plus précisément, une unité monétaire additionnelle dépensée par le secteur public pourrait permettre d'acquérir moins de biens d'investissement qu'une unité monétaire supplémentaire investie par le secteur privé¹.

1.1.2: Investissement public et investissement privé : les travaux empiriques

Qu'en est-il des études empiriques consacrées à l'impact de l'investissement public sur l'investissement privé? Dans les pays développés, les résultats empiriques divergent beaucoup sur cette question. Des modèles s'inspirant du cadre conceptuel keynésien estiment que l'investissement public a un effet d'entraînement sur l'investissement privé (voir notamment Dalagamas, 1987; Eisner, 1983, 1986, 1989; Eisner et Pieper, 1987). D'autres études empiriques révèlent que l'effet dépendrait du degré de complémentarité ou de substituabilité entre l'investissement public et l'investissement privé (Aschauer, 1989; Bernheim, 1989, Barro, 1990; Dessus et Herrera, 1996 ; Gupta et al, 2002).

Qu'en est-il du cas particulier des pays en développement? Comme le montrent Greene et Villanueva (1991), ces pays ont connu un ralentissement prononcé de la croissance économique. L'une des raisons fondamentales de cette situation réside dans le déclin des taux d'investissement. Comme le montre le Fonds Monétaire International (voir FMI, 1989), la formation brute du capital dans les pays en développement a chuté de 26,5 points de pourcentage du PIB en 1981 à moins de 23,5 points de pourcentage du PIB en 1985-1988 en moyenne annuelle. Il existe cependant des différences à travers les pays en développement dans les ratios au PIB de la formation brute du capital et ces différences reflètent les variations dans les taux d'investissement public et privé. Comme le remarquent Greene et Villanueva (1991 : 34), *"l'importance de l'investissement du secteur public a été sous-estimée durant les années 80, puisque l'adoption des programmes d'ajustement structurels a conduit plusieurs pays en développement à réduire l'activité de l'investissement du secteur public en vue de diminuer les déficits budgétaires"*.

Puisque l'investissement public est considéré comme une variable de politique économique (et donc relativement exogène), les économistes se sont plutôt concentrés sur l'investissement privé comme variable nécessitant une analyse économique plus rigoureuse. Comme le montre le travail pionnier de Khan et Reinhart (1990), un intérêt grandissant doit être conféré à l'investissement privé en raison du fait qu'il est plus lié à la croissance économique que ne l'est l'investissement public. Néanmoins, malgré la reconnaissance du fait que l'investissement privé joue un rôle critique dans le processus de la croissance économique, il existe très peu de recherches théoriques et empiriques sur ses déterminants dans les pays en développement².

1.1.2.1: Les travaux empiriques pionniers

Parmi les rares études empiriques concernant les déterminants de l'investissement privé dans les pays en développement, notamment l'impact des politiques publiques, on peut citer celles effectuées par les pionniers, en particulier Blejer et Khan (1984), Borenzstein (1990) et Greene et Willanueva (1991).

¹ Selon les estimations de Pritchett (1996), dans un groupe de pays en développement, moins de 50% du capital est créé pour chaque dollar investi par le secteur public.

² Stern (1989 : 672), dans son étude des déterminants du développement économique, note que "ce qui détermine l'investissement demeure une question très mal comprise dans les recherches sur la croissance économique à long terme". Stern (1989) reconnaît également le rôle que peut jouer le développement financier dans les processus de croissance économique à long terme dans les pays en développement (voir Mansouri, 1997).

Les articles de Blejer et Khan (1984) et Borenzstein (1990) illustrent des points de vue indépendants dans la mesure où Borenzstein (1990) ne vise qu'à tester l'influence du surendettement sur l'investissement privé et omet l'impact de l'investissement public. Quant à Blejer et Khan (1984), ils ne s'intéressent qu'au degré de substituabilité ou de complémentarité entre l'investissement public et l'investissement privé dans les pays en développement et omettent ainsi de tester l'impact négatif que la dette extérieure peut avoir sur l'investissement privé. En revanche, Greene et Willanueva (1991) prennent en compte aussi bien le surendettement que l'investissement public comme variables explicatives de l'investissement privé. L'intérêt de l'étude de Greene et Willanueva (1991) réside également dans le fait qu'elle teste le poids relatif de ces deux variables sur deux sous-périodes fondamentales : la sous-période 1975-1982 antérieure à la crise de l'endettement international et la sous-période 1982-1987 postérieure à la crise.

Borenzstein (1990), dans son étude consacrée au cas particulier des Philippines, a régressé, dans un premier temps, le ratio (I/K) de l'investissement privé (I) au stock du capital privé (K) sur les prix relatifs (P^I) des biens d'investissement, la productivité du capital (M) privée retardée d'une période et le taux d'intérêt réel anticipé (r^e).

Etant donné que la statistique de Durbin-Watson a une valeur faible, Borenzstein (1990) soutient qu'une erreur de spécification est possible en raison de l'omission de variables explicatives importantes. L'auteur suppose alors que la variable omise serait le surendettement public. En approximant la fiscalité future nécessaire pour le remboursement de la dette par le ratio au PNB de la dette publique (D/Y), il obtient une estimation où D/Y exerce un effet négatif sur l'investissement privé. Toutefois, même avec l'introduction de la nouvelle variable, la statistique de Durbin-Watson ne s'est pas sensiblement améliorée. Il est donc essentiel de se demander si le modèle amélioré de Borenzstein (1990) n'a pas omis une variable explicative fondamentale, en l'occurrence la variable "investissement public". Une relecture de l'étude de Borenzstein montre ainsi combien l'introduction de l'investissement public comme variable explicative de l'investissement privé est tellement importante dans les pays en développement.

Ce sont Blejer et Khan (1984), dans leur travail empirique pionnier, qui se sont intéressés à l'étude de la possibilité de l'existence d'une relation de complémentarité ou de substituabilité entre l'investissement public et l'investissement privé dans les pays en développement. Les deux auteurs se sont inspirés du modèle de l'accélérateur de l'investissement et ont abouti à certaines spécifications du comportement de l'investissement privé dans 24 pays en développement. La spécification qui illustre mieux la problématique de complémentarité entre l'investissement public et l'investissement privé dans les 24 pays de l'échantillon se présente comme une fonction où l'investissement privé en termes réels est expliqué par le PIB réel décalé d'une période (considéré comme une *proxy* du revenu réel anticipé), la déviation du PIB réel autour de sa tendance, le crédit disponible pour le secteur privé, majoré des flux de capital privé étranger réel, la formation brute du capital fixe publics en termes réels et la *tendance* de l'investissement public en termes réels. Les résultats empiriques indiquent que le niveau de l'investissement privé est positivement lié à la variation du PIB réel anticipé et négativement influencé par l'excès de la capacité de production telle qu'elle est mesurée par la déviation du PIB réel autour de sa tendance. Le niveau de l'investissement privé est positivement lié aux fonds disponibles pour le secteur privé, mesurés par la variation du crédit accordé au secteur privé et des flux de capitaux étrangers. L'étude montre également que le niveau de l'investissement privé est positivement influencé par le trend du niveau de l'investissement public représentant chez les deux auteurs le niveau de l'investissement public en infrastructure. En revanche, la déviation de l'investissement public autour de sa tendance

affecte négativement l'investissement privé. Comme l'interprètent Greene et Willanueva (1991 : 35), *"ces résultats suggèrent qu'il existe une complémentarité à long terme et une substituabilité à court terme entre l'investissement public et l'investissement privé, en ce sens qu'une augmentation à court terme de l'investissement du secteur public semble évincer l'investissement du secteur privé"*. A ce propos, Hechler (1993 : 16) estime que le résultat empirique de Blejer et Khan (1984) montre que *"c'est le capital public long à mettre en place, donc coûteux en termes d'installation, qui agit positivement sur l'investissement privé"*.

Greene et Willanueva (1991) furent les premiers à étudier l'investissement privé dans un échantillon de pays en développement en prenant en considération les deux variables explicatives fondamentales, à savoir l'endettement extérieur et l'investissement public. D'ailleurs, les deux auteurs pensent que leur étude est *"une tentative de mieux comprendre les déterminants empiriques de l'activité de l'investissement privé dans les pays en développement durant la période postérieure à 1974"* (Greene et Willanueva, 1991 : 35). En concentrant l'analyse empirique sur un échantillon de 23 pays en développement, ils ont régressé le ratio au PIB (Y) de l'investissement privé (I) sur le taux d'intérêt réel (RI), le taux de croissance économique (GR) décalé d'une période, le ratio au PIB (Y) de l'investissement public ($IPUB$), le taux d'inflation (π), le PIB réel par tête (INC) en dollars, décalé d'une période, le ratio du service (DS) de la dette extérieure aux exportations (XGS) de biens et services, décalé d'une période et le ratio au PIB (Y) du stock de la dette extérieure ($DEBT$), décalé d'une période;

En utilisant l'analyse des données de panel sur deux périodes différentes (1975-81 et 1982-87), le résultat empirique fondamental de Greene et Willanueva (1991) est que l'investissement public affecte positivement l'investissement privé à travers les 23 pays de l'échantillon quelle que soit la période retenue. En effet, comme l'indiquent les deux auteurs (Greene et Willanueva, 1991 : 47), *"le coefficient estimé du ratio au PIB de l'investissement public ($IPUB/Y$) est positif et significatif, suggérant que dans cet échantillon de pays en développement, l'investissement du secteur public est complémentaire à l'activité d'investissement du secteur privé"*. Toutefois, on remarque que le coefficient du ratio au PIB de l'investissement public passe de 0,359 en 1975-81 à 0,061 seulement en 1982-1987. Ceci suggère à notre sens que l'investissement public durant la phase antérieure à la crise de l'endettement international était concentré dans des activités complétant l'investissement privé alors que, durant la sous - période postérieure à la crise de la dette, les décideurs de la politique économique dans les 24 pays de l'échantillon comptaient beaucoup sur la réduction des dépenses d'investissement public qui complètent plutôt qu'évincent l'investissement privé. La raison réside tout simplement dans le fait que certaines dépenses d'investissement sont faciles à réduire que d'autres. Un autre résultat empirique important réside dans le fait que le coefficient du stock de la dette extérieure est négatif et statistiquement différent de zéro, suggérant que le surendettement public décourage les investisseurs privés et étrangers. En effet, ce résultat empirique est intimement lié à la *courbe Laffer de la dette publique* (voir Claessens et Diwan, 1989 ; Pattillo et al., 2002). L'essentiel de cette courbe réside dans le fait que plus la valeur faciale de la dette est grande, moins les créanciers peuvent espérer un repaiement intégral. Dès qu'on dépasse un certain maximum de la valeur des remboursements anticipés, on se trouve dans une situation où plus l'endettement est important, moins le pays repaie. Ainsi, de même qu'un Etat peut accroître ses recettes fiscales en réduisant les taux d'imposition, les créanciers peuvent accroître les remboursements en allégeant le fardeau de la dette. Ainsi, comme le montre Hechler (1993 : 21), la courbe Laffer de la dette *"suggère donc implicitement l'apparition d'une désincitation pour le pays à augmenter sa capacité de repaiement à partir d'un certain niveau d'endettement. En effet, dès l'instant où le pays débiteur ne peut plus assurer le service de la dette prévu par le contrat, les créanciers*

cherchent à extraire le maximum en se basant sur des indicateurs de la capacité de repaiement tels que les recettes d'exportations du pays, etc. Les repaiements de la dette sont donc directement reliés aux performances économiques du pays débiteur. Lorsque les agents économiques prennent des mesures destinées à restaurer leur compétitivité, réduire leurs dépenses, rendre leurs investissements plus productifs, ils n'en profitent que partiellement. Les ressources supplémentaires ainsi créées sont en effet extraites par les créditeurs. Des repaiements liés directement à la performance économique du pays ne motivent plus les agents économiques à investir ou à prendre des mesures d'ajustement. L'effort d'extraction maximale de la part des créditeurs diminue implicitement les marges effectives des projets, ce qui provoque des distorsions au niveau des incitations à investir. Il importe ainsi de noter qu'un service de la dette très accru agit comme une taxe distorsionnaire sur l'investissement privé. En premier lieu, l'investissement public complémentaire à l'investissement privé peut chuter pour des raisons de liquidité, dues à l'accroissement du service de la dette. En deuxième lieu, dans des pays où une grande partie de la dette extérieure est garantie par l'Etat, les agents économiques privés peuvent anticiper un transfert de ressources du privé vers la public en vue d'augmenter la capacité de remboursement de la dette par le secteur public. Le résultat serait alors une distorsion dans le comportement des investisseurs privés puisque les taux de rendement après prélèvement fiscal anticipé diminueraient".

Un autre important résultat empirique du modèle de Greene et Willanueva (1991 : 49) réside dans le fait que *"le coefficient estimé du taux d'intérêt réel est négatif et statistiquement significatif"*. Ce résultat empirique semble ainsi plus compatible avec le modèle néoclassique d'investissement qu'avec l'hypothèse de Mckinnon et Shaw en ce sens qu'il suggère que les taux d'intérêt réels au sein de l'échantillon de pays induisent un déclin de l'investissement privé en augmentant le coût d'usage du capital (hypothèse néoclassique) et non pas une promotion de l'investissement privé à travers l'encouragement de l'épargne nécessaire (hypothèse de Mckinnon et Shaw)¹.

1.1.2.2: Les études empiriques récentes consacrées à certains pays en voie de développement

De rares arguments empiriques pour les pays en développement divergent sur la question de la relation entre l'investissement public et l'investissement privé. Certaines études empiriques en la matière confirment l'idée suivant laquelle l'effet dépendrait du degré de complémentarité ou de substituabilité entre l'investissement public et l'investissement privé (voir notamment Khan et Reinhart, 1990; Aschauer et Lächler, 1998, Gupta et al., 2002).

Parmi certaines études de cas, nous avons recensé deux travaux offrant des arguments favorables à une relation positive et statistiquement significative entre l'investissement public et l'investissement privé. Selon ces deux études de cas, l'investissement public stimule l'investissement privé au Pakistan (Haque et Montiel, 1991, 1994) et au Zimbabwe (Morandé

¹- Il est à noter dans ce cadre que les déficits publics peuvent avoir des effets indirects sur la consommation et l'investissement privés si les taux d'intérêt réels augmentent en réponse à un financement élevé des déficits par le recours à l'endettement public domestique (voir deuxième partie, chapitre II). Or, la théorie économique prédit que les taux d'intérêt réels auront un effet ambigu sur la consommation privée. En revanche, l'investissement privé devrait normalement chuter en réponse à des taux d'intérêt réels élevés. D'ailleurs, des arguments empiriques pour certains pays en développement soutiennent l'idée selon laquelle la consommation privée est insensible aux taux d'intérêt réels (Giovannini, 1983, 1985; Corbo and Schmidt-Hubbell, 1991; Schmidt-Hebbell, Webb and Corsetti, 1992; Rossi, 1996). Il est toutefois surprenant que certaines études empiriques révèlent que l'investissement privé est peu sensible aux taux d'intérêt réels dans les pays en développement (voir par exemple, Rama, 1993; Servén et Solimano, 1993; Easterly, Rodriguez and Schmidt-Hebbell, 1989; 1994). Cependant, Haque, Lahiri et Montiel (1990) ont montré que le taux d'intérêt est négativement et très significativement lié au taux d'investissement privé dans le cadre d'un modèle macro-économique à équations multiples, estimé pour 31 pays en développement durant la période postérieure à la deuxième guerre mondiale et s'étendant jusqu'à la fin des années 80.

and Schmidt-Hebbel, 1991, 1994). D'autres études de cas estiment que l'investissement public évince l'investissement privé comme au Chili (Marshall et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994), en Colombie (Easterly, 1991, 1994), au Ghana (Islam et Wetzel, 1991) et au Mexique (Alberro-Semerena, 1991; Aschauer et Lächler, 1998).

Haque et Montiel (1991, 1994) ont régressé le ratio au PIB du stock du capital privé sur le ratio au PIB du stock du capital public, le coût du loyer de l'argent et des variables auxiliaires (*dummy variables*). Leurs résultats empiriques révèlent que le ratio au PIB du stock de capital public affecte positivement le ratio au PIB du stock du capital privé.

En revanche, Morandé et Schmidt-Hebbel (1991, 1994) ont spécifié une fonction du ratio au PIB de l'investissement privé dépendant de certaines variables néoclassiques comme les profits des entreprises, des variables de coûts, des contraintes d'emprunt ainsi que des déterminants de risque. Ils concluent (Morandé et Schmidt-Hebbel, 1994 : 492) que *"le rôle significatif du ratio à l'output du stock du capital public (...) suggère une complémentarité forte entre le capital public et le capital privé à Zimbabwe"*.

Marshall et Schmidt-Hebbel (1994) ont utilisé le même cadre empirique que Morandé et Schmidt-Hebbel (1991, 1994). Néanmoins, pour le cas du Chili, les deux auteurs (Marshall et Schmidt-Hebbel, 1994 : 202) concluent qu'ils n'ont trouvé *"aucun argument favorable à l'effet d'entraînement de l'investissement public sur l'investissement privé. Le ratio au PIB du stock du capital public tend à réduire la formation du capital privé, suggérant que l'investissement public concurrence la formation du capital privé"*.

Quant à Easterly (1994), pour le cas colombien, il a régressé le ratio au PIB de l'investissement privé sur les ratios au PIB du stock du capital privé et du stock du capital public, en plus d'autres variables explicatives. Les résultats empiriques d'Easterly (1994 : 240) montrent que *"le ratio au PIB du stock du capital public agit négativement sur le ratio au PIB de l'investissement privé et son coefficient est généralement significatif... Ceci suggère qu'il existe une substituabilité forte entre les activités où le secteur public investit et l'activité du secteur privé. Un capital public accru aurait réduit la part du capital privé dans l'économie ou aurait vraisemblablement diminué le taux de rendement du capital privé. La relation négative entre le capital privé et le capital public offre une confirmation statistique à l'hypothèse suivant laquelle le déclin de l'investissement privé est lié en partie à la croissance séculaire du secteur public en Colombie"*.

Pour le cas particulier du Ghana, l'étude empirique d'Islam et Wetzel (1991, 1994) confirme également l'existence d'un effet d'éviction de l'investissement privé par l'investissement public. Les deux auteurs (Islam et Wetzel, 1994 : 333-334) notent que *"l'équation de l'investissement privé estimée pour le Ghana semble confirmer ce qui serait attendu de l'analyse de l'économie ghanéenne. Dans l'équation, le flux du crédit au profit du secteur privé a été utilisé comme proxy pour les contraintes de liquidité qu'affrontent les investisseurs... L'investissement public, les recettes fiscales sur les entreprises et la variable représentant les contraintes de liquidité sont tous statistiquement significatifs. Le coefficient négatif pour l'investissement public semble indiquer que l'investissement du secteur public au Ghana supplante souvent l'investissement privé. Ce résultat n'est pas surprenant puisque, traditionnellement, les politiques publiques au Ghana n'encouragent pas l'investissement privé"*.

Pour le cas particulier du Mexique, Aschauer et Lächler (1998) montrent que l'investissement public évince l'investissement privé. Les deux auteurs ont régressé l'investissement privé sur l'investissement public, le PNB et d'autres variables, surtout budgétaires (recettes publiques, consommation publique). N'étant pas stationnaires en

niveaux, toutes les variables ont été introduites en premières différences. Ils notent (Aschauer et Lächler, 1998 : 7) que *"l'investissement public a un impact négatif et significatif sur l'investissement privé. En outre, la taille de l'effet d'éviction est significative... les coefficients estimés de la consommation publique et des recettes publiques ont le mauvais signe mais ne sont pas statistiquement significatifs. Ce résultat empirique suggère que l'investissement public a un effet d'éviction fort sur l'investissement privé... même si une grande incertitude entache la taille réelle du coefficient associé à l'investissement public, ce coefficient est partout inférieur à 1 dans toutes les régressions, impliquant que l'expansion de l'investissement public induirait une expansion de l'investissement total... En d'autres termes, une expansion de l'investissement public aurait encore un effet positif sur l'accumulation du capital au niveau global qui, en l'absence d'un déclin de la productivité, induirait une croissance économique rapide"*.

1.2- Estimation des effets de la politique budgétaire sur l'investissement privé et la croissance économique au Maroc

la problématique des liens entre l'investissement privé et la croissance économique d'une part et la politique budgétaire d'autre part est encore plus épineuse dans le cas particulier du Maroc en raison de la rareté, voire de l'inexistence, d'études empiriques en la matière et des difficultés qui émergent lors de la collecte, du traitement et de l'interprétation des données statistiques. Nous essaierons toutefois d'affronter, autant que faire ce peut, les difficultés existantes, en vue de spécifier et d'estimer des relations de comportement de l'investissement privé et de la croissance économique dans le cas marocain.

1.2.1: Variables budgétaires et investissement privé au Maroc : des approches en termes de flux et de stocks de capital

Dans ce qui suit, nous tenterons de démontrer comment l'investissement privé au Maroc réagit à l'investissement public, à la consommation publique et à la fiscalité avant d'estimer la relation entre l'investissement privé et le stock de capital public.

1.2.1.1: Réaction positive de l'investissement privé à l'investissement public et son éviction par la consommation publique et la fiscalité

En s'inspirant de Rodriguez (1994) et d'Aschauer et Lächler (1998), une approche simple consiste à régresser le ratio au PNB de l'investissement privé sur les ratios au PNB retardés d'une période des dépenses et des recettes publiques totales. Il est à noter toutefois que cette spécification agrège trop les dépenses et les recettes publiques. Notre démarche consiste ici à désagréger les dépenses totales en composantes "investissement" et "consommation" publiques (dont les ratios au PIB s'écrivent respectivement *ipub* et *cpub*) et de ne considérer parmi les recettes publiques que celles concernant la fiscalité sur les entreprises (dont le ratio au PIB s'écrit ici *ientr*). En outre, nous estimons que le taux de change réel des biens d'investissement (λ_I) est susceptible d'affecter l'investissement privé à travers l'impact de la dévaluation (ou de la surévaluation) réelle sur la dépense privée en biens d'investissement¹.

¹- Nous estimons que la politique budgétaire peut affecter indirectement l'investissement privé à travers son impact sur le taux de change réel (voir chapitres II de la troisième partie, présentant une analyse empirique des effets des déficits publics sur les variables du coût de l'extérieur). Nous pensons toutefois que le taux de change réel agrégé (même le taux de change réel effectif) ne serait pas la meilleure mesure du taux de change réel pour les biens d'investissement. Comme nous l'avons déjà montré lors de l'étude du comportement de la consommation privée au Maroc, le taux de change réel est communément défini comme étant un rapport entre les prix des biens échangeables et les prix des biens non échangeables. Or, pour chaque catégorie de biens, il serait possible de calculer un taux de change réel spécifique. La démarche est similaire à celle que nous avons adoptée lors des développements concernant les effets de la politique

Nous estimons que les contraintes de liquidité peuvent également affecter l'activité de l'investissement privé à travers l'impact du volume du crédit accordé au secteur privé (dont le ratio au PIB s'écrit ici *cred*). Enfin, nous estimons que le coût du loyer du capital (r_L) pourrait affecter l'investissement privé parce que cette variable permet d'estimer le coût réel relatif de l'argent. En s'inspirant de Haque et Montiel (1994), nous construisons cette variable en multipliant le taux d'intérêt réel par le logarithme népérien du rapport entre le déflateur de l'investissement intérieur brut fixe et le déflateur du PIB¹. En raison de l'inexistence d'une série suffisamment longue pour le taux d'intérêt réel prêteur qui est la variable adéquate, nous avons estimé le taux d'intérêt réel par le taux réel sur les dépôts (nous supposons que les taux prêteurs suivent une évolution proportionnelle à celle des taux sur les dépôts). L'estimation du modèle montre que l'impact du coût du loyer de l'argent est négatif mais il n'est pas statistiquement significatif (coefficient = -0,07; t - statistic = -0,80; probabilité = 0,42)². Enfin, en vue de prendre en considération les spécificités de l'économie marocaine, une variable auxiliaire, *DUM*, captant l'impact de la sécheresse sur l'investissement, est intégrée parmi les variables explicatives (pour plus de détails sur la construction de cette variable auxiliaire, voir la première section du présent chapitre, réservée à l'étude de l'impact de la politique budgétaire sur la consommation privée). Il n'existe pas malheureusement de séries temporelles sur l'investissement privé dans le cas particulier du Maroc. La différence entre l'investissement intérieur brut fixe et les dépenses publiques d'investissement donne une estimation de l'investissement privé et semi-public intérieur. Dans nos estimations, c'est cette différence qui sera régressée sur ses déterminants fondamentaux. Il importe de noter que

budgétaire sur la consommation privée au Maroc. En ce sens, notre mesure du taux de change réel des biens d'investissement se fait en trois étapes. Premièrement, nous calculons un indice des prix des biens d'équipement importés en travaillant sur les séries du commerce extérieur marocain qui fournissent les indices de valeurs moyennes des biens importés. La série de l'indice des biens d'équipement importés étant très hétérogènes, nous l'avons ramenée à une base commune. Deuxièmement, nous avons calculé le déflateur de l'investissement intérieur brut fixe (IIBF) en divisant l'IIBF aux prix courants par l'IIBF aux prix constants (évidemment, ce dernier doit être ramené à la même base que l'indice des prix des biens d'investissement importés). Troisièmement, en approximant les prix des biens d'investissement non échangeables par le déflateur de l'IIBF, nous obtenons le taux de change réel des biens d'investissement importés en divisant l'indice des prix des biens d'investissement importés par le déflateur de l'IIBF.

¹ - Il faut toutefois noter que Haque et Montiel (1994 : 441) ont construit cette variable en multipliant le taux d'intérêt réel non pas par le logarithme népérien du rapport entre les deux déflateurs mais par le rapport lui-même. Leur modèle s'écrit sur la période 1971-1988 :

$$K^P/Y = -0,07 - 1,26r^K + 2,06K^G/Y - 0,09DUM; \quad R^2 = 0,90; \quad \text{Durbin-Watson} = 2,26$$

(-0,25) (-5,33) (3,78) (-2,79)

où K^P est le stock estimé du capital privé, r^K est le coût du loyer de l'argent tel qu'il est estimé, K^G est le stock estimé du capital public et *DUM* est une variable auxiliaire représentant la période postérieure au gouvernement de Zulfakar Ali Bhutto (1977-1988). A notre sens, en plus de l'hypothèse simplificatrice suivant laquelle le ratio initial au PIB du stock du capital agrégé est de 2, avec une part relative du stock du capital public égal à 30% et un taux de dépréciation de 10 % pour le stock agrégé et 5% pour le capital privé, l'estimation du coût du loyer du capital est, à notre sens, inadéquate. Il faut estimer le coût du loyer du capital en multipliant le taux d'intérêt réel (r) par le logarithme népérien du rapport des déflateurs de l'investissement (P) et du PIB (P) et non pas par le rapport des deux déflateurs. En ce sens, lors de l'estimation, le coefficient associé au coût du loyer de l'argent sera sensiblement égal à : $d(K^P) / (\hat{r} + \hat{P}_I - \hat{P})$. où le chapeau sur chaque variable indique un taux de croissance. Il s'agit là de la meilleure estimation du coefficient parce qu'elle indique la variation du stock de l'investissement privé en proportion du PIB lorsque le coût relatif des biens d'investissement varie.

² - Comme le révèlent certaines études pour les pays en développement (voir par exemple, Rama, 1993; Servén et Solimano, 1993; Easterly et Schmidt-Hebbel, 1994), l'investissement privé est peu sensible aux taux d'intérêt réels. Pour le cas du Maroc, de rares études empiriques, effectuées notamment par la Banque Mondiale, estiment que ce qui affecte l'accumulation du capital au Maroc serait le coût réel du capital au sens large et non pas le taux d'intérêt réel au sens strict du terme. Selon la Banque Mondiale (1990), le coût réel du capital dans le cas marocain devrait agréger de l'information sur les taux d'intérêt, les prix des biens d'investissement par rapport au niveau général des prix, la fiscalité sur les entreprises, la baisse des prix des biens d'investissement induite par le système des incitations financières et fiscales offertes aux investisseurs et la dépréciation du taux de change. En utilisant des données de la Banque Mondiale (1990), Faini (1994 : 392) a pu estimer un impact négatif du coût réel du capital sur l'investissement privé au Maroc. Les données sont toutefois disponibles sur une période moins longue (1974-1988) ce qui implique que les résultats de Faini (1994) doivent être interprétés avec beaucoup de précaution. Dans d'autres études empiriques pour les pays en développement, la variable utilisée est le coût d'usage du capital. Bien que ce dernier doit normalement intégrer les incitations à l'investissement en plus des prix des biens d'investissement et du taux d'intérêt, certaines études empiriques (voir par exemple, Marshall et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994; Mourandé et Schmidt-Hebbel, 1991, 1994) l'ont estimé par une agrégation du taux d'intérêt et des prix relatifs des biens d'investissement (ces prix relatifs sont estimés par le rapport entre les prix des biens d'investissement et le niveau général des prix).

l'effet de l'investissement public sur l'investissement privé ne se fait sentir qu'après un certain temps. Comme nous le verrons ci dessous, un tel effet retardé est pris en considération dans le cadre de cette analyse empirique.

En éliminant le coût du loyer du capital qui n'est pas statistiquement significatif et en réestimant le modèle sur la période 1967-1996, l'équation finale s'écrit :

$$\begin{aligned} invpr_t = & 0,11 + 0,54ipub_{t-1} - 0,96cpub_{t-1} - 1,49ientr_{t-1} \\ & (4,60) \quad (1,95) \quad (-2,40) \quad (-3,75) \\ & + 0,34cred_t - 0,008DUM_t - 0,05Log(\lambda_{I_t}) \\ & (6,08) \quad (-3,72) \quad (-2,20) \end{aligned} \quad (14)$$

$R^2 = 0,82$; R^2 ajusté = 0,77; F-statistic = 16,395 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 1,97;
test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 0,116 (prob. = 0,944); test d'hétéroscédasticité
de White : F-statistic = 1,007 (prob. = 0,49), nombr. d'observations * $R^2 = 12,48$ (prob. = 0,41);
test de prévision de Chow (pour 1996) : F-statistic = 0,41 (prob. = 0,53);
ratio du Log de vraisemblance = 0,56 (prob. = 0,454)

Comme attendu, les dépenses publiques d'investissement affectent positivement l'investissement privé comme le montre le signe positif et statistiquement significatif du coefficient associé à la variable $ipub_{t-1}$, suggérant que l'investissement public dans le cas marocain est concentré surtout dans des activités complétant l'accumulation du capital privé. Une augmentation des dépenses d'investissement public de deux points de pourcentage du PIB en période $t-1$ induirait en période courante, une augmentation de l'investissement privé de l'ordre de 1,08 points de pourcentage du PIB. En revanche, les dépenses publiques de consommation évincent l'investissement privé comme le révèle le signe négatif et statistiquement très significatif de la variable $cpub_{t-1}$, suggérant que les gros salaires et les dépenses de gaspillage au sein du secteur public ont beaucoup influencé l'activité de l'investissement privé au Maroc durant la période. Une augmentation de la consommation générale de l'Etat en période $t-1$ d'un point de pourcentage du PIB entraînerait une chute de l'investissement privé de 0,96 point de pourcentage du PIB. Suivant le test standard de Wald, une telle proportion n'est pas statistiquement différente de l'unité (F - statistic = 0,008, probabilité = 0,93; $\chi^2 = 0,008$; probabilité = 0,93), suggérant que toute augmentation des dépenses de consommation générale de l'Etat équivaldrait *exactement* à une chute de l'investissement privé dans les mêmes proportions! Il est très probable que ce genre de dépenses publiques est lié au phénomène de la fuite des capitaux : toute hausse des dépenses de consommation générale de l'Etat vient enrichir les grands détenteurs de traitements et de salaires publics investissant leur "patrimoine" à l'étranger (si on ajoute à ces sommes substantielles, les sommes dilapidées par le biais de la corruption, la taille des ponctions opérées sur les ressources financières disponibles deviendra peut-être faramineuse et son impact sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé serait plus accentuée). A en croire les chiffres de la Banque Mondiale, la consommation générale de l'Etat (*general government consumption* dans le jargon des institutions de Bretton Woods) dépasse 6 (six) milliards de dollars en 1997, soit près de 18% du PIB¹, dont les salaires et traitements publics occupent une part de plus de 65%, soit 12% du PIB environ. En moyenne annuelle sur 38 ans (période 1960-1997), la consommation générale de l'Etat est de l'ordre de 2,6 milliards de dollars, dont presque 1,8 milliard pour les salaires et les traitements publics.

¹ - En comparaison avec d'autres pays en développement, la consommation générale de l'Etat en 1997 est de 12,25% du PIB en Turquie, 12% au Pakistan, 8% en Egypte, 8,30% au Mexique et 11,70% du PIB en Syrie.

Comme attendu, les impôts sur les entreprises (*corporate tax*) ont un impact négatif et statistiquement très significatif sur l'investissement privé. Une augmentation des impôts sur les entreprises d'un demi point de pourcentage du PIB induirait une chute de l'investissement privé d'environ 0,74 point de pourcentage du PIB, suggérant que la politique budgétaire affecte plus ou moins substantiellement l'investissement à travers la fiscalité.

Comme attendu, le coefficient associé à la variable *cred* est positif et statistiquement très significatif impliquant que les contraintes de liquidité affectent significativement l'investissement à travers le montant du crédit accordé au secteur privé par les institutions bancaires et non bancaires. Une augmentation du crédit bancaire de 3 points de pourcentage du PIB entraînerait une amélioration de l'investissement privé de l'ordre d'un point de pourcentage du PIB, suggérant que l'investissement privé au Maroc est sensible aux contraintes de liquidité.

Comme attendu, l'impact des conditions climatiques sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé est négatif comme l'atteste le coefficient négatif et statistiquement très significatif de la variable *DUM*. Commençant à une année de très bonne récolte ($DUM = 0$), une sécheresse catastrophique l'année suivante induirait une chute de l'investissement privé de 4 points de pourcentage du PIB. Commençant en une année agricole moyenne ($DUM = 2$), une sécheresse catastrophique l'année suivante entraînerait une baisse de l'investissement privé de 2,4 points de pourcentage du PIB. Ces résultats révèlent combien la manne du ciel pèse lourdement sur l'activité de l'investissement au sein du secteur privé.

Enfin, comme le montre le signe négatif et statistiquement significatif (au seuil de 3,85%) de la variable (λ_{I_t}) , c'est-à-dire le ratio de l'indice des prix des biens d'équipement importés au déflateur de l'investissement intérieur brut fixe, qui est notre mesure du taux de change réel des biens d'investissement, affecte négativement l'accumulation du capital privé. Ce résultat ne devrait pas nous surprendre dès lors qu'une augmentation des prix des biens d'équipement importés plus rapide que celle des prix de l'investissement intérieur brut fixe décourage l'importation des biens d'équipement nécessaires pour l'activité de l'investissement privé (effet négatif de la dévaluation réelle). Une dévaluation du taux de change réel des biens d'investissement de 5% induirait une chute de l'investissement privé de d'un quart de point de pourcentage du PIB.

1.2.1.2: Un investissement privé entraîné par le stock de capital public

L'un des inconvénients majeurs des études empiriques portant sur l'effet des dépenses publiques en capital sur la dépense privée en investissement réside dans le fait qu'elles se contentent de mesurer l'investissement en termes de flux. Dans ce qui suit, nous tenterons de déterminer l'impact du stock de capital public sur l'investissement privé dans le cas marocain.

Nous proposons d'améliorer notre analyse empirique en nous inspirant d'Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbell (1989, 1994), Solimano (1992) et Schmidt-Hebbell et Müller (1992). Selon ces auteurs, l'investissement privé dépend, entre autres, du stock permanent du capital privé, du stock du capital public retardé, des variables fiscales et du taux de change réel. Comme nous l'avons déjà fait dans nos analyses empiriques qui précèdent, la variable fiscale est estimée par les impôts sur les entreprises et le taux de change réel est mesuré par le rapport entre l'indice des prix des biens d'équipement importés et le déflateur de l'investissement intérieur brut fixe. Des problèmes de mesure se posent surtout au niveau des stocks de capital public et privé. Dans ce cadre, trois procédés alternatifs ont été envisagés :

- les stocks de capital public et privé peuvent être estimés en utilisant la méthode de l'inventaire permanent. Les calculs peuvent se faire en utilisant le stock de capital total et la part relative de l'investissement public dans l'investissement total. Il est supposé que le stock de capital public au milieu de la période est égal au stock de capital total multiplié par la part relative moyenne sur la période de l'investissement public dans l'investissement total. Ensuite, on extrapole après le milieu de la période ou on rétroprojette avant le milieu de la période en conformité avec la méthode de l'inventaire, en choisissant un taux de dépréciation du capital (voir Nehru et Dareshwar 1994; Dessus et Herrera, 1996). Formellement, on peut écrire :

$$\begin{aligned} \gamma &= \frac{1}{T} \cdot \sum (I_{pub_t} / I_t) \\ K_{pub_m} &= \gamma \cdot K_m \\ K_{pub_t} &= (1 - \delta) \cdot K_{pub_{t-1}} + I_t \end{aligned} \quad (14.1)$$

où λ est la part relative de l'investissement public (I_{pub}) dans l'investissement total (I), K_m est le stock du capital total au milieu de la période, K_{pub_m} est le stock du capital public au milieu de la période et δ est un taux de dépréciation du capital choisi *a priori*.

Malheureusement, en raison de l'indisponibilité des données sur le stock du capital total au Maroc, il est impossible d'utiliser cette intéressante méthodologie.

- On peut construire les séries des stocks de capital public et privé en supposant que le ratio initial capital/PIB soit égal à une certaine valeur et en choisissant un taux de dépréciation pour le stock du capital. Cette méthode a été utilisée par Haque et Montiel (1994 : 441) pour le cas du Pakistan. Il s'agit là d'une méthode simpliste puisqu'elle est basée sur des valeurs choisies *a priori* pour les stocks de capital au début de la période.
- Une autre alternative consiste à déterminer le ratio au PIB initial du stock du capital public en divisant le ratio moyen sur la période de l'investissement public par la somme du taux de croissance moyen et du taux de dépréciation du capital. Cette méthodologie qui a été appliquée au cas de la Colombie par Easterly (1994) peut être également utilisée pour déterminer le stock initial du capital privé. C'est cette méthodologie que nous avons utilisée pour calculer les stocks de capital public et privé dans le cas marocain en choisissant un taux de dépréciation du capital égal à 3% (Nehru et Dareshwar, 1994, ont choisi un taux de dépréciation égal à 4% pour tous les pays en développement concernés par la base de données sur les stocks de capital qu'ils ont construite). Premièrement, nous calculons le ratio initial du stock du capital. Deuxièmement, nous multiplions ce ratio par le PIB et extrapolons après la période initiale en utilisant l'équation 22.4 (les données brutes sont puisées dans *International Financial Statistics*, divers numéros et *World Development Indicators*, CD-ROM, 1999).

En s'inspirant en partie d'Easterly, Rodríguez et Schmidt-Hebbel (1989, 1994), Solimano (1992) et Schmidt-Hebbel et Müller (1992), le ratio au PIB de l'investissement privé dépend des ratios au PIB du stock permanent du capital privé (K_{pp})¹, du stock du capital public retardé ($K_{pub,t-1}$), des impôts sur les entreprises retardés ($IENTR_{t-1}$) et du taux de change réel des biens d'équipement importés (λ_t), mesuré comme dans les analyses empiriques précédentes, par le rapport entre l'indice des prix des biens d'équipement importés et le déflateur de l'investissement intérieur brut fixe². En raison de l'impact que les conditions

¹ Le stock permanent anticipé du capital privé est estimé en utilisant l'approche des anticipations partiellement parfaites. Suivant cette approche, K_{pp} peut s'écrire : $K_{pp} = (K_{p_t} + K_{p_{t+1}} + K_{p_{t+2}}) / 3$.

² Notre mesure du taux de change réel des biens d'investissement est la plus adéquate, semble-t-il. Ce taux est un rapport entre deux indices de prix : les prix des biens d'équipement importés au numérateur, qui est en fait l'indice du produit des prix des importations des

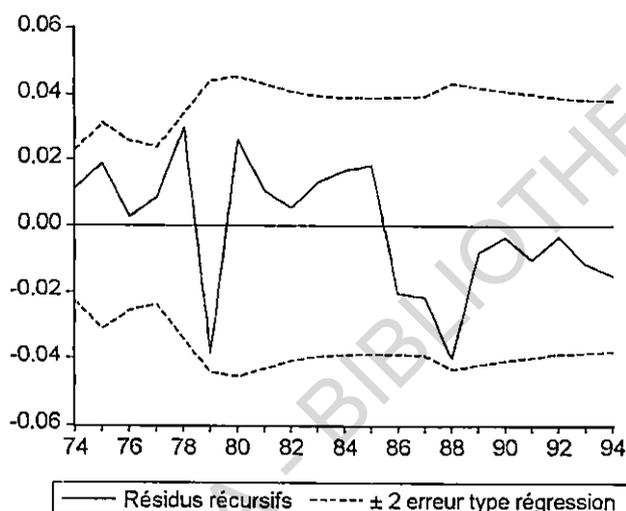
climatiques pourraient jouer dans l'évolution de l'investissement privé, nous introduisons une variable auxiliaire, DUM_t , dont la mesure est similaire à celle que nous avons adoptée dans les analyses empiriques précédentes. Sur la période 1967-1996, nous aurons¹ :

$$\frac{Ip_t}{Y_t} = 0,07 + 0,07 \frac{K_{pub,t-1}}{Y_{t-1}} + 0,08 \frac{KPP_t}{Y_t} - 1,42 \frac{IENTR_{t-1}}{Y_{t-1}} - 0,04 \text{Log}(\lambda_{1,t}) - 0,005 DUM_t \quad (14.2)$$

(3,20) (1,72) (3,97) (-3,12) (-1,76) (-2,03)

$R^2 = 0,78$; R^2 ajusté = 0,73; F-statistic = 14,65 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 1,78;
 test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 0,59 (prob. = 0,745); test d'hétéroscédasticité
 de White : F-statistic = 0,66 (prob. = 0,74), nombre d'observations * $R^2 = 7,90$ (prob. = 0,64);
 test de prévision de Chow (pour 1994) : F-statistic = 0,62 (prob. = 0,44);
 ratio du Log de vraisemblance = 0,824 (prob. = 0,364)

Test de stabilité (*estimations récursives*) :



Comme attendu, l'impact du capital public en période $t-1$ sur l'investissement privé courant est positif et statistiquement différent de zéro (à un seuil inférieur à 10%), suggérant que le capital public a un effet d'entraînement retardé sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé. Une augmentation du stock du capital public de 2 points de pourcentage du PIB en période $t-1$ induirait une augmentation de l'investissement privé courant de 0,14 point de pourcentage du PIB. Ce résultat révèle que le capital public au Maroc est concentré plus dans les activités complétant l'activité de l'investissement privé que dans celles qui la concurrencent. Le coefficient du stock permanent du capital privé, qui est positif et

biens d'investissement par le taux de change nominal (et donc une approximation des prix extérieurs des biens d'équipement), et les prix de l'investissement intérieur brut fixe (IIBF), qui est en fait le déflateur de l'IIBF (et donc une approximation des prix intérieurs des biens d'investissement). En somme, notre mesure du taux de change réel des biens d'investissement est une estimation du produit du taux de change nominal par le rapport entre les indices des prix extérieurs et intérieurs des biens d'investissement, ce qui est bien la définition communément admise d'un taux de change réel spécifique. A notre sens, une telle mesure du taux de change réel est même préférable au taux de change réel effectif très utilisé dans la littérature. Ce taux de change réel est d'abord trop global parce qu'il ne distingue pas entre les divers biens. Ensuite, il pondère le taux de change réel par le poids des principaux partenaires commerciaux dans le commerce extérieur du Maroc sans faire attention à la monnaie de facturation des exportations et des importations (à titre d'exemple, une grande partie des biens importés ou exportés est facturée en dollars américains même si la part des USA dans le commerce extérieur du Maroc est relativement faible par rapport aux autres partenaires commerciaux, essentiellement certains pays de l'Union Européenne). Ce raisonnement peut être généralisé au taux de change réel des biens de consommation et à tout autre taux de change réel spécifique.

1 - Il est à noter que le nombre d'observations est toutefois moins élevé en raison de la méthode utilisée pour mesurer le stock permanent anticipé du capital privé (perte d'une observation) et de l'introduction des impôts sur les entreprises et du stock du capital public en valeurs retardées (perte d'une observation).

statistiquement très significatif (au seuil de 0,007%), est de la même ampleur que le coefficient associé au stock du capital public retardé. Une augmentation du stock permanent du capital privé de 2 points de pourcentage entraînerait une amélioration de l'investissement privé de 0,16 point de pourcentage du PIB.

Le capital public a-t-il un effet à court ou à long terme sur l'investissement privé? Nous estimons que seule une analyse empirique utilisant les innovations récentes en séries temporelles permettra de répondre à cette question. Les tests de racine unitaire indiquent que les variables Ip/Y , $Kpub/Y$, Kpp/Y et $IENTR/Y$ sont toutes intégrées d'ordre 1, les autres variables étant intégrées d'ordre 0. Dès lors, les quatre variables peuvent être cointégrées. Justement, le test de cointégration de Johansen révèle que Ip/Y , $Kpub$, Kpp et $IENTR$ sont cointégrées et que le vecteur de cointégration est unique (valeur d'Eigen = 0,74, ratio de vraisemblance = 53,77, valeur critique au seuil de 5% = 47,21). Dès lors, le modèle à correction d'erreur peut s'écrire :

$$\begin{aligned} \Delta(Ip_t/Y_t) = & 0,07 - 0,02\Delta(Kpub_{t-1}/Y_{t-1}) + 0,06(Kpub_{t-2}/Y_{t-2}) + 0,08\Delta(KPP_t/Y_t) + 0,06(KPP_{t-1}/Y_{t-1}) \\ & (2,54)(-0,17) \quad (1,45) \quad (0,72) \quad (2,34) \\ -1,12\Delta(IENTR_{t-1}/Y_{t-1}) & -1,57(IENTR_{t-2}/Y_{t-2}) - 0,05Log(\lambda_t) - 0,006DUM_t - 0,85(Ip_{t-1}/Y_{t-1}) \quad (14.3) \\ (-1,92) \quad (-1,70) \quad (-2,07) \quad (-1,71) \quad (-3,84) \end{aligned}$$

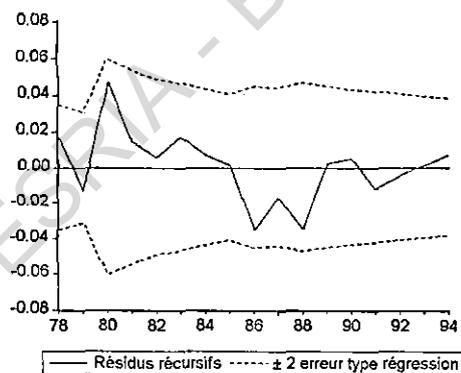
$R^2 = 0,69$; R^2 ajusté = 0,52; F-statistic = 4,13 (prob. = 0,055); Durbin-Watson = 2,07;

test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 3,53 (prob. = 0,18);

test de prévision de Chow (pour 1994) : F-statistic = 0,114 (prob. = 0,74);

ratio du Log de vraisemblance = 0,192 (prob. = 0,66)

Test de stabilité (*estimations récursives*) :

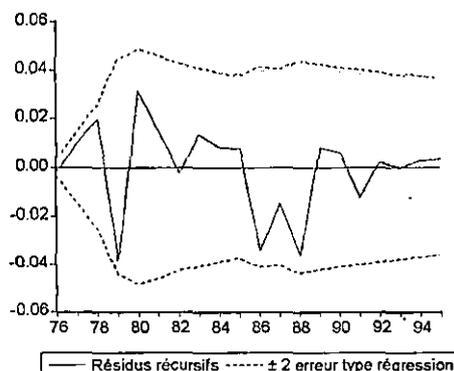


Puisque les stocks de capital exprimés en premières différences ne sont pas statistiquement significatifs, nous les avons éliminés de l'équation finale; ce qui donne :

$$\begin{aligned} \Delta\left(\frac{Ip_t}{Y_t}\right) = & 0,078 + 0,07\left(\frac{Kpub_{t-2}}{Y_{t-2}}\right) + 0,06\left(\frac{KPP_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) \\ & (3,12) \quad (1,80) \quad (2,51) \\ -1,16\Delta\left(\frac{IENTR_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) & -1,72\left(\frac{IENTR_{t-2}}{Y_{t-2}}\right) - 0,05Log(\lambda_t) - 0,004DUM_t - 0,87\left(\frac{Ip_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) \quad (14.4) \\ (-2,62) \quad (-2,49) \quad (-2,32) \quad (-1,84) \quad (-4,62) \end{aligned}$$

$R^2 = 0,675$; R^2 ajusté = 0,562; F-statistic = 5,93 (prob. = 0,0008); Durbin-Watson = 2,01;
 test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 1,88 (prob. = 0,39); test d'hétéroscédasticité
 de White : F-statistic = 0,752 (prob. = 0,70), nombre d'observations * $R^2 = 12,53$ (prob. = 0,564);
 test de prévision de Chow (pour 1995) : F-statistic = 0,03 (prob. = 0,864);
 ratio du Log de vraisemblance = 0,044 (prob. = 0,833)

Test de stabilité (*estimations récursives*)



Comme attendu, le coefficient de la variable ($K_{pub,t-2}/Y_{t-2}$) dans l'équation (14.4) est positif et statistiquement significatif au seuil de 8%. A long terme, une augmentation du stock du capital public de 2 points de pourcentage du PIB augmenterait l'investissement privé de 0,16 point de pourcentage du PIB, suggérant que le capital public exerce un effet positif sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé. Comme attendu, le stock du capital privé a également un impact à long terme sur l'investissement privé. A long terme, une hausse du stock du capital privé de 2 points de pourcentage du PIB induirait une amélioration de l'investissement privé de 0,14 point de pourcentage du PIB. Quant à la variable fiscale, comme le révèle le signe et la significativité statistique de $\Delta(IENTR_{t-1}/Y_{t-1})$ et $(IENTR_{t-1}/Y_{t-1})$, elle exerce un impact négatif à court et à long terme sur l'investissement privé. A court terme, une hausse de la fiscalité sur les entreprises d'un point de pourcentage du PIB entraînerait une chute de l'investissement privé de 1,16 point de pourcentage du PIB. A long terme, elle induirait une dépression de l'investissement privé de 1,98 point de pourcentage du PIB, suggérant que la fiscalité imposée aux entreprises évince l'investissement privé, supportant peut-être le point de vue des économistes de l'offre qui soutiennent qu'une fiscalité accrue décourage l'activité économique. Il s'agit là d'une voie importante par laquelle la politique budgétaire peut affecter négativement l'activité de l'investissement privé. Les effets de la dévaluation du taux de change réel des biens d'investissement et de la sécheresse sur l'investissement demeurent négatifs et statistiquement significatifs.

Ayant montré à travers plusieurs approches empiriques, que l'investissement et le capital public affectent positivement l'activité de l'investissement privé dans le cas marocain, on peut se demander si l'investissement et le capital publics améliorent aussi la croissance économique réelle.

1.2.2 : L'impact du capital public sur la croissance économique au Maroc

Sachant que la sécheresse qui frappe l'économie marocaine joue un rôle essentiel dans l'évolution du produit intérieur réel, on peut se demander si, en plus de ce choc exogène, les dépenses d'investissement public constituent une variable explicative fondamentale de la croissance économique. Le raisonnement est simple : puisque nos estimations ont montré que

les dépenses publiques d'investissement ont un effet d'entraînement sur l'investissement privé, on s'attend à ce que ces dépenses accélèrent également la croissance économique réelle¹.

1.2.2.1 : Les conditions climatiques et l'investissement public : des déterminants essentiels de la croissance économique réelle au Maroc

La première étape dans notre analyse empirique consiste à tester la stationnarité du PIB réel (Y_r) et de l'investissement public réel, $IPUB_r$ (la variable DUM étant évidemment stationnaire d'ordre zéro). Les tests ADF de racine unitaire montrent que Y_r et $IPUB_r$ sont toutes les deux intégrées d'ordre 1. Par ailleurs, la régression de Y_r sur $IPUB_r$ a donné les résultats suivants sur la période 1966-1996² :

$$\text{Log}(Y_r) = 5,01 + 0,473 \text{Log}(IPUB_{r-1}) \quad (14.5)$$

(8,70) (4,01)

$$R^2 = 0,365; R^2 \text{ ajusté} = 0,342; F\text{-statistic} = 16,06 \text{ (prob.} = 0,0004\text{)}; \text{Durbin-Watson} = 0,15$$

Le test de cointégration d'Engle - Granger montre que le résidu de la régression (14.5) n'est pas stationnaire en niveau. Dès lors, les deux variables ne sont pas cointégrées. En conséquence, notre démarche pour tester la causalité entre les deux variables est de les introduire en différences premières sans intégrer aucun terme de correction d'erreur. Nous aurons alors :

$$\Delta \text{Log}(Y_{r_t}) = 0,096 + 0,07 \Delta \text{log}(IPUB_{r_{t-1}}) - 0,02 \cdot DUM_t - 0,34 \Delta \text{Log}(Y_{r_{t-1}}) \quad (14.6)$$

(11,20) (3,42) (-6,01) (-3,00)

$$R^2 = 0,742; R^2 \text{ ajusté} = 0,71; F\text{-statistic} = 23,00 \text{ (prob.} = 0,000\text{)}; \text{Durbin-Watson} = 1,95;$$

test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 0,81 (prob. = 0,67); test d'hétéroscédasticité

de White : F - statistic = 0,826 (prob. = 0,57), nombr. d'observations * $R^2 = 5,31$ (prob. = 0,505);

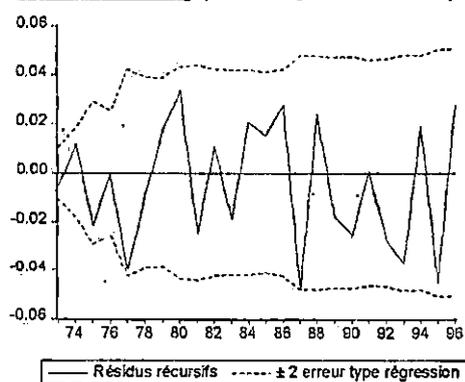
test de prévision de Chow (pour 1996) : F-statistic = 1,24 (prob. = 0,28);

ratio du Log de vraisemblance = 1,47 (prob. = 0,23)

¹ Faini (1991) a estimé que les dépenses d'investissement public ont toujours joué un rôle positif et significatif dans la croissance de l'économie marocaine. Dans une autre étude, Faini (1994 : 403) pense qu' "un effort déterminé est exigé pour mettre en œuvre des réformes effectives du système fiscal et des dépenses publiques en vue d'éviter que le fardeau de l'ajustement budgétaire soit supporté en grande partie par l'investissement public... en raison de la complémentarité entre l'investissement public et privé, des réductions dans les dépenses publiques de capital induiraient une croissance économique faible, créant un effet préjudiciable sur les recettes fiscales et le budget de l'Etat". Par ailleurs, Easterly et Schmidt-Hebbell (1994 : 59), dans une synthèse sur les études effectuées par les experts de la Banque Mondiale, estiment que "l'investissement public au Maroc contribue à la croissance économique, confirmant d'une manière plausible que l'investissement privé dans ce pays agit positivement à la formation du capital public". Il semble que la conclusion d'Easterly et Schmidt-Hebbell (1994) se base notamment sur les travaux de Faini (1991, 1994). Ce dernier a estimé une régression du niveau courant de l'output en fonction, entre autres, des dépenses publiques d'investissement décalées d'une période et d'une variable auxiliaire prenant la valeur zéro (s'il n'y a pas de sécheresse) et 1 (en cas de sécheresse). Nous pensons que notre méthodologie de mesure de la variable auxiliaire (DUM) serait préférable parce qu'elle tient compte de l'intensité de la sécheresse. En outre, au lieu d'introduire le ratio au PIB des dépenses publiques d'investissement, nous préférons les dépenses d'investissement en termes réels puisque la variable dépendante est elle-même exprimée aux prix constants. Par ailleurs, nous avons estimé notre modèle sur une période relativement plus longue (1967-1996) alors que les estimations de Faini (1991, 1994) ne concernent que la période 1972-1988. Nous utilisons également les techniques de séries temporelles les plus récentes (tests de racine unitaire, tests de cointégration, causalité, etc.) alors que Faini (1991, 1994) n'a utilisé que des techniques économétriques classiques.

² Sur la période 1972-1988, Faini (1994), dans un modèle différent du notre, a trouvé un coefficient pour le logarithme du stock nominal du capital public décalé de l'ordre de 0,52.

Test de stabilité (estimations récursives) :



Comme le montre l'équation (14.6), le taux de croissance de l'investissement public réel exerce un effet positif et statistiquement significatif sur le taux de croissance du PIB réel. A court terme, une hausse du taux de croissance de l'investissement public réel de 2 points de pourcentage induirait une amélioration du taux de croissance économique de l'ordre de 0,14 point de pourcentage, soit l'équivalent de 0,104 point de pourcentage à long terme, suggérant que le taux de croissance du PIB réel réagit positivement à la variation de la formation du capital public réel. Comme attendu, la sécheresse exerce un effet négatif et statistiquement très significatif sur la croissance économique. A court terme, commençant en une année de très bonne récolte agricole ($DUM = 0$), une sécheresse extrême l'année suivante déprimerait le taux de croissance économique de 10 points de pourcentage, soit l'équivalent de 7,50 points de pourcentage à long terme. Commençant en une année agricole moyenne ($DUM = 2$), une campagne agricole catastrophique l'année suivante réduirait le taux de croissance économique de 6 points de pourcentage à court terme et de 4,5 points de pourcentage à long terme. Ces résultats révèlent ainsi combien le poids de la sécheresse se fait sentir sur la croissance économique dans le cas marocain même si le PIB agricole occupe une part relativement faible dans le PIB global de l'ordre de 18% en moyenne sur la période 1969-1997).

1.2.2.2: Estimation d'une fonction de production Cobb-Douglas pour le cas marocain : réaction positive du PIB réel aux stocks de capital public et privé

Une autre approche destinée à étudier l'impact des dépenses publiques en capital sur la croissance économique consiste à supposer que la fonction de production suit une technologie de type Cobb-Douglas avec trois inputs¹ : le stock du capital public, le stock du capital privé et le travail. Comme l'ont fait Haque et Montiel (1994 : 442-443), nous supposons que les rendements sont constants à l'échelle. Nous supposons également que le volume total de la force de travail (FT) est une bonne *proxy* pour le facteur travail².

En exprimant les stocks de capital public (K_{pubr}) et privé (K_{pr}) en termes réels³, nous aurons le modèle suivant estimé sur la période 1966-1997 :

¹ Les stocks de capital public et privé sont estimés en utilisant la méthodologie que nous avons déjà examinée (voir supra). La variable DUM , représentant le phénomène de la sécheresse, est une variable auxiliaire mesurée comme précédemment. Les séries de stocks de capital public et privé sont construites par nous-mêmes sur la base de séries temporelles de l'investissement puisées dans *International Financial Statistics* et *World Development Indicators* 5CD-ROM, 1999). Le PIB réel est obtenu en divisant le PIB nominal par le déflateur du PIB dont la base a été ramenée à 1990 (*World Development Indicators* on CD-ROM, 1999). Le volume de la force de travail est obtenu auprès de la Banque Mondiale (*World Development Indicators*, CD-ROM, 1999).

² Contrairement à Haque et Montiel (1991, 1994) qui ont estimé le facteur travail par le volume total de la population!

³ Les stocks réels de capital public et privé sont estimés en les divisant par le déflateur de l'investissement intérieur brut fixe ($IIBF$) dont la valeur est estimée par le rapport entre l' $IIBF$ aux prix courants et l' $IIBF$ aux prix constants (*World Development Indicators*, CD-ROM, 1999). Il s'agit là d'une approximation simplificatrice puisqu'elle suppose que les déflateurs des stocks de capital public et privé sont identiques et égaux au déflateur de l' $IIBF$. En fait, le déflateur pour chacun des deux stocks de capital doit être obtenu en divisant chaque

$$\text{Log}\left(\frac{Y_t}{FT_t}\right) = 2,05 + 0,14\text{Log}\left(\frac{K_{pubr_{t-1}}}{FT_{t-1}}\right) + 0,17\text{Log}\left(\frac{K_{pr_t}}{FT_t}\right) - 0,014DUM_t + 0,32\text{Log}\left(\frac{Y_{t-1}}{FT_{t-1}}\right) \quad (14.7)$$

(4,07) (3,033) (3,49) (-4,04) (1,96)

$R^2 = 0,96$; R^2 ajusté = 0,953; F-statistic = 143,51 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 2,00;
 test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 2,44 (prob. = 0,295); test d'hétéroscédasticité
 de White : F-statistic = 0,506 (prob. = 0,84), nombre d'observations * $R^2 = 4,88$ (prob. = 0,77);
 test de prévision de Chow (pour 1996) : F-statistic = 0,028 (prob. = 0,87);
 ratio du Log de vraisemblance = 0,035 (prob. = 0,852)

où Y_t est le PIB aux prix constants de 1990, FT est le volume total de la force de travail et les autres variables sont comme déjà définies.

Comme attendu, l'impact du stock du capital public réel *per capita* sur le PIB réel par tête est positif et statistiquement très significatif (au seuil de 0,57%). A court terme, une augmentation du stock du capital public réel par tête de 1% induirait une amélioration du PIB réel par tête de 0,14%, soit l'équivalent de 0,206% à long terme. Quant à l'impact du stock du capital privé *per capita*, il est estimé à 0,17% à court terme et 0,25% à long terme. A court terme, la somme des deux effets est égal à 0,31, suggérant que la part du capital est de 31%, laissant une part de 69% pour le travail, ce qui est très raisonnable dans le cas du Maroc. Comme le montre le signe négatif et statistiquement très significatif (au seuil de 0,05%) du coefficient associé à la variable DUM , la sécheresse exerce un impact négatif et très significatif sur le PIB réel *per capita*. A court terme, commençant en une année de très bonne récolte agricole ($DUM = 0$), une sécheresse extrême l'année suivante induirait une chute du PIB réel *per capita* de 7%, soit l'équivalent de 10,30% à long terme, ce qui est très substantiel. Commençant en une année de récolte agricole moyenne ($DUM = 2$), une campagne agricole catastrophique l'année suivante entraînerait une chute du PIB réel *per capita* (c'est-à-dire par unité de force de travail) de 4,2%, soit l'équivalent de 6,2% à long terme!

C'est d'ailleurs ce que confirment nos estimations utilisant les techniques les plus récentes de séries temporelles. Le PIB réel *per capita* et les stocks de capital public et privé *per capita* étant intégrés d'ordre 1, ils peuvent être cointégrés. Justement, le test de cointégration de Johanson confirme que les trois variables sont cointégrées. La régression du PIB réel *per capita* sur les deux autres variables donne :

$$\text{Log}\left(\frac{Y_t}{FT_t}\right) = 3,10 + 0,17\text{Log}\left(\frac{K_{pubr_{t-1}}}{FT_{t-1}}\right) + 0,25\text{Log}\left(\frac{K_{pr_t}}{FT_t}\right) \quad (14.8)$$

(25,05) (5,022) (8,68)

$R^2 = 0,932$; R^2 ajusté = 0,927; F-statistic = 178,85 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 1,67

Le modèle à correction d'erreur peut alors s'écrire :

$$\Delta\text{Log}\left(\frac{Y_t}{FT_t}\right) = 0,035 + 0,23\Delta\text{Log}\left(\frac{K_{pubr_{t-1}}}{FT_{t-1}}\right) + 0,21\Delta\text{Log}\left(\frac{K_{pr_t}}{FT_t}\right) - 0,015DUM_t - 0,56ECT_{t-1} \quad (14.9)$$

(25,05) (5,022) (8,68) (-4,23) (-3,28)

stock aux prix courants par sa valeur aux prix constants. Malheureusement, les données permettant de faire cette correction sont indisponibles (même les stocks en termes nominaux sont très approximatifs et sont obtenus en utilisant la formule d'Easton (1994) examinée plus haut).

$R^2 = 0,72$; R^2 ajusté = 0,67; F-statistic = 14,64 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 2,05;
 test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 2,63 (prob. = 0,27); test d'hétéroscédasticité
 de White : F-statistic = 0,501 (prob. = 0,84), $\text{nbr. d'observations} * R^2 = 4,87$ (prob. = 0,77);
 test de prévision de Chow (pour 1996) : F-statistic = 0,214 (prob. = 0,65);
 ratio du Log de vraisemblance = 0,271 (prob. = 0,603)

L'équation (14.9) montre qu'il existe une causalité à court et à long termes entre le capital public réel *per capita* retardé et le PIB réel par tête (c'est-à-dire par unité du volume total de la force de travail). Il existe également une causalité à court et à long termes entre le capital privé *per capita* et le PIB réel par tête. La valeur du coefficient du terme de correction d'erreur étant de -0,56, impliquant que le PIB réel *per capita* s'ajuste modérément à sa valeur désirée durant la première période : 56% de l'ajustement total est accompli durant la première année.

En régressant le PIB réel sur les trois inputs réels en période courante, nous aurons :

$$\text{Log}(Y_t) = 3,22 + 0,18\text{Log}(K_{pubr_t}) + 0,20\text{Log}(K_{pr_t}) + 0,72\text{Log}(FT_t) - 0,01DUM_t \quad (14.10)$$

(7,07) (2,61) (1,59) (1,91) (-3,14)

$R^2 = 0,993$; R^2 ajusté = 0,991; F-statistic = 583,22 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 2,04;
 test de normalité des résidus : Jarque-Bera = 1,47 (prob. = 0,48); test d'hétéroscédasticité
 de White : F-statistic = 0,97 (prob. = 0,49), $\text{nbr. d'observations} * R^2 = 8,102$ (prob. = 0,423);
 test de prévision de Chow (pour 1996) : F-statistic = 0,751 (prob. = 0,396);
 ratio du Log de vraisemblance = 0,984 (prob. = 0,321); AR(1) = 0,33 (1,55)

L'équation (14.10) révèle que les stocks réels de capital public et privé ainsi que le volume total de la force de travail exercent un effet positif et statistiquement significatif sur le PIB réel. Une augmentation de 1% des stocks de capital public et privé et du volume de la force de travail entraîneraient une amélioration du PIB réel de 0,18, 0,20 et 0,72% respectivement. Le test standard de Wald révèle que la somme des valeurs des trois coefficients n'est pas statistiquement différente de 1 (F-statistic = 0,215, probabilité = 0,65; $\chi^2 = 0,215$, probabilité = 0,643). Ce résultat indique que les rendements sont constants à l'échelle. Comme attendu, l'impact de la sécheresse sur le PIB réel est négatif et statistiquement significatif. Commencant en une année de récolte agricole très bonne ($DUM = 0$), une sécheresse extrême l'année suivante induirait une chute du PIB réel de 5%. Commencant en une année de récolte agricole moyenne ($DUM = 2$), une campagne agricole catastrophique l'année suivante réduirait le PIB réel de 3%, ce qui est raisonnable conformément à nos observations sur la période 1966-1997.

2- Analyse de l'impact de la politique budgétaire sur l'investissement privé dans un échantillon de pays

Nous avons estimé l'investissement privé par la différence entre l'investissement intérieur brut fixe et les dépenses publiques en capital. Il est à noter que l'indisponibilité de données fiables sur l'investissement privé dans maints pays en développement nous a obligé d'adopter cette estimation, malgré ces limites, pour tous les pays. En particulier, dans maints pays, la détermination de l'investissement privé comme variable résiduelle risque de créer des erreurs de mesure étant donné que ce résidu correspond normalement à l'investissement privé et semi-

public. En outre, un tel résidu ne comporte pas l'investissement privé étranger qui peut être attiré, en partie, par l'investissement du secteur public.

Comment cette composante essentielle de la dépense privée a été affectée par la politique budgétaire à travers les pays? Les dépenses publiques en capital évincent-elles ou entraînent-elles l'investissement privé? Comme nous l'avons déjà montré, les arguments théoriques sur cette question sont ambigus. Dès lors, l'estimation d'un tel impact ne peut se faire sans l'utilisation de l'analyse empirique. C'est dans ce cadre que nous nous sommes inspirés des fondements théoriques existants en la matière ainsi que des rares études empiriques effectuées dans ce domaine en vue de spécifier et d'estimer des relations de comportement de l'investissement privé dans un échantillon de pays en développement pour lesquels nous avons pu collecter des données statistiques qui ne sont pas d'ailleurs aisément disponibles.

Etant donné les insuffisances de la technique des données de panel, dues essentiellement au fait que les variables budgétaires (et même l'investissement privé) ne sont pas mesurées de la même manière à travers les pays et que les données statistiques sur certaines variables explicatives fondamentales sont disponibles pour certains pays alors qu'elles ne le sont pas pour d'autres, nos estimations en données de panel seront complétées par une analyse empirique utilisant les séries temporelles pour un groupe de pays en développement en s'inspirant de la théorie économique et des rares travaux empiriques effectués en la matière.

2.1 : Investissement public et investissement privé dans un échantillon élargi de 30 pays développés et en voie de développement : une approche d'analyse sur données de panel

Suivant les éclairages théoriques discutés plus haut, nous avons spécifié une fonction de l'investissement privé en proportion du PIB dépendant des contraintes de liquidité et de variables budgétaires. Nous proposons dans ce qui suit d'estimer le modèle en utilisant la formule de l'estimateur *between* avant de prendre en considération l'effet retardé de l'investissement public sur l'investissement privé en recourant à la formule de l'estimateur *within*.

2.1.1: Impact de l'investissement public sur l'investissement privé : un modèle *between* pour les pays de l'échantillon

Nous présentons d'abord le modèle avant de l'estimer pour un échantillon de 17 pays en développement et 13 pays développés en utilisant la formule de l'estimateur *between*.

2.1.1.1: une fonction d'investissement dépendant de l'investissement public, de la consommation publique et des contraintes de liquidité

Suivant les éclairages théoriques, le ratio au PIB de l'investissement privé est régressé sur les ratios au PIB de l'investissement public, de la consommation publique et du montant du crédit disponible pour le secteur privé représentant les contraintes de liquidité. Parmi les variables explicatives, on peut mentionner également le taux d'intérêt réel prêtreur approximant le coût réel de l'investissement. Toutefois, même si la théorie économique prédit un impact négatif de cette variable sur l'accumulation de l'investissement, certaines études empiriques ont montré que l'investissement privé est insensible au taux d'intérêt dans les pays en développement (voir notamment Rama, 1993; Servén et Solimano, 1993). En outre, il est très difficile de collecter des données fiables sur le taux d'intérêt réel prêtreur dans les pays en développement (dans notre échantillon, on ne dispose pas de données fiables sur une période assez longue pour certains pays). Ce sont donc les trois premières variables mentionnées plus

haut qui sont considérées dans cette étude utilisant les données de panel. Notre échantillon pris en compte comporte dix-sept pays en développement et la période considérée s'étend de 1976 jusqu'à 1993 (nous disposons de données sur une période plus longue pour certains pays de l'échantillon, mais le souci de travailler sur un échantillon cylindré nous a obligé d'éliminer certaines observations). Formellement, le modèle s'écrit :

$$IPR/Y = f(IPUB/Y, CPUB/Y, CRED/Y) \quad (15)$$

où $IPUB$, $CPUB$ et $CRED$ représentent respectivement l'investissement public, la consommation publique et le volume du crédit accordé au secteur privé, et IPR et Y indiquent respectivement l'investissement privé et le PIB nominal.

2.1.1.2: Estimation du modèle *between* : des résultats conformes aux prédictions de la thèse d'éviction

L'un des défauts des études empiriques sur le comportement de l'investissement privé dans les pays en développement réside dans le fait que les spécifications des modèles à estimer ne prennent pas en compte les délais de réponse de l'investissement privé à l'investissement public, lesquels peuvent être plus ou moins longs. Si on empile, les uns au dessus des autres, les moyennes par pays d'un échantillon de 17 pays en développement et 13 pays développés, répétées 18 fois (période 1976-1993), on obtient ce qu'on appelle l'estimateur *between* (ou *intra*) en économétrie des données de panel, c'est-à-dire un estimateur qui prend en compte les différences permanentes entre les pays et négligent les fluctuations temporelles ou la dynamique dans le temps. En utilisant cette méthode, nous aurons le résultat suivant :

$$Moy(IPR/Y) = 0,13 - 0,23Moy(IPUB/Y) + 0,17Moy(CPUB/Y) + 0,061Moy(CRED/Y) \quad (15.1)$$

(23,16) (-4,87) (4,92) (8,80)

$$R^2 = 0,406; \text{ nombre d'observations du panel} = 540$$

Ainsi, l'estimateur *between* donne ici des résultats compatibles avec les attentes des partisans de l'éviction de l'investissement privé par l'investissement public. Il faut toutefois interpréter ces résultats avec beaucoup de précaution parce que l'estimateur *between* néglige les différences temporelles et ne prend pas en compte les délais de réponse de l'investissement privé à l'investissement public. Dans ce qui suit, nous prenons ces considérations en compte.

2.1.2: Le modèle *within* et la prise en considération de l'effet retardé de l'investissement public sur l'investissement privé

En raison de ce qui précède, le ratio au PIB de l'investissement privé est spécifié comme suit :

$$\frac{IPR_{it}}{Y_{it}} = a_0 + a_2 \cdot \frac{IPUB_{it-1}}{Y_{it-1}} + a_3 \cdot \frac{IPUB_{it-2}}{Y_{it-2}} + a_4 \cdot \frac{CPUB_{it-1}}{Y_{it-1}} + a_5 \cdot \frac{CPUB_{it-2}}{Y_{it-2}} + a_6 \cdot \frac{CRED_{it-1}}{Y_{it-1}} + a_7 \cdot \frac{CRED_{it-2}}{Y_{it-2}} + \varepsilon_{it} \quad (15.2)$$

Nous utilisons un modèle à effets fixes où la constante est estimée pour chaque pays de l'échantillon. L'estimateur à effets fixes (ou *within*), même s'il peut être non convergent dans certains cas, est statistiquement efficace¹.

¹ Dessus et Herrera (1996), dans un modèle différent du notre ; ont également utilisé un modèle à effets fixes pour estimer le "rôle du capital public dans la croissance des pays en développement au cours des années 80". Ils notent qu'ils ont "retenu pour toutes les estimations, le modèle à effets fixes pour traiter le panel. Etant donné la petite taille de l'échantillon dynamique, ..., il paraît inopportun

Tableau 43 : ESTIMATION DE L'IMPACT DE L'INVESTISSEMENT PUBLIC SUR L'INVESTISSEMENT PRIVE DANS UN PANEL DE 30 PAYS DEVELOPPES ET EN VOIE DE DEVELOPPEMENT

| Variable | Coefficient | Ecart-type | t-statistic | probabilité | Constante |
|---|-------------|------------|--|-------------|-----------|
| $IPUB_{it-1}/Y_{it-1}$ | 0,150 | 0,090 | 1,670 | 0,100 | - |
| $CPUB_{it-2}/Y_{it-2}$ | -0,460 | 0,098 | -4,690 | 0,000 | - |
| $CRED_{it}/Y_{it}$ | 0,020 | 0,012 | 1,670 | 0,100 | - |
| $AR(1)$ | 0,805 | 0,030 | 26,83 | 0,000 | - |
| Afrique du Sud | - | - | - | - | 0,23 |
| Australie | - | - | - | - | 0,28 |
| Autriche | - | - | - | - | 0,26 |
| Bahamas | - | - | - | - | 0,29 |
| Barbade | - | - | - | - | 0,20 |
| Belgique | - | - | - | - | 0,20 |
| Botswana | - | - | - | - | 0,31 |
| Canada | - | - | - | - | 0,29 |
| Colombie | - | - | - | - | 0,19 |
| Espagne | - | - | - | - | 0,25 |
| Finlande | - | - | - | - | 0,27 |
| France | - | - | - | - | 0,24 |
| Ghana | - | - | - | - | 0,17 |
| Hollande | - | - | - | - | 0,21 |
| Jordanie | - | - | - | - | 0,32 |
| Kenya | - | - | - | - | 0,23 |
| Maroc | - | - | - | - | 0,22 |
| Maurice | - | - | - | - | 0,25 |
| Mexique | - | - | - | - | 0,19 |
| Norvège | - | - | - | - | 0,28 |
| Nouv. Zélande | - | - | - | - | 0,25 |
| Nigeria | - | - | - | - | 0,12 |
| Pakistan | - | - | - | - | 0,17 |
| Portugal | - | - | - | - | 0,26 |
| Royaume-Uni | - | - | - | - | 0,22 |
| Sri Lanka | - | - | - | - | 0,19 |
| Suède | - | - | - | - | 0,27 |
| Syrie | - | - | - | - | 0,20 |
| Tunisie | - | - | - | - | 0,24 |
| Turquie | - | - | - | - | 0,23 |
| Statistiques pondérées | | | Statistiques non pondérées | | |
| R ² = 0,91; R ² ajusté = 0,90; standar-error de la régression = 0,027; somme des carrés des résidus = 0,173; F-statistic = 791,50 (prob = 0,000); D-W = 1,88; nombre d'observations du panel : 450. | | | R ² = 0,979; R ² ajusté = 0,978; standar-error de la régression = 0,023; somme des carrés des résidus = 0,213; D-W = 1,91; nombre d'observations du panel : 450. | | |

2.1.2.1: Investissement public et investissement privé : estimation du modèle à effets fixes pour l'échantillon élargi

Pour notre échantillon élargi de 17 pays en développement et 13 pays développés, sur la période 1976-1993, l'estimation du modèle (15.2) a donné des résultats reportés dans le tableau 43 (pour avoir des données homogènes, nous avons estimé l'investissement privé pour

d'étudier des phénomènes de convergence, largement développés ces dernières années dans les travaux portant sur la croissance de long terme (...). Nous ne nous intéressons donc qu'à l'évolution intra - pays - par opposition à une analyse inter-pays- du produit intérieur brut et des stocks de capital public et privé. Chaque variable en niveau est transformée à l'aide de l'opérateur intra (within), ce qui revient à ne traiter que des écarts par rapport aux moyennes individuelles de chaque pays". c'est l'approche que nous utilisons ici.

tous les pays de l'échantillon élargi par la différence entre l'investissement intérieur brut disponible et les dépenses publiques d'investissement ; source des données : nos calculs sur la base de données brutes de la Banque Mondiale, *World Development Indicators*, CD-ROM, 1999).

2.1.2.2: Résultats empiriques : entraînement de l'investissement privé par l'investissement public et son éviction par la consommation publique

Suivant les résultats empiriques résumés dans le tableau 43, l'investissement public exerce un effet positif, quoique statistiquement peu significatif, sur l'investissement privé. Une augmentation de l'investissement public d'un point de pourcentage du PIB entraînerait une amélioration de l'investissement privé de 0,15 point de pourcentage du PIB au sein de l'échantillon élargi sur la période 1976-1993.

Quant à la consommation publique, elle semble exercer un impact négatif et statistiquement très significatif sur l'activité de l'investissement privé, suggérant que ce type de dépenses publiques exerce un effet d'éviction sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé. Une augmentation de la consommation publique d'un point de pourcentage du PIB induirait une chute de l'investissement privé de 0,46 point de pourcentage du PIB au sein de l'échantillon élargi sur la période 1976-1993.

En ce qui concerne les contraintes de liquidité, nos résultats empiriques révèlent que le crédit bancaire accordé au secteur privé affecte positivement l'investissement privé, même si l'effet est statistiquement moins significatif, suggérant que la politique budgétaire au sein de notre échantillon élargi est susceptible d'évincer l'investissement privé à travers la ponction qu'opère le secteur privé sur les ressources financières qui auraient pu être utilisées par le secteur privé. L'ampleur de cet impact est cependant faible : une augmentation du crédit accordé au secteur privé de 5 points de pourcentage du PIB entraînerait une faible amélioration de l'investissement privé de l'ordre de 0,10 point de pourcentage du PIB.

2.2: Politique budgétaire et investissement privé dans un échantillon de pays en développement

Les développements qui précèdent concernent un échantillon élargi de 17 pays en développement et 13 pays développés. Bien que l'élargissement de l'échantillon permette d'augmenter le nombre d'observations du panel, les estimations conduites ci-dessus ne sont pas susceptibles de nous renseigner sur l'impact de la politique budgétaire sur l'investissement privé dans les pays en développement. Dans la suite de cette analyse, nous tenterons d'estimer le modèle spécifié pour le groupe des 17 pays en développement.

2.2.1: Politique budgétaire et investissement privé : les enseignements d'une analyse sur données de panel pour un groupe de pays en développement

Nous présentons d'abord les estimations et les tests avant de nous pencher sur l'interprétation des résultats empiriques obtenus.

2.2.1.1: Estimation du modèle à effets fixes pour un groupe de pays en développement

Les résultats d'estimation du modèle à effets fixes ainsi que les tests nécessaires pour notre groupe de pays en voie de développement sont résumés dans le tableau 44. La significativité globale du modèle pour le groupe de pays en développement est généralement importante

avec un R^2 de l'ordre de 0,90 pour les statistiques pondérées et 0,74 pour les statistiques non pondérées.

| Variable | Coefficient | Ecart-type | t-statistic | probabilité | Constante |
|---|-------------|------------|---|-------------|-----------|
| $IPUB_{it-1}/Y_{it-1}$ | 0,28 | 0,110 | 2,54 | 0,012 | - |
| $CPUB_{it-2}/Y_{t-2}$ | -0,26 | 0,12 | -2,20 | 0,027 | - |
| $CRED_{it}/Y_{it}$ | 0,15 | 0,05 | 3,00 | 0,003 | - |
| AR(1) | 0,78 | 0,04 | 19,67 | 0,000 | - |
| Bahamas | - | - | - | - | 0,20 |
| Barbade | - | - | - | - | 0,12 |
| Botswana | - | - | - | - | 0,24 |
| Colombie | - | - | - | - | 0,15 |
| Ghana | - | - | - | - | 0,14 |
| Jordanie | - | - | - | - | 0,18 |
| Kenya | - | - | - | - | 0,17 |
| Maroc | - | - | - | - | 0,14 |
| Maurice | - | - | - | - | 0,18 |
| Mexique | - | - | - | - | 0,15 |
| Nigeria | - | - | - | - | 0,08 |
| Pakistan | - | - | - | - | 0,11 |
| Afrique du Sud | - | - | - | - | 0,12 |
| Sri Lanka | - | - | - | - | 0,13 |
| Syrie | - | - | - | - | 0,14 |
| Tunisie | - | - | - | - | 0,14 |
| Turquie | - | - | - | - | 0,18 |
| Statistiques pondérées | | | Statistiques non pondérées | | |
| R ² = 0,91; R ² ajusté = 0,90; standar-error de la régression = 0,027; somme des carrés des résidus = 0,173; F-statistic = 791,50 (prob = 0,000); D-W = 1,88; nombre d'observations : 255 | | | R ² = 0,75; R ² ajusté = 0,73; standar-error de la régression = 0,027; somme des carrés des résidus = 0,173; D-W = 1,995; nombre d'observations du panel : 255. | | |

2.2.1.2: Un effet d'entraînement plus significatif au sein du groupe des pays en développement

Même si l'impact de l'investissement public sur l'investissement privé est confirmé aussi bien pour le groupe de pays en développement que pour l'échantillon élargi, il importe de mentionner que l'ampleur et la signification statistique de l'effet d'entraînement sont plus élevées pour le groupe de pays en développement que pour l'échantillon élargi de 17 pays en développement et 13 pays développés. En effet, notre modèle à effets fixes indique que l'effet d'entraînement de l'investissement public sur l'investissement privé est de l'ordre de 0,28 point de pourcentage du PIB dans les 17 pays en développement et de 0,15 point de pourcentage du PIB seulement dans l'échantillon élargi; le t-statistic étant de 2,54 dans le premier cas et de 1,67 seulement dans le deuxième cas. Ces résultats empiriques révèlent ainsi que l'impact positif de l'investissement public sur l'investissement privé serait probablement plus important dans les pays en développement que dans les pays développés, suggérant que la promotion de l'investissement privé dans les pays du Sud exigerait encore plus d'intervention de l'Etat, notamment par le biais des dépenses d'infrastructure qui complètent l'activité de l'investissement privé et améliorent sa productivité.

Il importe également de noter que même si l'impact sur l'investissement privé du montant du crédit disponible pour le secteur privé est positif aussi bien dans le cas du groupe de pays en développement que dans celui de l'échantillon élargi, un tel impact est plus fort dans le premier que dans le deuxième cas, du point de vue aussi bien de son ampleur que de sa significativité statistique. En effet, notre modèle à effets fixes indique que l'impact positif du crédit accordé au secteur privé est de l'ordre de 0,15 point de pourcentage du PIB dans les pays en développement contre 0,020 point de pourcentage du PIB seulement dans l'échantillon élargi, le t-statistic étant de 2,96 dans le premier cas contre 1,67 seulement dans le deuxième cas. Ces résultats empiriques révèlent ainsi qu'une dépression de l'activité de l'investissement privé s'explique en partie par le manque de ressources beaucoup plus dans les pays en développement que dans les pays développés, suggérant que l'investissement privé dans les pays du Sud subit plus de contraintes de liquidité que dans les pays développés.

Puisque les techniques des données de panel ont l'inconvénient de cacher les différences entre les pays de l'échantillon pris en considération, nous essaierons d'estimer dans ce qui suit, une fonction d'investissement privé dans certains pays en développement en travaillant sur des séries chronologiques.

2.2.2: Investissement public et investissement privé dans un groupe de pays en développement : les enseignements d'une analyse de données de séries temporelles

L'analyse des séries temporelles pour un groupe de pays en développement se base ici sur une spécification où les dépenses publiques sont désagrégées en deux composantes fondamentales, à savoir la consommation et l'investissement publics. L'intérêt d'une telle désagrégation réside dans le fait qu'elle permet d'estimer l'effet respectif de chaque composante de l'absorption publique sur la dépense privée en investissement¹.

2.2.2.1 : Choix des pays et estimation d'un modèle à variables budgétaires désagrégées

Le modèle spécifié n'est estimé que pour certains pays dont nous disposons de données statistiques relativement fiables. En particulier, les pays pris en compte sont ceux dont la série temporelle de l'investissement privé est relativement longue et puisée dans les *World Development Indicators* de la Banque Mondiale (CD-ROM, 1999) où les valeurs de la série sont exprimées en proportion de l'investissement fixe intérieur brut (*gross domestic fixed investment*). Ainsi, en multipliant ce ratio par l'investissement fixe intérieur brut, on obtient le montant de l'investissement privé aux prix courants².

C'est sur cet éclatement des dépenses publiques que nous comptons dans ce qui suit pour estimer l'impact séparé des composantes des dépenses publiques (ratio (*ipub*) au PIB de l'investissement public et ratio (*cpub*) au PIB de la consommation publique) sur l'investissement privé en proportion du PIB (*invp*) dans notre groupe de pays en développement. Les autres variables explicatives sélectionnées en conformité avec la théorie

¹ Certaines études en la matière n'ont pas pris ce constat en bonne considération (voir par exemple, Boussetta, 1992, qui a tenté de calculer des corrélations entre les dépenses publiques ou le déficit budgétaire, version Bank Al-Maghrib, d'une part et le PIB d'autre part. N'ayant trouvé aucune corrélation, Boussetta, 1992, conclut que l'effet de la politique budgétaire au Maroc est nul). Or, comme nous l'avons vu dans le cas marocain, certains types de dépenses publiques, notamment les dépenses d'investissement, peuvent avoir un effet positif sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé ainsi que sur la croissance économique réelle en général. Sur la question de la structure des dépenses publiques, voir Gupta et al. (2002).

² Il est intéressant de noter qu'en divisant la valeur aux prix courants de l'investissement fixe intérieur brut par sa valeur aux prix constants et en multipliant par 100, on obtient le déflateur de l'investissement fixe intérieur brut. En divisant chaque composante de l'investissement (privé et public) par ce déflateur, on obtient une valeur *approximative* de cette composante aux prix constants. Le taux de croissance de ce déflateur est une mesure d'un taux d'inflation particulier, à savoir le taux d'inflation des prix des biens d'investissement.

économique sont les ratios au PIB des recettes publiques totales (Tr) et du crédit accordé au secteur privé ($cred$). L'estimation du modèle a donné les résultats suivants (nous n'avons gardé que les variables qui sont relativement significatives)¹ :

- Cas du Ghana (1972-1993) :

$$\begin{aligned} invp_t = & -0,25 + 0,01t + 0,90cpub_{t-1} - 1,02ipub_{t-1} - 1,05ipub_{t-2} + 0,82ipub_{t-3} \\ & (-5,51) (6,83) (2,34) (-1,94) (-1,92) (1,89) \\ & -0,46Tr_{t-1} + 1,97cred_t + 1,56cred_{t-1} - 0,68invp_{t-1} \\ & (-1,56) (2,95) (2,12) (-1,80) \end{aligned} \quad (15.3)$$

$$R^2 = 0,93; R^2 \text{ ajusté} = 0,86; F\text{-statistic} = 13,31 \text{ (prob.} = 0,000); \text{Durbin-Watson} = 2,19$$

- Cas de l'île Maurice (1975-1997) :

$$invp_t = 1,07ipub_{t-3} + 0,34cred_t \quad (15.4)$$

(2,00) (5,94)

$$R^2 = 0,745; R^2 \text{ ajusté} = 0,717; F\text{-statistic} = 26,37 \text{ (prob.} = 0,000); \text{Durbin-Watson} = 1,90; AR(1) = 0,69 (4,10)$$

- Cas du Mexique (1974-1997) :

$$invp_t = 0,19 - 0,35cpub_{t-1} - 0,45ipub_{t-3} - 1,135Tr_{t-2} + 0,06cred_t \quad (15.5)$$

(6,89)(-1,71) (-1,43) (-1,40) (1,74)

$$R^2 = 0,67; R^2 \text{ ajusté} = 0,56; F\text{-statistic} = 6,50 \text{ (prob.} = 0,004); \text{Durbin-Watson} = 2,26$$

- Cas du Pakistan (1974-1997) :

$$invp_t = 0,406ipub_{t-1} + 0,847invp_{t-1} \quad (15.6)$$

(1,98) (9,92)

$$R^2 = 0,68; R^2 \text{ ajusté} = 0,66; F\text{-statistic} = 38,28 \text{ (prob.} = 0,000); \text{Durbin-Watson} = 1,76$$

- Cas de l'Afrique du Sud (1972-1996) :

$$invp_t = 0,21 - 0,44cpub_{t-1} - 0,32ipub_{t-1} - 0,15Tr_{t-1} + 0,08cred_t \quad (15.7)$$

(6,106)(-1,62) (-0,90) (-0,80) (1,45)

$$R^2 = 0,85; R^2 \text{ ajusté} = 0,77; F\text{-statistic} = 11,27 \text{ (prob.} = 0,000); \text{Durbin-Watson} = 1,98;$$

$$AR(1) = 0,89 (4,07); AR(2) = -0,53 (-2,51)$$

2.2.2.2: Variables budgétaires et investissement privé: des résultats empiriques différents selon les pays

Les équations (15.3) à (15.7) révèlent, comme attendu, que les dépenses publiques d'investissement et de consommation ont des effets mitigés sur l'investissement privé, confirmant l'ambiguïté de la relation entre la politique budgétaire et l'accumulation du capital au sein du secteur privé à travers les pays.

Notre méthode de décomposition des dépenses publiques agrégées nous a permis de déterminer les types de dépenses qui entraînent ou évincent l'investissement privé (la question

¹ Dans toutes nos estimations empiriques à travers ce projet de recherche, nous procédons à des tests supplémentaires (tests de normalité des résidus, tests de stabilité, tests d'autocorrélation des erreurs, tests de linéarité des modèles, tests d'hétéroscédasticité, etc.). Les tests de normalité des résidus sont basés essentiellement sur le test Jarque-Bera et ceux de la stabilité sont basés sur les tests de Chow ainsi que sur les estimations récursives. Quant aux tests d'autocorrélation des erreurs, ils sont axés, en plus de la statistique de Durbin-Watson, sur le test LM Breusch - Godfrey de corrélation sériale (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test). Enfin, les tests d'hétéroscédasticité et de linéarité s'inspirent de l'approche de White.

de la désagrégation des dépenses publiques retient actuellement l'attention de certaines études empiriques ; voir par exemple, Gupta et al., 2002).

L'estimation du modèle après décomposition des dépenses publiques révèle dans le cas ghanéen que ce sont les dépenses publiques d'investissement qui évincent l'accumulation du capital privé, l'effet de la consommation publique est positif et statistiquement significatif, suggérant que l'investissement privé au Ghana agit positivement à la consommation publique à travers la demande des biens et services. Ces résultats empiriques sont compatibles avec ceux de l'étude effectuée par Islam et Wetzel (1991,1994) qui indiquent que l'investissement public évince l'investissement privé dans le cas ghanéen. Suivant l'équation (15.3), à court terme, une augmentation de l'investissement public au Ghana d'un point de pourcentage du PIB induirait une chute Islam et Wetzel (1994 : 334) est de l'ordre de (-1,10) sur la période 1968-1988 en estimant un modèle différent du notre. Islam et Wetzel (1994 : 334) concluent que *"le coefficient négatif de l'investissement public semble indiquer que l'investissement du secteur public au Ghana a souvent supplanté l'investissement privé. Ce résultat n'est pas surprenant puisque, traditionnellement, les politiques de l'Etat n'encouragent pas l'investissement privé"*.

A l'Ile Maurice, les dépenses publiques en investissement ont un effet positif et très significatif pendant que la consommation publique n'a aucun impact sur l'accumulation du capital privé. A l'Ile Maurice, une augmentation des dépenses publiques en investissement d'un point de pourcentage du PIB entraînerait une hausse de l'investissement privé de 1,07 point de pourcentage, suggérant que, dans ce pays, l'investissement public a un effet d'entraînement important sur l'investissement privé.

Dans le cas particulier du Mexique, notre méthode de décomposition permet d'améliorer les résultats du modèle. Suivant nos estimations (équation 15.5), ce sont à la fois les dépenses publiques de consommation et d'investissement qui évincent l'investissement privé au Mexique. Toutefois, l'impact de l'investissement public n'est significatif qu'à un seuil de 18% contre 10% pour la consommation publique, suggérant que l'effet de l'investissement public sur l'investissement privé est négatif même s'il n'est pas très significatif, confirmant ainsi les résultats d'Alberro-Semerena (1991), d'Easterly et Schmidt-Hebbel (1994) et d'Aschauer et Lächler (1998). Comme le notent Easterly et Schmidt-Hebbel (1994 : 59), *"pour le Ghana et le Mexique, un investissement public croissant réduit l'investissement privé, même si l'effet au Mexique est relativement faible"*. Suivant nos estimations (régression 15.5), une augmentation d'un point de pourcentage du PIB de l'investissement public au Mexique réduirait l'investissement privé de 0,45 point de pourcentage du PIB, correspondant presque à la proportion estimée par Aschauer et Lächler (1998 : 7) qui notent qu'au Mexique, *"l'investissement privé est évincé par un facteur se situant aux alentours de 0,50 de la variation de l'investissement public"*. Néanmoins, Aschauer et Lächler (1998) ont trouvé un coefficient statistiquement significatif. Ceci est probablement dû au fait que les deux auteurs ont travaillé sur des variables non prises en proportion du PIB et exprimées en premières différences dans le but d'éliminer la non stationnarité et la régression *spurieuse*. En outre, le travail d'Aschauer et Lächler (1998) n'introduit pas les contraintes de liquidité comme variable explicative et ne prend pas en considération l'effet retardé des variables explicatives sur l'investissement privé¹.

¹- Plus précisément, le modèle d'Aschauer et Lächler (1998) s'écrit :

$$\Delta(I^P) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_t + \alpha_2 \cdot 0,01 \Delta C_t^G + \alpha_3 \Delta I_t^G + \alpha_4 \Delta R_t^G + \mu_t$$

où I^P est le montant de l'investissement privé, Y est le PIB, C^G est la consommation publique et R^G est le montant des recettes publiques totales.

Au Pakistan (équation 15.6), le modèle amélioré montre que les dépenses publiques d'investissement dans ce pays ont un impact positif et statistiquement significatif sur l'investissement privé, la consommation publique n'ayant aucun effet. Ce résultat supporte ce qui a été trouvé par Haque et Montiel (1991, 1994) même si leur modèle est différent en ce sens qu'ils ont cherché à estimer une relation entre les *stocks* de capital privé et public (non des *flux*); à côté du stock du capital public, ils ont introduit le coût de loyer du capital comme variable explicative additionnelle¹.

En Afrique du Sud, les estimations (équation 15.7) révèlent que ce sont les dépenses de consommation publique qui évincent l'investissement privé alors que l'effet de l'investissement public est négatif mais non significatif, suggérant que les dépenses publiques en investissement dans ce pays n'ont pas un impact très significatif sur l'accumulation du capital privé.

Dans les cas du Ghana, de l'Ile Maurice, du Mexique et de l'Afrique du Sud, le crédit accordé au secteur privé a un impact positif et significatif sur l'investissement privé, suggérant que l'investissement privé dans ces pays est sensible aux contraintes de liquidité (l'impact de cette variable dans le cas sud-africain n'est toutefois significatif qu'à un seuil de 16,5%). Dans le cas particulier du Pakistan, le coefficient associé au crédit accordé au secteur privé est également positif mais il n'est significatif qu'au seuil de 45%; en conséquence, cette variable a été éliminée de l'équation finale.

Enfin, le modèle de l'investissement privé avec décomposition des dépenses publiques révèle que les recettes publiques n'ont aucun effet significatif sur l'investissement privé à l'Ile Maurice, au Pakistan et en Afrique du Sud. En revanche, cet impact est négatif au Ghana et au Mexique même s'il n'est pas statistiquement très significatif (seuil de 15,5% pour le Ghana et de 18,7% pour le Mexique). Il semble que les recettes publiques nécessitent elles mêmes une désagrégation à l'instar des dépenses publiques. Pour tester cette hypothèse, nous avons collecté des données statistiques (voir *World Development Indicators*, Banque Mondiale, CD-ROM, 1999) sur le montant total des impôts ainsi que sur les impôts levés sur le revenu, les profits des entreprises et les gains de capital (*IRPK*) et nous avons réestimé le modèle en éclatant les impôts totaux en *IRPG* et autres impôts (*AIMP*).

En désignant par *irpk* et *aimp* les ratios au PIB de *IRPG* et *AIMP*, nous aurons la régression suivante pour le cas de l'Afrique du Sud :

$$\text{invpr}_t = 0,236 - 0,56\text{cpubr}_{t-1} - 0,32\text{ipubr}_{t-1} - 0,62\text{irpk}_{t-1} + 0,145\text{credr}_t \quad (15.8)$$

(4,55) (-3,37) (-1,047) (-1,72) (2,24)

$R^2 = 0,80$; R^2 ajusté = 0,73; F-statistic = 12,01 (prob. = 0,000); Durbin-Watson = 1,70; $AR(1) = 0,56$ (2,74)

Comme attendu, les impôts sur le revenu, les profits des entreprises et les gains de capital ont un effet négatif et statistiquement significatif au seuil de 10% tandis que les autres impôts n'ont aucun impact statistiquement significatif sur l'investissement privé (t-statistic = 0,10; probabilité = 0,924). L'impact de la consommation reste négatif et statistiquement très significatif, suggérant que cette composante des dépenses publiques évince l'investissement privé en Afrique du Sud. L'impact du crédit accordé au secteur privé demeure positif et

¹ - Ne disposant pas de séries temporelles sur les stocks du capital, Haque et Montiel (1994) ont procédé à leur estimation. Une telle estimation est toutefois trop simplificatrice puisqu'elle est basée sur les hypothèses suivant lesquelles le ratio capital/output initial en 1971/72 a une valeur de 2 et que la part du stock du capital public dans le stock total est de 30%, en supposant que le taux de dépréciation du capital est de 10% pour le capital privé et de 5% pour le capital public. Quant au coût du loyer du capital, il est estimé par le produit du taux d'intérêt réel par le ratio du déflateur de l'investissement au déflateur du PIB (voir Haque et Montiel, 1994 : 441).

devient très significatif, indiquant que l'investissement privé est significativement sensible aux contraintes de liquidité.

Conclusion du chapitre I

Dans le cas particulier du Maroc, après avoir survolé et discuté la littérature théorique et empirique existant en la matière, la problématique des effets de la politique budgétaire sur la dépense privée en consommation et investissement a été abordé avec beaucoup de détails. Dans ce cadre, tous nos résultats empiriques issus d'approches alternatives révèlent que la politique budgétaire évince la consommation privée quelle que soit la variable budgétaire retenue (dépenses publiques agrégées, consommation publique, solde budgétaire).

Ce résultat n'est pas cependant une indication de la validité du théorème de l'équivalence ricardienne dans le cas marocain. Il s'agirait probablement, à notre sens, d'une éviction directe de la consommation privée à travers la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières disponibles. En proposant une nouvelle mesure du taux de change réel des biens de consommation pour le cas marocain, nous avons montré qu'une dévaluation réelle déprimerait la consommation privée, suggérant que l'accumulation des déficits publics au Maroc pourrait avoir des effets indirects sur la consommation privée à travers son impact sur le taux de change réel (voir chapitre II, troisième partie).

L'ambiguïté des paradigmes théoriques relatifs aux effets de la politique budgétaire sur la consommation privée est confirmée par nos résultats empiriques concernant un échantillon de pays en développement. Au sein d'un tel échantillon, nous avons montré, en travaillant sur des données de panel, que les dépenses publiques réelles affectent positivement la consommation privée en termes réels. En revanche, l'impact des recettes publiques réelles n'est pas statistiquement très significatif. Ce résultat est une condition nécessaire mais non suffisante du théorème de l'équivalence ricardienne en raison du fait que la consommation privée réelle répond positivement à l'évolution des dépenses publiques réelles au sein de l'échantillon. En plus, semble-t-il, les hypothèses très simplificatrices du théorème sont largement violées dans maints pays en développement. En particulier, l'imperfection des systèmes financiers et la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières disponibles nous empêchent de conclure à l'existence du phénomène de l'équivalence entre l'impôt et l'emprunt dans le monde en développement. Même dans les pays où la consommation privée nominale ne répond pas à la variation des dépenses publiques ou chute en termes réels en raison d'une inflation positive, il est très difficile de croire au paradigme "dynastique" de Barro (1974, 1987, 1989) du fait que la consommation privée réelle serait probablement évincée par les dépenses publiques réelles en raison des privilèges dont dispose le secteur public sur les marchés financiers forçant le secteur privé à épargner plutôt qu'à consommer.

Après avoir survolé et discuté la littérature théorique et empirique, nos estimations et tests révèlent que les dépenses publiques en capital ont un effet d'entraînement sur l'investissement privé et la croissance économique réelle dans le cas marocain. En adoptant de multiples approches alternatives et en prenant en compte les spécificités de l'économie marocaine, l'effet d'entraînement est partout confirmé, suggérant que les dépenses publiques en capital sont plus concentrées dans des secteurs complémentaires de l'investissement privé. Quant aux dépenses de consommation publique, elles évincent l'investissement privé, suggérant que le gaspillage sévissant au sein du secteur public est nuisible pour l'accumulation du capital au sein du secteur privé.

Tous ces résultats empiriques révèlent ainsi que c'est la structure des dépenses publiques qui compte en définitive et non pas les dépenses considérées à un niveau plus ou moins agrégé. Un ajustement budgétaire inadéquat basé essentiellement sur des coupes sombres dans les dépenses publiques productives risque de mettre en péril les opportunités de croissance

économique à long terme du pays. L'ajustement budgétaire ne devrait pas être considéré comme un simple exercice comptable où les dépenses sont ajustées aux recettes. Selon nos estimations, l'ajustement budgétaire devrait porter sur les dépenses de gaspillage qui évincent aussi bien la consommation que l'investissement privés, des composantes essentielles de la dépense privée qui, en chutant, risqueraient d'entraver le processus de croissance à long terme de l'économie marocaine. Outre la rationalisation des dépenses publiques, un ajustement budgétaire adéquat devrait également passer par une optimisation des recettes fiscales. Il ne s'agit pas d'augmenter des taux d'imposition qui sont déjà élevés mais d'élargir certaines bases d'imposition et de lutter contre la corruption ainsi que l'évasion et la fraude fiscales.

Nos résultats empiriques relatifs aux effets de la politique budgétaire sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé confirment bien l'ambiguïté qui entachent de tels effets. Dans le cadre de notre analyse en données de panel, nous avons introduit l'investissement public retardé comme variable explicative de l'investissement privé. Ce choix se base sur les enseignements de la théorie économique qui prédit que l'investissement privé ne réagit à l'accumulation du capital public que dans des délais qui peuvent être plus ou moins longs. Notre modèle à effets fixes pour un groupe de 17 pays en développement, révèle que l'investissement privé décalé d'une période affecte positivement et significativement l'investissement privé. En outre, l'investissement privé réagit positivement et significativement au crédit accordé au secteur privé, suggérant que l'activité de l'investissement privé à travers les pays de l'échantillon est sensible aux contraintes de liquidité et que la politique budgétaire serait à même d'affecter indirectement l'investissement privé en libérant au profit des investisseurs, des ressources financières auparavant destinées à financer les déficits publics. Nous avons également élargi notre échantillon en introduisant 13 pays développés. Les résultats du modèle à effets fixes révèlent qu'au sein de notre échantillon de 30 pays développés et en voie de développement, l'investissement public et le crédit accordé au secteur privé affectent positivement l'investissement. Toutefois, l'impact de ces deux variables s'affaiblit quelque peu au niveau tant de leur ampleur que de leur significativité statistique, suggérant que la réponse de l'investissement privé à l'accumulation du capital public et aux contraintes de liquidité est plus robuste dans les pays en développement que dans les pays développés. Puisque les techniques de données de panel cachent les disparités existantes à travers les pays, nous avons tenté d'estimer des modèles économétriques pour un groupe restreint de pays en développement en recourant aux techniques de séries temporelles. Les disparités des résultats empiriques à travers les pays du groupe confirment l'ambiguïté des effets de la politique budgétaire sur le comportement de l'investissement privé.

Chapitre II : Relations entre les soldes budgétaires et le secteur externe : approches analytiques et empiriques

L'un des problèmes les plus épineux en matière de politiques macro-économiques et de ses effets sur les variables macro-économiques fondamentales concerne leur impact sur les variables du secteur externe.

En particulier, dans le cadre de la politique budgétaire, l'accumulation des déficits publics aurait-elle pour effet de détériorer les soldes externes conformément aux enseignements de la théorie économique dominante ou les laisserait-elle intacts comme le prédit la nouvelle économie ricardienne? L'accumulation et la persistance des déficits budgétaires auraient-elles pour impact d'apprécier le taux de change réel et d'affecter ainsi négativement la compétitivité - prix des économies nationales?

Même s'il existe une littérature théorique relativement abondante sur cette question, les arguments empiriques font souvent défaut. Même dans les pays développés, la question n'est pas encore empiriquement résolue. Dans les pays en développement, les travaux empiriques en la matière sont très rares et peu concluants.

Comme le montrent Dornbusch (1985) et Sachs (1989), les déséquilibres budgétaires ont joué un rôle important dans le surendettement ayant conduit à la crise de 1982. Néanmoins, comme le montrent Easterly et Schmidt-Hebbel (1994 : 17), « *les études empiriques sur les liens entre les déficits publics d'une part et les déficits externes et les taux de change réels d'autre part sont encore incomplètes* ».

En particulier, dans le cas marocain, il n'existe à notre connaissance, aucune étude empirique sérieuse sur les liens entre les déficits publics et les variables du secteur externe. L'étude descriptive de Boussetta (1992, 1995) est peut-être l'exemple le plus expressif de la simplicité des travaux effectués en la matière. En raison de la complexité de la relation entre les déficits budgétaires et les déficits externes, une étude statistique ou graphique risque d'aboutir à des résultats fallacieux. Comme nous le ferons dans les sections qui suivent, l'étude empirique de telles relations nécessitent le recours à des outils empiriques récents.

Le présent chapitre est organisé de la manière suivante. Dans une première section, nous tenterons d'analyser les relations existant entre les soldes budgétaires et les composantes de l'absorption publique d'une part et les soldes externes d'autre part. Dans une deuxième section, nous essaierons de mener une étude des relations entre les soldes budgétaires et l'absorption publique d'une part et le taux de change réel d'autre part.

I- Soldes budgétaires, composantes de l'absorption publique et soldes externes

Notre propos dans le cadre de ce travail de recherche consiste à étudier analytiquement et empiriquement les relations entre les soldes budgétaires et externes. Néanmoins, en raison du fait que la structure des dépenses publiques peut avoir des effets différents sur les soldes externes, nous avons jugé opportun de compléter notre étude par une analyse de l'interaction entre les composantes de l'absorption publique et les soldes externes.

1- Etude des relations entre les soldes budgétaires et externes

Il importe de survoler et de discuter les fondements théoriques et les travaux empiriques avant de tenter d'estimer les relations entre les soldes budgétaires et les soldes externes dans

le cas marocain comme dans le cas général d'un échantillon de pays en voie de développement. C'est ce que nous aborderons dans la suite de la présente sous-section.

1.1: Les fondements théoriques et les travaux empiriques

La relation entre les déficits budgétaires et les déficits externes est théoriquement fondée sur les approches de la balance des paiements, à savoir l'approche monétaire, l'approche budgétaire et l'approche par les élasticités. Il existe cependant une autre explication théorique de la relation entre les deux déficits. Il s'agit de l'hypothèse ricardienne (voir Barro, 1974, 1987, 1989 ; Blejer et Leiderman, 1988) suivant laquelle il n'existe aucune relation entre les deux déficits. C'est sur la base de ces controverses théoriques que les chercheurs en la matière ont essayé d'étudier empiriquement les relations qu'entretiennent les soldes internes et externes. Dans ce qui suit, nous discuterons en détail les soubassements théoriques avant de nous pencher sur les travaux empiriques effectués en la matière.

1.1.1: Les soubassements théoriques

L'examen de la littérature théorique illustre combien la relation entre les soldes publics et les soldes externes est très controversée. Nous présentons dans ce qui suit, les approches monétaire et budgétaire de la balance des paiements¹ ainsi que leur convergence avant de traiter la nouvelle approche ricardienne.

1.1.1.1: Les approches monétaire et budgétaire de la balance des paiements et leur convergence

Les deux approches appartiennent évidemment à la famille des approches macro-économiques² puisqu'elles s'intéressent à la dimension des quantités globales caractérisant une économie nationale et à l'équilibre de certains agrégats macro-économiques. En particulier, les deux approches de la balance des paiements insistent beaucoup sur la relation entre l'équilibre interne et l'équilibre externe³.

¹- L'approche par les élasticités dépasse le cadre du présent projet de recherche. En gros, il est à noter que les décideurs de la politique économique attendent des ajustements des prix ou des taux de change d'aider à atténuer les déséquilibres des paiements extérieurs et d'éviter ainsi une intervention directe par le contrôle de change. L'effet d'un tel ajustement des prix dépend vraisemblablement des élasticités de la demande. Comme le montre Thirlwall (1988 : 25), l'approche par les élasticités s'intéresse uniquement au solde courant de la balance des paiements, en expliquant le déséquilibre des paiements extérieurs par la distorsion des prix relatifs. Suivant l'approche des élasticités, la condition suffisante pour qu'une balance courante soit équilibrée après une dépréciation de la monnaie nationale est que les élasticités des offres (domestique d'exportation et étrangère d'importation) sont égales à l'infini et que la somme des élasticités de la demande (étrangère d'exportation et domestique d'importation) est supérieure à l'unité. cette condition est communément appelée la condition de Marshall-Lerner (pour plus de détails sur l'approche par les élasticités, voir Kindleberger et Lindert, 1983; Bye et de Bernis, 1987; Thirlwall, 1988).

²- A côté des approches macro-économiques de l'équilibre, il existe des approches d'ordre micro-économique. les deux types d'approche sont évidemment complémentaires quant à leurs effets mais différentes sur le plan de la démarche théorique et du champ d'analyse. Les approches de type macro-économique débouchent sur les traditionnelles stratégies de gestion de la demande alors que les approches de type micro-économique débouchent sur les stratégies d'action sur l'offre. D'ailleurs, dans le cadre des programmes d'ajustement structurel, les instances financières internationales (Fonds Monétaire International et Banque Mondiale) utilisent justement ces deux approches. En ce sens, l'utilisation des deux approches débouche sur les programmes de stabilisation (Macro-économique) et d'ajustement (micro-économique). Les stratégies macro-économiques comprennent des actions comme la restriction monétaire, l'ajustement budgétaire, l'ajustement de la balance des paiements, réduction de l'absorption, etc. En revanche, les stratégies de type micro-économique comprennent des actions relatives à l'ajustement des prix relatifs, à la lutte contre les distorsions, la privatisation, etc.

³ - L'équilibre interne peut être matérialisé par l'égalité entre l'offre globale et la demande globale réelle des biens et services ou, toutes choses étant égales par ailleurs, par l'égalité entre l'épargne et l'investissement. Quant à l'équilibre externe, il peut être représenté par l'égalité entre les exportations et les importations (de biens et services, de capitaux, etc.). Dans le cadre des diagnostics des institutions financières internationales, dans les pays en développement, c'est l'équilibre interne qui conditionne l'équilibre externe. Or, en raison de l'interdépendance de ces deux aspects dans le contexte d'une économie ouverte, il serait très difficile d'admettre une telle affirmation. A titre d'exemple, comme nous le verrons plus loin, les déséquilibres budgétaires et externes peuvent entretenir une relation de causalité bi-

On a souvent reproché au Fonds Monétaire International de n'employer, dans l'analyse des liens entre l'équilibre interne et l'équilibre externe, qu'un seul modèle d'explication, à savoir l'approche monétaire de la balance des paiements, privilégiant ainsi l'analyse néoclassique et la théorie quantitative de la monnaie. Toutefois, comme l'a souligné L'Hériteau (1986 : 122), "si la méthode d'analyse utilisée doit beaucoup au monétarisme de Friedman, elle s'appuie aussi sur la démarche postkeynésienne de l'absorption et intègre largement la politique budgétaire". En outre, comme nous le verrons plus loin, même si les approches monétaire et budgétaire de la balance des paiements diffèrent par l'éclairage qu'elles choisissent de donner aux mêmes phénomènes et la variable macro-économique qu'elles suggèrent de contrôler (quantité de monnaie pour les monétaristes et niveau de la demande globale pour les postkeynésiens), leur convergence est plus flagrante que leur divergence.

En gros, on peut dire que l'approche monétaire de la balance des paiements attribue la responsabilité du creusement des déficits de la balance des paiements courants à un excès de la monnaie au sein de l'économie prise en considération. Elle a été développée par l'école de Chicago dans la lignée de la théorie quantitative de la monnaie (voir notamment, Cachin, 1976; IMF, 1977). Deux hypothèses fondamentales sous-tendent une telle approche :

- il existe une fonction *stable* de la demande de monnaie par rapport au revenu, traduisant le fait que les agents économiques désirent détenir une *certaine proportion* de leurs actifs sous forme d'encaisses liquides¹;
- les autorités monétaires ont l'aptitude de *contrôler* le volume de l'offre de monnaie, traduisant le fait que l'offre de monnaie est *exogène* par rapport à l'offre de monnaie².

L'approche monétaire de la balance des paiements se développe à partir des équations comptables suivantes :

- *ex-post*, l'offre de monnaie est égale à la demande de monnaie :

$$O_M = D_M \quad (16)$$

où O_M et D_M désignent respectivement l'offre et la demande de monnaie.

L'égalité de l'offre et de la demande de monnaie dans l'équation (23) signifie tout simplement que les agents économiques retrouvent le niveau d'encaisses réelles qu'ils ont toujours souhaité.

- L'offre totale de monnaie (analysée par les contreparties de la masse monétaire) est égale à la somme des variations des concours à l'économie et au trésor public (C) et des variations des réserves extérieures du pays (R), soit formellement :

$$O_M = \Delta C + \Delta R \quad (16.1)$$

- La variation des réserves extérieures est égale au solde de la balance des paiements :

directionnelle plutôt qu'une simple relation de cause à effet allant des premiers vers les seconds (voir infra). Ce résultat contredirait évidemment la thèse conventionnelle stipulant qu'il existe une relation de cause à effet allant des soldes budgétaires vers les soldes externes.

¹ Pour plus de détail sur la stabilité de la fonction de demande de monnaie par rapport au revenu, voir notamment, Jeanneney, 1982; Bramoulé et Guillon, 1984; Patat, 1983; Généraux, 1992; Krugman et Obstfeld, 1995.

² En revanche, le projet de recherche postkeynésien nie toute possibilité d'exogénéité de l'offre de monnaie. Le renouveau actuel sur la pensée de Keynes, notamment dans le cadre des articles publiés dans le Journal of Post-Keynesian Economics, soutient l'endogénéité de l'offre de monnaie par rapport à la demande de monnaie (voir notamment Wray, 1989, 1992).

$$\Delta R = \dot{S}PC \quad (16.2)$$

En raison des hypothèses de stabilité de la fonction de demande de monnaie (la demande de monnaie est donnée) et de l'exogénéité de l'offre de monnaie (l'offre interne de crédits est donnée), l'ajustement des quantités de monnaie offerte et demandée se fera par la variation des réserves extérieures du pays :

$$\begin{cases} \text{Si } \Delta C > D_M, \Delta R < 0 \\ \text{Si } \Delta C < D_M, \Delta R > 0 \end{cases} \quad (16.3)$$

Les expressions (16.3) signifient tout simplement que le solde de la balance des paiements est négatif (déficit) lorsque la variation du crédit interne est supérieure à la demande de monnaie et positif (excédent) lorsque la variation du crédit interne est inférieure à la demande de monnaie.

Deux hypothèses fondamentales supplémentaires sont nécessaires pour étayer le raisonnement ci-dessus exposé. Premièrement, l'économie nationale en question doit être ouverte sur l'extérieur. Deuxièmement, l'économie doit être en situation de plein emploi. Il s'agit là du modèle pur où le revenu réel et la production ne peuvent augmenter (plein-emploi) et les prix et les taux d'intérêt sont fixés au niveau mondial (économie ouverte sur l'extérieur). En raison de ces deux hypothèses, l'offre excédentaire de monnaie ne peut donner lieu ni à un accroissement de la production ni à une hausse des prix, et les agents économiques ne peuvent se débarrasser de leurs encaisses non désirées qu'en achetant des biens à l'étranger. En ce sens, le déficit de la balance des paiements sera le résultat direct d'une offre de monnaie excessive.

Ainsi, dans le modèle pur relatif à l'approche monétaire de la balance des paiements, en plus des hypothèses de stabilité de la fonction de demande de monnaie et de l'exogénéité de l'offre de monnaie par rapport à sa demande, les deux hypothèses fondamentales de l'existence d'une économie ouverte sur l'extérieur et du plein emploi sont nécessaires à l'approche monétaire. Ce modèle pur remonte aux écrits des pionniers dans ce domaine, notamment Mundell (1968), Johnson (1972) et le FMI (IMF, 1977). Suivant une telle approche, *"la balance des paiements est un phénomène essentiellement monétaire; la politique monétaire est l'instrument privilégié dans la recherche de l'équilibre extérieur"* (Cachin, 1978 : 1615).

Il est à noter cependant que même en relâchant les deux hypothèses supplémentaires, l'approche monétaire de la balance des paiements garderait encore sa pertinence relative. Dans ce cas, l'approche devient même moins irréaliste (voir L'Hériteau, 1986 : 123). Une variante de l'approche suppose que l'ajustement se fait indirectement non pas par les quantités mais par les prix. Il s'agit d'une économie où la production et les prix peuvent varier. Comme dans le modèle pur, une offre excédentaire de monnaie augmente les encaisses non désirées des agents économiques. Ces derniers réagissent alors en augmentant la demande des actifs réels et financiers non pas seulement à l'étranger comme dans le modèle pur mais aussi à l'intérieur du pays. L'augmentation de la demande portant sur les biens et les actifs étrangers entraînerait une contraction des réserves en devises comme dans le cas pur. Quant à la demande portant sur les biens et les actifs domestiques, elle induirait une hausse des prix et de la production dans une proportion qui varie avec l'élasticité - prix de la production. Si celle-ci est faible, la hausse des prix sera plus élevée que celle de la production et la quantité de monnaie excédentaire se traduira par des tensions inflationnistes. Or, l'augmentation de la production nécessite le recours à l'importation de biens d'investissement et de demi-produits

et l'inflation interne se traduira par un amenuisement de la compétitivité - prix et donc par une chute des exportations. Ces deux effets s'ajoutent à l'impact de la demande initiale qui se porte sur les biens et les titres étrangers, aggravant ainsi le déséquilibre de la balance des paiements. En ce sens, le déficit extérieur résulte ici d'un effet direct (hausse de la demande initiale à l'étranger) et d'un effet indirect (demande induite par les effets prix et revenu) de l'excès de monnaie en circulation¹.

Ainsi, quelles que soient les hypothèses retenues, le résultat final est vraisemblablement celui qu'annoncent les équilibres comptables. En ce sens, comme l'exprime L'Héritau (1986 : 124), « *le solde de la balance des paiements étant nécessairement égal à la différence entre demande de monnaie et offre interne de monnaie, un déficit des paiements extérieurs a pour cause une émission de crédits trop importante. La balance des paiements se détermine dans le secteur monétaire, elle est la procédure par laquelle se rétablit l'équilibre sur le marché de la monnaie. Dès lors, le déficit extérieur est le signe d'un problème (inadéquation entre offre et demande de monnaie) et non un problème par lui-même, ou, pour employer une métaphore médicale : le déficit extérieur est le symptôme d'une maladie et non une maladie par lui-même. Ce n'est pas contre lui qu'il faut agir mais contre ses causes. Seront donc inopportunes, et inefficaces, les mesures de restriction aux échanges extérieurs qui ne feraient que masquer le dysfonctionnement profond. Seront au contraire indispensables les mesures visant à limiter l'offre interne de monnaie qui, seules, s'attaquent aux racines du mal* ».

L'approche monétaire de la balance des paiements est complétée par l'approche budgétaire ou financière (elle est également appelée parfois l'approche de l'absorption), utilisant une analyse en termes de revenu ou d'absorption et employant des concepts et des raisonnements d'inspiration keynésienne. Selon cette approche, le déficit de la balance des paiements est dû à un excédent de l'absorption sur le revenu national.

Le raisonnement commence par l'identité fondamentale de la comptabilité nationale :

$$C_p + T + S_p + M = C_p + I_p + G + X \quad (16.4)$$

où C_p , I_p , T , S_p , M , G et X désignent respectivement la consommation privée, l'investissement privé, les recettes publiques, l'épargne privée, les importations, les dépenses publiques et les exportations.

Si on pose $Y = C_p + T + S_p$ où Y est le revenu et $G = C_{pub} + I_{pub}$ où C_{pub} et I_{pub} désignent respectivement la consommation publique et l'investissement public, nous aurons :

$$\begin{aligned} Y &= C_p + C_{pub} + I_p + I_{pub} + X - M \\ &= C + I + X - M \end{aligned} \quad (16.5)$$

où C et I indiquent respectivement la consommation globale et l'investissement global agrégés.

La somme de C et I donne ce qui est communément appelé l'absorption (ABS), c'est-à-dire la part du revenu national consacré à des emplois domestiques, soit :

¹ - Déjà au dix-huitième siècle, David Hume (voir Hume, 1969) pensait qu'en système d'étalon - or (système de changes fixes), tout déséquilibre extérieur est compensé par une variation des prix domestiques rétablissant ainsi l'équilibre extérieur. Un déficit extérieur induit une sortie d'or, diminuant ainsi la quantité de monnaie en circulation ce qui entraîne, suivant la théorie quantitative de la monnaie, une baisse des prix domestiques. L'équilibre est ensuite rétabli grâce aux effets positifs de la baisse des prix sur les exportations. Dès lors, suivant Hume (1969), tout déséquilibre extérieur induit une variation rééquilibrante de la masse monétaire.

$$ABS = C + I \quad (16.6)$$

Quant à l'expression $(X - M)$ dans l'équation (16.5), elle représente tout simplement le solde de la balance des paiements courants (X et M étant les exportations et les importations de biens et services, y compris les services de facteurs de production). Dès lors, le solde de la balance des paiements courants (SPC) peut s'écrire :

$$SPC = X - M \quad (16.7)$$

En utilisant les équations (16.5) et (16.6), on peut écrire :

$$Y = ABS + SPC \quad (16.8)$$

C'est-à-dire que :

$$SPC = Y - ABS \quad (16.9)$$

L'équation (16.9) signifie tout simplement que la balance des paiements courants est positive si le revenu est supérieur à l'absorption et négative dans le cas contraire. Or, l'absorption est une autre façon de qualifier la demande globale puisqu'elle est constituée des dépenses de consommation et d'investissement publiques et privées agrégées. En ce sens, la balance des paiements courants est déficitaire parce que la société prise dans son ensemble cherche à dépenser plus de ressources qu'elle n'en peut produire (voir Dornbush, 1973 ; Calvo, 1981, Rodrigùez, 1989 ; 1994 ; Frenkel et Rodrigùez, 1982 ; Sjaastad, 1980).

En reprenant l'équation (16.4), nous aurons :

$$\begin{aligned} (Sp - Ip) + (T-G) + (M-X) &= 0 \\ \rightarrow (Sp - Ip) + (T-G) &= (X-M) \end{aligned} \quad (16.10)$$

L'équation (16.10) signifie que la somme des soldes financiers privé et public est égale au solde de la balance des paiements courants. En raison de la rationalité relative du secteur privé, son solde financier ($Sp - Ip$) est généralement stable et équilibré à long terme tandis que le solde financier public ($T-G$) est généralement négatif et persistant. Le solde extérieur ($X-M$) ne peut être ainsi que négatif parce que, tout simplement, le secteur public dépense plus qu'il ne peut produire¹.

Certes, les approches monétaire et budgétaire de la balance des paiements courants diffèrent aussi bien sur le plan de l'éclairage théorique qu'elles choisissent de jeter sur les mêmes phénomènes qu'au niveau de la variable qu'elles choisissent de privilégier (quantité de monnaie pour les monétaristes et demande globale pour les budgétaristes). Toutefois, la convergence des deux approches est plus manifeste que les nuances recensées par les académiciens. Comme le souligne L'Héritau (1986 : 125), les deux approches arrivent même à se recouper complètement dans le cas où on suppose comme données, la vitesse de circulation de la monnaie et une offre interne de biens et services relativement rigide au moins à court terme. Ces deux hypothèses sont d'ailleurs nécessaires pour les monétaristes. En effet, dans le cadre général de l'équation des échanges de Fischer, la relation causale allant de la

¹ Comme l'exprime Cachin (1978 : 1623), « à plus long terme, l'équilibre de stock du secteur privé doit être respecté. Cela implique que tout déséquilibre extérieur soit financé par un déficit budgétaire équivalent (et réciproquement). L'extérieur absorbe alors l'offre excédentaire d'actifs financiers. Une telle stérilisation des effets financiers d'un déséquilibre budgétaire ne peut se perpétuer dans le long terme. Il n'existe donc, à long terme, qu'une politique budgétaire cohérente avec l'équilibre extérieur, celle d'équilibre ». En appliquant les principes de l'approche de l'absorption, le Groupe du « Nouveau Cambridge » fut le seul à avoir prévu pour la Grande-Bretagne, un déficit extérieur courant pour les années 1973 et 1974 à la suite du très important déficit budgétaire enregistré en 1972 (sur cette question, voir Cachin, 1978 : 1622).

monnaie vers les prix devient possible dès lors qu'on suppose que la vitesse de circulation de la monnaie est donnée (1^{ère} hypothèse de la stabilité de la vitesse de circulation) et que l'économie se trouve en situation de plein-emploi (2^{ème} hypothèse de rigidité relative de l'offre)¹. Keynes (1936) lui-même a montré dans la *Théorie Générale* que le champ d'application de la théorie quantitative de la monnaie peut être réaménagé en relation avec les hypothèses prises en considération. En particulier, pour Keynes, tant que le sous-emploi persiste, une augmentation de la quantité de monnaie en circulation induira une augmentation proportionnelle de l'emploi. En revanche, pense-t-il, « *lorsque le plein-emploi est réalisé, les prix varient proportionnellement à la quantité de monnaie* ». L'enseignement qu'on peut tirer d'une telle idée keynésienne est que l'inflation revient à un excès de demande peu importe que la quantité de monnaie soit la variable exogène se traduisant instantanément par une augmentation de la demande ou que cette variation de la quantité de monnaie soit elle-même la conséquence d'une distribution de revenus additionnels (par le secteur public par exemple). De la même manière, comme le souligne L'Héritier (1986 : 126), « *lorsqu'on considère une économie ouverte, c'est un excès de demande qui est responsable du déficit extérieur, qu'on envisage la demande par elle-même ou comme conséquence d'un supplément d'offre de monnaie* ».

En conséquence, les approches monétaire et budgétaire de la balance des paiements convergent dans l'identification de l'excès de demande globale comme principal responsable à la fois des tensions inflationnistes et des déficits extérieurs. Sur le plan de la politique économique, les deux approches se complètent également. Bien que l'approche monétaire de la balance des paiements reconnaisse l'importance primordiale des variables monétaires et leur impact sur le solde externe, elle ne précise pas les causes initiales d'une émission monétaire excessive. Ainsi, pour les monétaristes, le remède aux déséquilibres des paiements extérieurs sera une politique monétaire restrictive, mais ils ne précisent pas les causes de l'excès de monnaie sur lesquelles il convient d'agir. C'est à ce niveau que la politique budgétaire prend une importance aussi cruciale que celle de la politique monétaire dans l'appréciation des facteurs explicatifs des déficits extérieurs. En ce sens, la dépense publique, comme l'offre monnaie, est considérée comme une variable exogène susceptible d'expliquer les dysfonctionnements. L'analyse des institutions financières internationales s'inspire ainsi à la fois du modèle monétariste (caractère exogène de l'offre de monnaie) et du modèle keynésien (caractère autonome de la dépense publique). En outre, la complémentarité des politiques monétaire et budgétaire tient, dans une optique monétariste, aux sources de l'offre de monnaie, communément appelées les contreparties de la masse monétaire, à savoir les avoirs extérieurs, les crédits à l'économie et les créances sur le trésor. Les avoirs extérieurs étant dépendants des deux autres contreparties de la masse monétaire, ils constituent une variable endogène. Quant aux crédits à l'économie et aux créances sur le trésor, ils constituent des variables exogènes, conformément au modèle quantitativiste *pur*. Toutefois, les crédits à l'économie, surtout s'ils concernent le secteur privé supposé plus rationnel que le secteur public, peuvent être appréciés positivement comme source d'une croissance non seulement de l'offre de monnaie mais aussi d'investissements productifs susceptibles d'augmenter la quantité de biens et services. Ainsi, la responsabilité des crédits à l'économie n'est pas considérée comme décisive dans l'émergence des déséquilibres. Dès lors, c'est aux créances sur le trésor qu'on attribue souvent la responsabilité des déséquilibres extérieurs. Correspondant au déficit budgétaire, elles sont liées à des dépenses publiques qui sont souvent

1 - En gros, l'équation des échanges est une égalité qui est généralement acceptable. C'est la relation causale entre la quantité de monnaie en circulation et le niveau général des prix qui est critiquable. L'équation s'écrit : $M.V = P.Q$; où M est la quantité de monnaie en circulation, V est sa vitesse de circulation, P est le niveau général des prix et Q est le volume des transactions (ou le revenu réel). Si V est donnée et stable (1^{ère} hypothèse) et Q est donné et stable (2^{ème} hypothèse : plein emploi), l'équation des échanges devient une relation causale allant de M vers P .

économiquement improductives ou productives à long terme et ne peuvent donc augmenter l'offre interne de biens et services.

En conséquence, ce n'est pas par hasard que c'est « à une politique expansionniste de la dépense publique et à l'accroissement du déficit budgétaire que le FMI attribue la responsabilité principale des déséquilibres. Et parmi les critères de réalisation des programmes de redressement, l'omniprésence du plafonnement des crédits à l'Etat concrétise la jonction de l'approche monétaire et de l'approche budgétaire dans les analyses du FMI » (voir L'Hériveau, 1986 : 128)¹.

1.1.1.2 : la nouvelle approche ricardienne

Plusieurs chercheurs et analystes ont longtemps attribué la responsabilité de la détérioration des soldes extérieurs au creusement des déficits publics. Comme nous l'avons montré plus haut, les approches monétaire et budgétaire de la balance des paiements convergent finalement pour expliquer les déséquilibres des paiements extérieurs par les déséquilibres des finances publiques. Ce n'est donc pas par hasard que la relation causale allant des déficits publics vers les déficits extérieurs est communément appelée « hypothèse des déficits jumeaux » (*twin deficits hypothesis*).

L'une des politiques prescrites est d'augmenter les impôts. En appliquant une telle politique, le déficit budgétaire diminuerait et, indirectement, le solde extérieur s'améliorerait en raison notamment de la baisse des importations, induite par le déclin du revenu privé disponible après impôt (Normandin, 1994). Cependant, cette idée est critiquée par les partisans du théorème de l'équivalence ricardienne (voir Barro, 1974, 1987, 1989) qui soutiennent que la réduction des déficits publics par l'augmentation des impôts n'aurait aucun effet sur les soldes externes. Le raisonnement est simple : puisque l'augmentation des impôts n'altère pas la dépense privée, et donc l'épargne privée, elle n'aurait aucun impact sur l'épargne nationale agrégée. En conséquence, elle n'affecterait en rien les soldes externes.

Cela signifie que, toutes choses étant égales par ailleurs, les déficits budgétaires et extérieurs ne sont pas du tout liés. Le théorème de l'équivalence ricardienne est basée sur l'idée suivant laquelle les déficits publics résultant d'une réduction des impôts n'ont aucun impact sur l'épargne nationale agrégée. Une épargne publique décroissante due à l'accumulation des déficits publics sera compensée par un accroissement égal de l'épargne privée. La raison qui est derrière le théorème de l'équivalence ricardienne réside dans le fait que les consommateurs anticipent qu'une réduction des impôts qui accélèrent les déficits budgétaires aujourd'hui, induira dans l'avenir, une hausse de la fiscalité destinée à servir la dette publique. En conséquence, les consommateurs vont épargner aujourd'hui pour payer les impôts futurs.

Comme l'exprime Barro (1989 : 38), « la modification ricardienne apportée à l'analyse standard commence par l'observation suivant laquelle, pour un cheminement donné de la dépense publique, un déficit budgétaire financé par une réduction des impôts actuels conduit à des impôts futurs élevés qui ont la même valeur actuelle que la réduction initiale "... « Dès lors, la substitution du déficit budgétaire à la fiscalité (ou tout réarrangement du timing des

¹ Les deux approches prennent en considération les conséquences monétaires d'un déséquilibre extérieur. Toutefois, les procédés de stérilisation diffèrent d'une approche à une autre : par opérations d'open market dans l'approche monétaire et par ajustement budgétaire dans l'approche financière. Néanmoins, pour les deux approches, la relation de causalité va de l'interne (variation du crédit interne pour l'approche monétaire et solde budgétaire pour l'approche financière) vers l'externe (solde des paiements courants). Il s'agit d'une relation univoque. Le solde externe ne joue jamais un rôle autonome vis-à-vis de la situation interne. Comme nous le verrons plus loin, une telle affirmation ne tient pas toujours. En ce sens, un déséquilibre extérieur peut avoir un impact sur le solde budgétaire (voir plus loin, nos estimations empiriques pour le cas du Maroc).

impôts) n'a aucun effet sur la demande globale des biens. En ce sens, les déficits budgétaires et la fiscalité ont des effets équivalents sur l'économie- d'où le terme 'théorème de l'équivalence ricardienne'. En d'autres termes, une baisse de l'épargne publique (c'est-à-dire un déficit budgétaire courant) entraîne un accroissement de l'épargne privée désirée et n'a donc aucun effet sur l'épargne nationale agrégée désirée" (Barro, 1989 : 39)¹.

En supposant que cette idée est vraie, les déficits budgétaires n'auront aucun effet sur l'économie nationale puisqu'ils ne modifient pas l'épargne nationale agrégée. Une épargne publique décroissante sera compensée par une épargne privée croissante, faisant que l'épargne nationale agrégée ne changera pas du tout. Dès lors, les déficits budgétaires n'auront aucun impact sur les soldes externes.

1.1.2: Survol des études empiriques

Les études empiriques qui ont été effectuées concernent aussi bien les pays développés que les pays en développement. Néanmoins, les travaux empiriques concernant les pays en développement sont relativement rares.

1.1.2.1 : les travaux empiriques concernant les pays développés

Les controverses théoriques en la matière ont longtemps motivé des recherches empiriques dans les pays développés, notamment en Amérique du Nord (voir sur cette question, le survol fait par Normandin, 1994).

Les estimations de Roubini (1988) plaident en faveur d'une relation causale allant des déficits budgétaires vers les déficits de la balance des paiements courants, soutenant ainsi l'hypothèse des déficits jumeaux. De même, Anderson (1990) a estimé qu'une réduction du déficit budgétaire entraîne une baisse du déficit externe. Dans le même sens, Darrat (1988), Abell (1990), Zietz et Pemberton (1990), Bauchman (1992), Rosensweig et Tallman (1993), Bahmani-Oskooee (1992, 1995), Vamvoukas (1999) supportent le point de vue conventionnel selon lequel les deux déficits sont étroitement liés et que les déficits extérieurs sont causés par les déficits budgétaires. Normandin (1994) a évalué la relation de causalité entre le déficit extérieur et le déficit budgétaire pour le Canada et les U.S.A. à partir du modèle des générations imbriquées proposé par Blanchard (1985). Ce modèle emboîte l'hypothèse des déficits jumeaux et l'hypothèse de l'équivalence ricardienne. Le modèle implique que les consommateurs prévoient les déficits publics futurs en se basant sur l'évolution des deux déficits. Une telle implication a permis de dégager des restrictions à tester pour certains horizons de planification des consommateurs. Pour le cas du Canada, « *les horizons pertinents (pouvant être longs) et la persistance du déficit budgétaire impliquent des réponses qui sont statistiquement positives* », un résultat empirique compatible avec l'hypothèse des déficits jumeaux. En revanche, aux U.S.A., les réponses qu'impliquent les horizons pertinents et la dynamique du déficit budgétaire ne sont pas statistiquement positives, suggérant que « *la persistance du déficit budgétaire n'est pas un déterminant majeur de la relation entre les deux déficits, de telle sorte que l'équivalence ricardienne semble être une approximation utile de l'économie américaine* » (Normandin, 1994 : 24).

¹ Comme le résume Lindé (1998 : 2), « *le théorème de l'équivalence ricardienne estime que, pour une tendance donnée des dépenses publiques, les individus considèrent les déficits budgétaires comme des impôts reportés. Dès lors, les déficits budgétaires n'altèrent pas la richesse, la consommation désirée ou les taux d'intérêt* ».

Quant à Johnson (1986), il a montré que les modèles économétriques inter – temporels ne sont valides que lorsque la dette publique est traitée comme une richesse financière privée de telle sorte que les politiques fiscales peuvent être d'importants déterminants du déficit externe (voir Normandin, 1994). Otto (1992) et Sheffrin et Woo (1990) ont réfuté la validité de l'hypothèse de l'équivalence ricardienne alors que Ghosh (1994) a obtenu des résultats mitigés. En revanche, Enders et Lee (1990), Haug (1990) et Katsaitis (1987) soutiennent que l'hypothèse de l'équivalence ricardienne ne peut pas être rejetée. Chen et Haug (1993), Evans (1988, 1990, 1993) et Evans et Hasan (1994) ont utilisé le modèle des générations imbriquées de Blanchard (1985) et ont estimé que l'horizon de planification des consommateurs (*consumers' planning horizon*) est long de telle sorte que l'équivalence ricardienne représente une description adéquate des économies américaine et canadienne (voir aussi les estimations de Normandin, 1994, utilisant le modèle des générations imbriquées pour l'économie canadienne)¹. Parmi les études empiriques qui soutiennent l'hypothèse de l'équivalence ricardienne suivant laquelle les déficits budgétaires et externes ne sont pas liés, on peut mentionner les travaux de Miller et Russek (1989), Dewald et Ulan (1990) et Kim (1995).

1.1.2.2 : La littérature empirique concernant les pays en développement et ses limites

Les travaux empiriques concernant la relation entre les déficits budgétaires et les déficits extérieurs dans les pays en voie de développement sont relativement rares. A notre connaissance, Lany (1984), Bernheim (1989), Rodriguez (1991, 1994a, 1994b), Marshall et Schmidt-Hebbel (1991, 1994), Easterly (1991, 1994), Chamley et Ghanem (1991, 1994), Islam et Wetzel (1991, 1994), Haque et Montiel (1991, 1994), Morandé et Schmidt-Hebbel (1991, 1994), Vamvoukas (1997), Islam (1998) et Alkswani (2000) sont de rares économistes qui ont questionné la validité empirique de la relation entre les déficits publics et externes dans les pays en développement.

Lany (1984) a étudié empiriquement la relation entre les deux déficits dans certains pays développés et en voie de développement. Il montre que les déficits budgétaires ont un impact plus robuste sur les déficits extérieurs dans les pays en développement que dans les pays développés.

Quant à Bernheim (1988), il a testé les effets des déficits budgétaires sur les soldes externes au Mexique et dans un groupe de cinq pays de l'OCDE. Il conclut qu'à l'exception du Japon, les deux déficits sont étroitement liés.

En utilisant des données annuelles pour la Grèce, Vamvoukas (1997) a testé les relations de causalité entre les déficits budgétaires et les déficits de la balance des paiements courants. Ses résultats empiriques, utilisant les tests de cointégration, les modèles de correction d'erreur et les tests de causalité au sens de Granger montrent l'existence d'une relation unidirectionnelle allant des soldes budgétaires vers les soldes des paiements courants, soutenant ainsi le point de vue conventionnel aussi bien à court qu'à long termes.

Dans le cas particulier du Brésil, Islam (1998) a estimé une relation entre les deux déficits, en utilisant le test de causalité de Granger. Sur la période 1973-1991, ses résultats empiriques dégagent une relation bidirectionnelle entre les deux déficits, contredisant ainsi la thèse conventionnelle des déficits jumeaux.

¹ Comme le note Normandin (1994 : 2), plusieurs analyses empiriques concernant les U.S.A. et le Canada n'ont pas pris en compte les propriétés stochastiques du déficit budgétaire pouvant affecter la relation entre les déficits budgétaire et externe.

Dans le cas particulier de l'Argentine, Rodríguez (1991, 1994) a estimé que le déficit public affecte négativement le solde externe, en ligne avec la thèse des déficits jumeaux. Il montre que « *le déficit externe peut ou ne peut pas être influencé par le déficit budgétaire, dépendant de la validité de l'hypothèse de l'équivalence ricardienne* » (Rodríguez, 1994 : 155). Ses résultats empiriques révèlent qu'en Argentine, « *le déficit primaire du secteur public non financier consolidé détériore le solde externe, comme attendu dans une économie où la proposition de l'équivalence ricardienne n'est pas pleinement valide. Le coefficient de 0,32 indique qu'un tiers environ de la valeur du déficit budgétaire primaire induit un déficit externe* » (Rodríguez, 1994a : 156).

En ce qui concerne le cas du Chili, Marshall et Schmidt-Hebbel (1991, 1994) ont trouvé des résultats mitigés. Ils montrent que « *le déficit opérationnel a un effet négatif, quoique non très significatif, sur le solde externe en prenant en compte la spécification complète de la variable dépendante sous l'hypothèse des anticipations statiques* » (Marshall et Schmidt-Hebbel, 1994 : 207). Une autre spécification a été ensuite considérée en gardant le déficit budgétaire opérationnel et en éliminant les autres variables explicatives. En ajoutant des variables auxiliaires (*dummy variables*), Marshall et Schmidt-Hebbel (1994 : 207) concluent qu'« *une augmentation du déficit public d'un point de pourcentage du PIB tend à réduire le solde externe chilien d'un maximum de 0,29 point de pourcentage du PIB* ».

Dans le cas particulier de la Colombie, Easterly (1991, 1994) a montré que la relation entre les soldes budgétaires et externes est également positive. Les résultats empiriques d'Easterly (1994 : 259-260) révèlent que des soldes externes croissants sont corrélés avec des soldes publics croissants.

Chamley et Ghanem (1991, 1994) ont confirmé la validité de la thèse conventionnelle des déficits jumeaux dans le cas de la Côte d'Ivoire. En raison des changements structurels, Chamley et Ghanem (1994) ont estimé une équation du solde de la balance des paiements courants sur les sous-périodes 1971-1981 et 1979-1989. Durant la première sous-période, Chamley et Ghanem (1994 : 297) estiment que « *le solde public primaire n'a aucun impact significatif sur le solde externe* ». Durant la seconde sous-période, ils estiment que « *le solde externe s'explique principalement par le solde public* » (Chamley et Ghanem, 1994 : 297). Dans le cas du Ghana, Islam et Wetzel (1991, 1994) estiment que l'accumulation des déficits budgétaires induisent des tensions inflationnistes, une appréciation du taux de change réel et une détérioration des soldes externes. Islam et Wetzel (1994 : 353) concluent que « *peut-être, l'effet le plus important que les politiques publiques avaient sur l'économie se faisait sur le taux de change. Une inflation élevée, combinée avec un régime de taux de change fixe, ont entraîné un taux de change extrêmement surévalué. Dès lors, les déficits budgétaires ont contribué à la détérioration de la balance extérieure et à la hausse de la prime exigée sur le marché parallèle de change* ». Dans le cadre d'un modèle macro-économique plus détaillé, Haque et Montiel (1991, 1994) ont montré dans le cas pakistanais, que la réduction des déficits publics par la diminution de l'investissement public améliorerait le solde externe. Haque et Montiel (1994 : 451) concluent que « *la réduction des déficits budgétaires par la diminution de l'investissement public qui a longtemps tendu à devenir le canal favori du contrôle du déficit au Pakistan, aurait des effets favorables sur le solde de la balance extérieure, mais au détriment de la croissance économique* »². Quant à Morandé et Schmidt-

1- pour plus de détails sur le déficit budgétaire opérationnel, voir chapitre I consacré au concept, à la mesure et aux déterminants des déficits budgétaires dans les pays en développement en général et au Maroc en particulier.

2- Comme nous le verrons plus loin, nous estimerons la relation entre les composantes de l'absorption publique (consommation et investissements publics) et le solde extérieur dans le cas particulier du Maroc. Les études empiriques existantes en la matière ont longtemps négligé cet important aspect. Nous pensons qu'il ne suffit pas d'étudier empiriquement la relation entre les déficits publics et

Hebbel (1991, 1994), ils estiment que les déficits publics dans le cas zimbabwéen détériorent les soldes externes. Morandé et Schmidt-Hebbel (1994 : 496) concluent que « *dans le cas du déficit opérationnel du secteur public, les estimations indiquent qu'une augmentation de cette variable d'un point de pourcentage du PIB réduirait le solde externe de 0,60 point de pourcentage du PIB. Ceci confirme l'hypothèse théorique : une augmentation du déficit opérationnel élève l'absorption et donc, pour un niveau donné du revenu, réduit le solde externe* ».

Parmi les études empiriques concernant les économies comptant lourdement sur la rente pétrolière, on peut citer l'analyse d'Alkswani (2000) pour l'Arabie Saoudite. Le papier d'Alkswani (2000) est basé sur deux principes. « *Premièrement, il analyse la relation entre les deux déficits au sein d'une économie pétrolière où les exportations, les recettes publiques et le revenu sont étroitement liés aux recettes pétrolières. Deuxièmement, le papier tente de prouver que même dans une économie pétrolière, la proposition keynésienne est encore partiellement valide. Le déficit budgétaire et le déficit externe sont liés, mais le sens de la causalité est inversé ; en raison du rôle important des recettes pétrolières au sein de l'économie saoudienne, le déficit externe cause le déficit budgétaire* » (Alksawani, 2000 : 3). Il conclut que « *si le gouvernement voudrait réduire les déficits externe et budgétaire, il doit commencer par la réduction du déficit externe. Puisque le déficit externe dépend des prix du pétrole, le gouvernement doit diversifier les sources du revenu national. Lorsque les recettes pétrolières deviendront moins importantes dans le revenu domestique, la transformation économique structurelle peut inverser le sens de causalité entre les deux déficits, et la proposition keynésienne sera plus valide* » (Alkswani, 2000 : 22).

La première limite des études empiriques concernant la relation entre les déficits budgétaires et externes réside, à notre sens, dans le fait qu'elles considèrent comme variable expliquée, tantôt le déficit commercial (ou le déficit externe en biens et services) tantôt le déficit de la balance des paiements courants. Or, ces variantes du déficit externe peuvent être très différents au sein d'une économie nationale.

La deuxième limite tient au fait que certaines analyses empiriques prennent les deux déficits tantôt en valeur, tantôt en proportion du PIB. Or, les résultats empiriques peuvent différer suivant les variables prises en compte.

La troisième limite réside dans le fait que les études empiriques concluant à la validité de l'hypothèse des déficits jumeaux ne cherchent point à déterminer l'impact sur le solde externe, des composantes de l'absorption publique, c'est-à-dire la consommation et l'investissement publics qui constituent des éléments majeurs du déficit budgétaire lui-même.

La quatrième limite tient au fait que plusieurs études empiriques continuent à utiliser les techniques économétriques traditionnelles malgré les récentes innovations qui déferlent sur le monde des séries temporelles. De telles techniques de l'économétrie traditionnelle sont parfois incapables de rendre compte de la complexité des relations entre les déficits budgétaires et externes. Dans certains cas, une relation positive et statistiquement très significative entre les soldes internes et externes ne signifie pas que le sens de causalité va des premiers vers les seconds. En outre, l'économétrie traditionnelle néglige le fait que les deux soldes peuvent entretenir une relation de causalité bidirectionnelle et ne s'interroge point sur la possibilité de l'existence de relations à court ou à long terme. De plus, les études empiriques en la matière utilisent souvent des données de séries chronologiques et rarement

externes mais il importe aussi de voir dans quelle mesure les soldes externes influencent et sont influencés par les composantes de l'absorption publique (sur cette question, voir Mansouri, 2002).

des données en coupe instantanée et des données de panel. En particulier, l'économétrie des données de panel qui combine l'utilisation des observations par pays et dans le temps sont tellement riches en information qu'il convient de l'exploiter pleinement dans ce domaine.

Comme nous le verrons plus loin, nous tenterons autant que faire se peut, de prendre ces limites en compte lors de l'estimation des relations entre la politique budgétaire et les déséquilibres des paiements extérieurs, notamment dans le cas particulier du Maroc.

1.2: Essai d'estimation des relations entre les soldes budgétaires et les soldes externes

Les déséquilibres des paiements extérieurs courants constituent en général une caractéristique commune aux pays développés et en voie de développement. Dans quelle mesure ces déséquilibres sont dus à l'accumulation et à la persistance des déficits publics? Les déséquilibres budgétaires induisent-ils les déséquilibres externes comme le prédit l'approche financière de la balance des paiements? Les déséquilibres internes et externes sont-ils au contraire non liés comme le prédit la nouvelle thèse ricardienne?

Comme nous l'avons souligné plus haut, le problème de la relation entre les déficits budgétaires et extérieurs est une question très controversée sur le plan théorique. Dès lors, il importe de noter que la question est d'ordre empirique en ce sens que la relation entre les deux déficits ne peut être discutée sans l'usage des estimations économétriques. C'est ce que nous essaierons de faire dans la suite de cette analyse.

1.2.1 : Relation entre les soldes budgétaires et les soldes externes au Maroc

Comme nous l'avons déjà souligné, l'un des problèmes les plus épineux en matière d'analyse des finances publiques concerne la relation qu'entretiennent les déficits publics avec le secteur externe. En particulier, un problème non résolu dans maints pays développés et en développement consiste à savoir si la politique budgétaire affecte les soldes externes et les taux de change réels (voir Rodriguez, 1994, Lane et al., 2002).

Le problème de la relation entre la politique budgétaire et le secteur externe demeure irrésolu dans le cas particulier du Maroc.

Dans la suite de cette analyse, nous tentons d'appréhender analytiquement et empiriquement la relation entre la politique budgétaire et le secteur externe dans le cas particulier du Maroc en recourant à de récentes techniques en matière de séries temporelles. Le point de départ réside dans l'observation suivant laquelle le Maroc, comme maints pays en développement, a accumulé des déficits tant budgétaires qu'externes, notamment durant les années 70 et 80. Les déficits internes et externes sont-ils interreliés dans le cas du Maroc? Si la réponse est affirmative, quel est le sens de causalité entre eux? Quelles sont les variables de l'absorption publique qui affectent les soldes externes? En d'autres termes, quel est le type d'absorption publique qui affecte plus substantiellement les soldes externes? Quelle est la contribution relative de la consommation et de l'investissement publics à la formation des déséquilibres externes?

Si toutes ces questions sont très connues parmi les décideurs de la politique économique et à travers la communauté des chercheurs, il semble qu'il n'existe pas au Maroc, des études empiriques sérieuses permettant d'y apporter des réponses. Pour tenter d'apporter des réponses aux questions posées, nous procéderons de la manière suivante :

- les relations mathématiques entre les variables de la politique budgétaire et les soldes externes sont dérivées de certaines identités de la comptabilité nationale, en utilisant tant les valeurs que les ratios au PIB des variables dépendantes et explicatives ;
- les soldes externes sont mesurés tantôt en tant que soldes de la balance extérieure des biens et services, tantôt en tant que soldes de la balance des paiements courants ;
- contrairement à certaines études empiriques, la présente section utilise des techniques économétriques relativement avancées (tests de stationnarité, tests de cointégration, modèles à correction d'erreur, tests de causalité, etc.) en vue d'estimer les liens entre les déficits budgétaires et externes. Ces outils empiriques avancés nous permettront non seulement de déterminer les effets de la politique budgétaire sur les soldes externes, mais également d'étudier empiriquement l'interaction et le sens de causalité entre les variables.

1.2.1.1: Le cas marocain : une causalité bidirectionnelle à court et à long terme entre les soldes budgétaires et les soldes de la balance extérieure des biens et services

Dans le cadre de nos spécifications des relations entre les soldes internes et externes, nous adoptons deux procédés alternatifs de mesure des soldes externes. Dans un premier temps, le solde externe est mesuré par le solde de la balance extérieure des biens et services. Dans un deuxième temps, le solde externe est mesuré par le solde de la balance des paiements courants.

En mesurant le solde externe par la différence entre les exportations et les importations de biens et services¹ et le solde budgétaire par la différence entre les recettes et les dépenses publiques, et en exprimant les deux soldes en proportions du PIB, nous aurons le modèle suivant :

$$sbs_t = \beta_0 + \beta_1 sb_t + \nu_t \quad (17)$$

où sbs et sb représentent respectivement le ratio au PIB du solde de la balance extérieure des biens et services et le ratio au PIB du solde budgétaire.

Suivant les controverses théoriques entre les keynésiens et les ricardiens (voir supra), le signe attendu de coefficient β_1 dans l'équation (17) est ambigu.

Avant d'estimer le modèle (17), il importe de tester le stationnarité des variables en recourant au test ADF de racine unitaire. Comme le révèlent les tests ADF, les variables deux variables sbs et sb de l'équation (17) sont non stationnaires en niveau et stationnaires en différence première².

Puisque les deux variables de l'équation (17) sont stationnaires du même ordre, elles peuvent être cointégrées. Effectivement, les tests de cointégration à la manière d'Engle - Granger et à la Johanson révèlent que les deux groupes de séries sont cointégrés³.

1. Dans des études antérieures (voir Mansouri, 2001, 2002), nous avons également examiné une spécification alternative où le solde externe est estimé par le logarithme népérien du rapport entre les exportations et les importations des biens et services et le solde budgétaire est approximé par le logarithme népérien du rapport entre les recettes et les dépenses publiques. Les signes des paramètres estimés et le degré de signification statistique ne diffèrent pas de ceux que nous avons trouvés dans la présente recherche.

2. La valeur critique de Mackinnon au seuil de 5% est de (-2,96), inférieure aux t-statistics des coefficients associés à sbs_{t-1} (soit -1,95) et sb_{t-1} (soit -2,13) dans les équations ADF. Le nombre de retards dans l'équation ADF est choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike est minimum. Les données sont puisées dans *World Development Indicators* (World Bank, 1999) et *International Financial Statistics* (IMF, divers numéros).

3. Suivant le test de cointégration à la manière d'Engle et Granger, le t-statistic du résidu de la régression de sb sur sbs est de l'ordre de (-4,94), largement inférieure au t-statistic du résidu décalé dans l'équation ADF. Il s'agit là d'une forte stationnarité, ni la constante ni la trend linéaire ne sont statistiquement significatifs dans l'équation ADF du résidu. Le test de cointégration à la manière de Johansen indique également que les deux variables sont cointégrées : à une valeur d'Eigen de 0,50, le ratio de vraisemblance est de 22,84, supérieure à la valeur critique au seuil de 5%, soit 18,17. Le nombre de retards dans le VAR est égal à 1, le VAR et l'équation cointégrante contiennent

Les équations cointégrantes peuvent s'écrire :

$$sbs_t = 0.06 - 0.003t + 1.29sb_t \quad (17.1)$$

(4.54)(-5.33) (12.74)

$$R^2 = 0.87; R^2 \text{ ajusté} = 0.86; F\text{-statistic} = 86.05; D\text{-W} = 1.88$$

$$sb_t = -0.05 + 0.002t + 0.67sbs_t \quad (17.2)$$

(-6.41) (5.24) (12.74)

$$R^2 = 0.87; R^2 \text{ ajusté} = 0.86; F\text{-statistic} = 84.24; D\text{-W} = 1.90$$

Les équations cointégrantes (17.1) et (17.2) révèlent qu'il existe une relation positive entre le ratio au PIB du solde de la balance extérieure des biens et services et le ratio au PIB du solde budgétaire. Comme le montrent nos estimations (équation 17.1), une amélioration du solde budgétaire d'un point de pourcentage du PIB améliorerait le solde de la balance extérieure des biens et services de 1,29 point de pourcentage du PIB. En d'autres termes, une aggravation du déficit budgétaire d'un point de pourcentage du PIB détériorerait le solde de la balance extérieure des biens et services de 1,29 point de pourcentage du PIB, suggérant que le solde externe est très sensible à l'accumulation des déficits publics. Dans l'autre sens, nos estimations (équation 17.2) révèlent qu'une détérioration du solde de la balance extérieure des biens et services d'un point de pourcentage du PIB aggraverait le déficit budgétaire de 0,67 point de pourcentage du PIB.

Une telle relation bidirectionnelle existe-t-elle dans la réalité? En vue de tenter de répondre à une telle question, et puisque les variables *sbs* et *sb* sont cointégrées, nous conduisons nos tests de causalité sur la base d'un modèle à correction d'erreur qui peut s'écrire comme suit :

$$\Delta(sbs_t) = 0.97\Delta(sb_t) - 0.67\Delta(sb_{t-1}) - 0.96\Delta(sb_{t-2}) - 0.42\Delta(sb_{t-3}) \quad (17.3)$$

(5.98) (1.65) (-2.95) (-1.47)

$$+ 0.61\Delta(sbs_{t-1}) + 0.59\Delta(sbs_{t-2}) + 0.39\Delta(sbs_{t-3}) - 1.49ECT_{2,t-1}$$

(2.18) (2.34) (2.14) (-4.13)

$$R^2 = 0.84; R^2 \text{ ajusté} = 0.77; F\text{-statistic} = 12.18; D\text{-W} = 1.93$$

$$\Delta(sb_t) = 0.49\Delta(sb_{t-1}) + 0.54\Delta(sb_{t-2}) + 0.35\Delta(sb_{t-3}) + 0.64\Delta(sbs_t) \quad (17.4)$$

(1.48) (1.91) (1.50) (6.17)

$$- 0.27\Delta(sbs_{t-1}) - 0.35\Delta(sbs_{t-2}) - 0.30\Delta(sbs_{t-3}) - 1.44ECT_{2,t-1}$$

(-1.27) (-1.82) (-2.20) (-3.45)

$$R^2 = 0.79; R^2 \text{ ajusté} = 0.71; F\text{-statistic} = 9.22; D\text{-W} = 1.98$$

Comme le montre notre modèle estimé à correction d'erreur (voir équations 17.3 et 17.4), il existe effectivement une causalité bidirectionnelle entre le ratio au PIB du solde de la balance extérieure des biens et services et le ratio au PIB du solde budgétaire (pour des détails sur les tests de causalité, voir, Granger, 1969, 1981; Granger et Newbold, 1974; Engle et Granger, 1991). Ces résultats empiriques suggèrent, contrairement aux conclusions de certains travaux (voir Boussetta, 1992, 1995, par exemple), que le solde externe affecte et est affecté par le solde budgétaire. Les déficits de la balance extérieure des biens et services sont affectés par les déficits budgétaires, notamment à travers la demande des biens et services importés émanant du secteur public, et les soldes budgétaires sont affectés par les soldes externes de biens et services, notamment à travers la décroissance de la contribution des entreprises exportatrices publiques (sous forme de dividendes et des taxes à l'export) et privées (sous

une constante et un trend linéaire. Même si le test de cointégration à la manière de Johansen a été initialement conçu pour des modèles multivariés, Gonzalo (1994) a montré que ce test est préférable même dans des cas de modèles univariés.

forme d'impôts et taxes) au budget de l'Etat. En outre, les restrictions sur les importations durant la majeure partie de la période, entraînant une amélioration du solde des biens et services, aurait pu induire une amélioration du solde budgétaire, surtout lorsqu'une grande portion de la demande de biens et services de consommation et d'investissement émanait du secteur public. Il importe cependant de noter que la diminution des importations peut également détériorer le solde budgétaire, notamment quand une part substantielle des recettes publiques provient des taxes sur les transactions internationales. Néanmoins, il semble que l'effet net de tous ces facteurs améliorerait probablement le solde budgétaire.

Suivant l'équation (17.3), l'hypothèse de l'égalité à zéro des coefficients associés aux premières différences actuelles et retardées du ratio au PIB du solde budgétaire et du coefficient associé au terme de correction d'erreur (test de Wald : F-statistic = 15,18 prob. = 0,00001; $\chi^2 = 75,90$, prob. = 0,000001) peut être rejetée, suggérant qu'il existe une causalité allant du ratio au PIB du solde budgétaire vers le ratio au PIB du solde des biens et services. De même, l'hypothèse nulle de l'égalité à zéro des coefficients associés au ratio au PIB du solde externe des biens et services et du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans l'équation (29.10) peut être rejetée (test de Wald : F-statistic = 10,08 prob. = 0,00013; $\chi^2 = 50,39$, prob. = 0,000001), suggérant que le ratio au PIB du solde budgétaire est affecté par le ratio au PIB du solde de la balance extérieure des biens et services.

Ces résultats empiriques corroborent ainsi la prédiction de l'hypothèse keynésienne de l'absorption suivant laquelle les déficits budgétaires détériorent les soldes externes et rejettent l'hypothèse ricardienne selon laquelle il n'existe aucun lien entre les deux déficits. Néanmoins, dans le cas marocain, il semble que l'hypothèse keynésienne de l'absorption est incomplète en ce sens qu'elle ne prend pas en compte l'impact probable des soldes externes sur les soldes budgétaires. Nos tests révèlent que le ratio au PIB du solde budgétaire affecte et est affecté par le ratio au PIB du solde externe des biens et services, notamment à travers l'effet positif des recettes d'exportations et de la limitation des importations sur le budget public.

1.2.1.2: Une causalité bidirectionnelle entre les soldes budgétaires et les soldes de la balance des paiements courants

En majorant le solde externe des biens et services par le solde des revenus de facteurs, la causalité bidirectionnelle se confirme-t-elle? Quelle est l'ampleur de l'impact par rapport au cas où le solde externe est mesuré par le solde des biens et services? C'est à ces diverses questions que nous essaierons de répondre dans la suite de cette analyse.

Le modèle de départ peut s'écrire :

$$sc_t = \beta_0 + \beta_1.sb_t + \eta_t \quad (17.5)$$

où sc est le ratio au PIB du solde de la balance des paiements courants et sb est le ratio au PIB du solde budgétaire, le solde étant mesuré par la différence entre les recettes et les dépenses publiques totales, majorée de la différence entre les prêts et les repaiements (méthode du FMI).

La non stationnarité en niveau et la stationnarité en différence première du ratio au PIB du solde budgétaire étant déjà démontrée, il importe de noter que le ratio au PIB du solde courant (sc) de la balance des paiements est également non stationnaire en niveau¹. Dès lors, les deux

¹- Puisque le t-statistic (-2,50) associé au coefficient de sc_{t-1} dans l'équation ADF est supérieure à la valeur critique de Mackinnon au seuil de 5% (soit -2,96), la variable sc est non stationnaire en niveau. Par ailleurs, le test ADF sur la différence première de sc révèle que Δsc est stationnaire en niveau, indiquant que la variable sc est intégrée d'ordre 1.

variables sc et sb sont intégrées du même ordre. En conséquence, elles peuvent être cointégrées. C'est d'ailleurs ce que confirment les tests de cointégration d'Engle-Granger et de Johansen. En effet, suivant la méthode d'Engle et Granger, les résidus de la régression de sc sur sb (t-statistic = -4,92) sont stationnaires (la constante et le trend linéaire sont statistiquement très significatifs; la stationnarité des résidus est très forte parce que ni le trend ni la constante ne sont statistiquement significatifs dans l'équation ADF). De même, suivant la méthode de Johansen, dans un seul cas où la valeur d'Eigen est de 0,37, le ratio de vraisemblance monte à 16,63, une valeur supérieure à la valeur critique au seuil de 5%, soit 15,41 (le nombre de retards dans le VAR est égal à 1 et le VAR contient une constante).

Les équations cointégrantes peuvent s'écrire :

$$sc_t = 0,044 - 0,0008t + 1,13sb_t \quad (17.6)$$

(3,12) (-1,60) (11,12)

$$R^2 = 0,82; R^2 \text{ ajusté} = 0,81; F\text{-statistic} = 62,27; D\text{-W} = 1,38$$

$$sb_t = -0,05 + 0,0008t + 0,73sc_t \quad (17.7)$$

(-4,94) (1,97) (11,12)

$$R^2 = 0,83; R^2 \text{ ajusté} = 0,82; F\text{-statistic} = 65,78; D\text{-W} = 1,28$$

Les équations (17.6) et (17.7) sont cointégrantes, c'est-à-dire qu'elles constituent des relations d'équilibre à long terme. L'équation (17.6) révèle qu'à long terme, une aggravation du déficit budgétaire d'un point de pourcentage du PIB détériorerait le solde de la balance des paiements courants de 1,13 point de pourcentage du PIB, une proportion inférieure de 0,16 point de pourcentage du PIB à celle que nous avons obtenue dans le cas où le solde externe est mesuré par le solde de la balance extérieure des biens et services (voir équation 17.3), suggérant, en première analyse, que l'impact négatif des déficits budgétaires sur les soldes externes s'exerce surtout à travers ses effets sur les soldes extérieurs des biens et services¹.

Comme le révèle l'équation (17.7), en première analyse, une amélioration du solde de la balance des paiements courants d'un point de pourcentage du PIB induirait à long terme, une amélioration du solde budgétaire de 0,73 point de pourcentage du PIB, une proportion légèrement supérieure (de 0,06 point de pourcentage du PIB) à celle que nous avons obtenue dans le cas où le solde externe est mesuré par le solde de la balance extérieure des biens et services (soit une proportion de 0,67 : voir équation 17.2)².

Les interprétations qui précèdent constituent en fait une première analyse. Elles n'ont un fondement que si les tests révèlent qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre les soldes budgétaires et courants en proportions du PIB. Puisque les séries concernant les deux soldes exprimés en proportions du PIB sont cointégrées, les tests de causalité doivent être conduits

¹ Une première estimation révèle même qu'il existe une relation négative entre le ratio au PIB du solde budgétaire et le ratio au PIB du solde des revenus des facteurs. Certes, une telle relation semble difficile à appréhender sur le plan théorique. Néanmoins, elle pourrait être due probablement au fait que des déficits budgétaires élevés augmentent les revenus des facteurs versés au reste du monde (intérêts, salaires, honoraires, etc.), détériorant ainsi le solde des revenus des facteurs, mais un tel impact détériorant est plus que compensé par l'impact positif des déficits budgétaires sur les flux des revenus de facteurs (notamment le rapatriement des revenus des travailleurs marocains à l'étranger). Ce dernier effet s'expliquerait probablement par le fait que les flux de revenus de facteurs sont suscités par l'effet d'entraînement qu'exercent les dépenses publiques sur l'investissement privé (voir chapitre II de la présente partie). En mesurant le solde budgétaire par la différence entre les recettes et les dépenses publiques totales (au lieu d'adopter la méthode du FMI ci-dessus indiquée), la proportion obtenue (soit 1,15) ne diffère pas beaucoup par rapport à la proportion de 1,13 obtenue dans l'équation (29.12).

² En mesurant le solde budgétaire par la différence entre les recettes et les dépenses publiques totales (au lieu d'adopter la méthode du FMI ci-dessus indiquée), la proportion obtenue (soit 0,70) ne diffère pas beaucoup par rapport à la proportion de 0,73 obtenue dans l'équation (17.2).

sur la base d'un modèle à correction d'erreur. Suivant nos estimations sur la période 1967-1996, le modèle dynamique à correction d'erreur s'écrit :

$$\begin{aligned} \Delta(sc_t) = & 0.20\Delta(sc_{t-1}) + 0.26\Delta(sc_{t-2}) + 0.25\Delta(sc_{t-3}) \\ & (1.60) \quad (1.61) \quad (2.02) \\ & + 1.02\Delta(sb_t) - 0.39\Delta(sb_{t-2}) - 0.90ECT3_{t-1} \\ & (6.00) \quad (-1.63) \quad (-4.72) \end{aligned} \quad (17.8)$$

$$R^2 = 0.78; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0.73; \quad F\text{-statistic} = 15.20; \quad D\text{-W} = 1.78$$

$$\begin{aligned} \Delta(sb_t) = & 0.64\Delta(sc_t) - 0.21\Delta(sb_{t-3}) - 0.52ECT3'_{t-1} \\ & (7.69) \quad (-1.96) \quad (-2.93) \end{aligned} \quad (17.9)$$

$$R^2 = 0.75; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0.73; \quad F\text{-statistic} = 34.18; \quad D\text{-W} = 2.03$$

Comme le montrent les équations (17.8) et (17.9) du modèle dynamique à correction d'erreur, il existe une causalité bidirectionnelle entre le ratio au PIB du solde budgétaire (sb) et le ratio au PIB du solde de la balance des paiements courants (sc). En effet, le test de Wald (F-statistic = 21,95, prob. = 0,000001; $\chi^2 = 65,86$, prob. = 0,0000001) révèle que l'hypothèse nulle de l'égalité à zéro des coefficients associés à $\Delta(sb_t)$, à $\Delta(sb_{t-2})$ et au terme de correction d'erreur dans l'équation (17.8) peut être rejetée. De même, le test de Wald (F-statistic = 29,56, prob. = 0,0000001; $\chi^2 = 59,12$, prob. = 0,00000001) révèle que l'hypothèse nulle de l'égalité à zéro des coefficients associés à $\Delta(sc_t)$ et au terme de correction d'erreur dans l'équation (17.9) peut être rejetée. Une telle causalité bidirectionnelle existe-t-elle à court ou à long terme? Le test de Wald indique que la causalité allant du ratio au PIB du solde budgétaire vers le ratio au PIB du solde des paiements courants existe aussi bien à court terme (F-statistic = 21,84, prob. = 0,000007; $\chi^2 = 43,69$, prob. = 0,0000007) qu'à long terme (F-statistic = 22,26, prob. = 0,00012; $\chi^2 = 22,26$, prob. = 0,000002)¹. De même, la causalité allant du ratio au PIB du solde courant vers le ratio au PIB du solde budgétaire existe aussi bien à court terme (F-statistic = 59,11, prob. = 0,000001; $\chi^2 = 59,11$, prob. = 0,0000001) qu'à long terme (F-statistic = 8,54, prob. = 0,007655; $\chi^2 = 8,54$, prob. = 0,00347).

En vertu de ces résultats de tests, le solde budgétaire dans le cas marocain affecte et est affecté par le solde des paiements courants, et cette causalité bidirectionnelle semble exister aussi bien à court qu'à long terme, contrairement à la prédiction keynésienne suivant laquelle il existe une causalité à sens unique allant du solde budgétaire vers le solde des paiements courants et à la prédiction ricardienne selon laquelle les deux soldes ne sont pas du tout interreliés.

Dans le cas marocain, le ratio au PIB du déficit budgétaire détériore le solde des paiements courants, notamment à travers l'effet positif des dépenses publiques sur les importations des biens et services : suivant la relation cointégrante (équation 17.6), une aggravation du déficit budgétaire d'un point de pourcentage du PIB induirait à *long terme*, une détérioration du solde de la balance des paiements courants de 1,13 point de pourcentage du PIB. Le ratio au PIB du solde budgétaire est également influencé positivement par le ratio au PIB du solde des paiements courants, notamment à travers l'effet positif des recettes d'exportation et de la limitation des importations sur le budget de l'Etat.

¹ Le test de causalité à court terme consiste à tester l'hypothèse nulle que les coefficients associés à $\Delta(sb_t)$ et $\Delta(sb_{t-2})$ dans l'équation (29.14) sont nuls. Dans l'autre direction, le test de causalité à court terme consiste à tester l'hypothèse nulle que le coefficient associé à $\Delta(sc_t)$ dans l'équation (29.15) est nul. Quant au test de causalité à long terme, il se base sur le test de l'hypothèse nulle que le coefficient

De ce qui précède, on peut déduire d'importantes implications de politique économique. Si les décideurs de politique économique veulent œuvrer en faveur d'une amélioration de la balance extérieure, un ajustement budgétaire adéquat serait nécessaire à travers la réduction des dépenses et l'optimisation des recettes publiques. Il importe toutefois de noter que l'ajustement budgétaire lui-même nécessiterait un ajustement de la balance extérieure. Ceci serait possible grâce à la diversification des recettes extérieures ainsi qu'à une bonne stratégie de réduction de des composantes de l'absorption publique qui reposent lourdement sur les importations. Du côté des recettes extérieures, les mesures à prendre concernent la diversification des exportations, le développement soutenable du tourisme, la lutte contre la fuite des capitaux, l'encouragement des flux de rapatriements des fonds des travailleurs marocains à l'étranger, etc. Tous ces facteurs peuvent avoir des effets directs et indirects sur le budget de l'Etat. Du côté des dépenses, les mesures à prendre doivent porter sur la rationalisation des dépenses publiques, non pas sur la réduction de l'investissement public, en raison de l'effet d'entraînement qu'il exerce sur l'investissement privé et la croissance économique en général¹.

1.2.2: Relation entre les soldes budgétaires et les soldes externes dans un échantillon de pays

En vue d'étudier empiriquement la relation entre les soldes budgétaires et externes dans une perspective comparative, nous tenterons dans la suite de cette analyse, d'estimer une telle relation pour des échantillons de pays développés et en développement.

1.2.2.1: Des soldes externes de biens et services significativement amenuisés par les soldes publics dans les pays en développement

En désignant par sbs et sb les ratios au PIB (en pourcentages) des soldes externes (de biens et services) et budgétaire respectivement, nous aurons un modèle à estimer en utilisant les techniques de données de panel. En raison d'une valeur relativement faible pour θ^2 , le modèle *within*, qui est l'équivalent du modèle à effets fixes, est le plus approprié pour estimer le modèle. Notre hypothèse de départ réside dans le fait que l'impact des soldes budgétaires sur les soldes externes exprimés en proportions du PIB serait probablement plus robuste dans les pays en développement que dans les pays développés, en raison notamment du fait que le secteur public dans les pays en développement accumulent des déficits budgétaires plus élevés en proportions du PIB et que le contenu importations (en proportions du PIB) de ces déficits est relativement plus important dans les pays en développement que dans les pays développés. De même, nous nous attendons à ce que l'impact des soldes externes sur les soldes budgétaires soit également plus robuste dans les pays en développement en raison notamment de l'effet important des recettes d'exportation sur les finances de l'Etat dans les pays en développement par rapport aux pays développés.

En nous concentrant sur le cas du groupe de 16 pays développés de notre échantillon élargi, le modèle estimé peut s'écrire :

$$sbs_{it} = 0,03sb_{it} + 0,86sbs_{it-1} - 0,26sbs_{it-2} \quad (18)$$

(0,97) (14,20) (-4,35)

Statistiques pondérées :

$R^2 = 0,835$; R^2 ajusté = 0,823 ; Durbin-Watson = 1,99 ; somme des carrés des résidus = 629,00 ; taille du panel : 272.

¹- Voir chapitre I de la troisième partie.

Statistiques non pondérées :

$R^2 = 0,86$; R^2 ajusté = 0,85 ; Durbin-Watson = 2,07 ; somme des carrés des résidus = 629,00 ; taille du panel : 272.

Dans le cas du groupe de 29 pays en développement¹, la régression devient :

$$sbs_{it} = 0,10s_{it} + 0,69sbs_{it-1} - 0,10sbs_{it-2} \quad (18.1)$$

(2,08) (14,92) (-2,37)

Statistiques pondérées :

$R^2 = 0,79$; R^2 ajusté = 0,78 ; Durbin-Watson = 1,99 ; somme des carrés des résidus = 9723,00 ; taille du panel : 487.

Statistiques non pondérées :

$R^2 = 0,84$; R^2 ajusté = 0,83 ; Durbin-Watson = 1,93 ; somme des carrés des résidus = 9723,00 ; taille du panel : 487.

Nos résultats empiriques révèlent que l'impact des soldes budgétaires sur les soldes externes des biens et services en pourcentages du PIB est positif et statistiquement différent de zéro au sein de notre échantillon de 29 pays en développement (équation 18.1). Suivant nos estimations, une amélioration des soldes budgétaires d'un point de pourcentage du PIB améliorerait à long terme, les soldes de la balance extérieure des biens et services de 0,244 point de pourcentage du PIB au sein des 29 pays en développement, contre 0,122 point de pourcentage du PIB seulement au sein de notre échantillon élargi de 45 pays développés et en voie de développement (pour des détails sur l'estimation du modèle pour l'échantillon élargi, voir Mansouri, 2001). Au sein de notre échantillon de 16 pays développés, l'impact positif des soldes budgétaires sur les soldes externes n'est pas statistiquement significatif, suggérant que les soldes externes en biens et services sont même insensibles aux déficits publics. Ce résultat empirique confirme ainsi, conformément à notre hypothèse de départ, que l'impact positif des soldes budgétaires sur les soldes externes des biens et services en proportions du PIB serait probablement plus robuste dans les pays en développement que dans les pays développés. Le R^2 se situe au voisinage de 0,80 révélant qu'une grande partie des soldes externes est expliquée par les soldes budgétaires au sein de l'échantillon de 29 pays en développement.

1.2.2.2: Une sensibilité forte des soldes externes courants aux déficits publics dans les pays en développement

En mesurant le ratio au PIB du solde externe par le ratio (sc) au PIB du solde de la balance des paiements courants, le modèle à effets fixes pour le groupe de 16 pays développés² peut s'écrire :

$$sc_{it} = 0,05sb_{it} + 0,80sc_{it-1} - 0,25sc_{it-2} \quad (18.2)$$

(1,40) (12,94) (-4,08)

Statistiques pondérées :

$R^2 = 0,73$; R^2 ajusté = 0,71 ; Durbin-Watson = 2,00 ; somme des carrés des résidus = 870,00 ; taille du panel : 271.

¹ Les 29 pays en développement de notre échantillon sont : le Chili, la Corée du Sud, le Costa Rica, l'Égypte, l'Éthiopie, le Ghana, Haïti, l'Honduras, l'Inde, Israël, la Jordanie, le Kenya, le Nigeria, le Pakistan, le Paraguay, le Pérou, les Philippines, le Swaziland, la Tanzanie, la Thaïlande, le Bahamas, la Barbade, le Botswana, l'Afrique du Sud, le Maroc, l'Île Maurice, le Sri Lanka, la Tunisie et la Turquie.

² Le groupe des 16 pays développés de notre échantillon global comporte : la Grèce, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, l'Espagne, la Finlande, la France, la Hollande, l'Italie, la Nouvelle Zélande, la Norvège, le Portugal, la Suède, le Royaume-Uni et les USA.

Statistiques non pondérées :

$R^2 = 0,67$; R^2 ajusté = 0,65 ; Durbin-Watson = 2,15 ; somme des carrés des résidus = 870,00 ; taille du panel : 271.

En ce qui concerne le groupe des pays en voie de développement, le modèle à effets fixes peut s'écrire comme suit :

$$sc_{it} = 0,23.sb_{it} + 0,57.sc_{it-1} - 0,10.sc_{it-2} \quad (18.3)$$

(5,25) (12,35) (-2,40)

Statistiques pondérées :

$R^2 = 0,63$; R^2 ajusté = 0,60 ; Durbin-Watson = 2,07 ; somme des carrés des résidus = 9154,00 ; taille du panel : 477.

Statistiques non pondérées :

$R^2 = 0,50$; R^2 ajusté = 0,47 ; Durbin-Watson = 2,14 ; somme des carrés des résidus = 9154,00 ; taille du panel : 477.

Nos estimations indiquent qu'une amélioration des soldes budgétaires d'un point de pourcentage du PIB améliorerait les soldes externes courants de 0,434 point de pourcentage du PIB à long terme, au sein des 29 pays en développement contre 0,245 point de pourcentage du PIB seulement au sein des 45 pays de notre échantillon élargi (pour des détails sur l'estimation du modèle à effets fixes pour notre échantillon élargi, voir Mansouri, 2001).

Conformément à nos hypothèses de départ, l'ampleur de l'impact des soldes budgétaires est plus faible dans les 16 pays développés que dans les 29 pays en développement de notre échantillon, quelle que soit la méthode utilisée pour mesurer le solde externe. En effet, selon nos estimations, lorsque le solde externe est mesuré par le solde de la balance extérieure des biens et services, une amélioration des soldes budgétaires d'un point de pourcentage du PIB induirait à long terme, une amélioration des soldes externes de 0,244 point de pourcentage du PIB au sein des 29 pays en développement (équation 18.1) contre 0,075 point de pourcentage du PIB seulement au sein des 16 pays développés (équation 18). Dans le cas du groupe des 16 pays développés, l'impact des soldes budgétaires sur les soldes externes de biens et services n'est statistiquement significatif qu'au seuil de 33%. De même, lorsque le solde externe est mesuré par le solde de la balance des paiements courants, la proportion pour les 29 pays en développement est de l'ordre de 0,434 point de pourcentage du PIB (équation 18.3) contre 0,111 point de pourcentage du PIB seulement pour les 16 pays développés (équation 18.2). Dans le cas du groupe des 16 pays développés, l'effet des soldes budgétaires sur les soldes externes courants n'est statistiquement significatif qu'au seuil de 17%.

L'importance relative de l'ampleur et de la signification statistique de l'impact des soldes budgétaires sur les soldes de la balance extérieure des biens et services au sein du groupe des pays en développement en comparaison avec le groupe des pays développés révèle bien, conformément à nos attentes, combien le contenu «importations» en proportion du PIB de l'absorption publique (consommation et investissement publics) est plus sensible à l'évolution des déficits publics dans les pays en développement que dans les pays développés. Il serait également probable que certaines exportations de biens et services en proportion du PIB subissent un impact positif plus élevé (ou un impact négatif moins élevé) des déficits publics dans les pays développés que dans les pays en développement¹.

¹ Selon nos estimations, le ratio au PIB (en pourcentage) des exportations de biens et services subit l'influence positive des ratios au PIB des déficits publics au sein des 16 pays développés de notre échantillon alors qu'il en subit l'influence négative dans les pays en développement (voir nos estimations in Mansouri, 2001).

Même si nos régressions en données de panel négligent d'autres déterminants des exportations comme le taux de change et la demande étrangère, elles permettent d'estimer l'impact que peuvent jouer les déficits publics dans l'évolution des exportations de biens et

En somme, l'hypothèse keynésienne de l'absorption semble plus robuste au sein des 29 pays en développement de notre échantillon, suggérant que ces pays ont réalisé de mauvaises performances en matière des paiements extérieurs durant la période en raison notamment de contre – performances en matière budgétaire.

Il importe de s'interroger sur la relation entre les soldes budgétaires et externes en concentrant l'analyse non pas sur les déficits publics exprimés comme tels mais sur leur *structure*. C'est sur cet aspect que nous allons nous concentrer dans la suite de cette analyse.

2- Soldes externes et composantes de l'absorption publique : quelles relations ?

La structure des dépenses publiques peut être appréhendée à travers l'éclatement de l'absorption publique en deux composantes fondamentales : la consommation publique et l'investissement public. Si les déficits publics induisent les déficits extérieurs, quelle serait la composante de l'absorption publique qui en serait responsable? Quelle serait l'ampleur de l'impact respectif de la consommation et de l'investissement publics? Existe-t-il une relation dans l'autre sens? En d'autres termes, les déficits extérieurs influencent-ils eux-mêmes les composantes de l'absorption publique? C'est à ces diverses questions que nous essaierons de répondre dans la suite de ce chapitre en travaillant sur des données de panel.

2.1: Interaction entre les soldes externes et les composantes de l'absorption publique au Maroc

Malgré l'importance de la question de la relation entre les soldes extérieurs et les composantes de l'absorption publique, plusieurs études empiriques l'ont longtemps négligée. En vue de voir comment les soldes externes interagissent avec les composantes fondamentales de l'absorption publique, nous mènerons dans ce qui suit une analyse empirique du cas marocain en recourant aux innovations récentes en matière de séries temporelles. Nous nous concentrerons d'abord sur les tests de causalité à court et à long terme entre la consommation publique et les soldes externes avant de nous pencher sur les tests de causalité à court et à long terme entre l'investissement public et les soldes externes.

2.1.1: Tests de causalité à court et à long terme entre la consommation publique et les soldes externes au Maroc

Nos tests de causalité à court et à long terme reposent sur l'estimation d'un modèle à correction d'erreur. Nous présentons d'abord nos estimations avant d'interpréter les résultats empiriques et de formuler des implications de politique économique.

services dans les pays développés en comparaison avec les pays en développement. Suivant nos estimations, l'accumulation des déficits publics dans les pays développés est avantageuse pour les exportations de biens et services alors qu'elle y nuit dans les pays en développement. A long terme, une augmentation des déficits publics d'un point de pourcentage du PIB dans au sein des 16 pays développés durant la période 1977-1993 améliorerait les exportations de biens et services d'un peu plus de 0,43 point de pourcentage du PIB contre une détérioration de 0,65 point de pourcentage du PIB au sein des 29 pays en développement sur la même période. Nous qualifions cet impact négatif des déficits publics sur les exportations de biens et services dans les pays en développement d'effet d'éviction des exportations. Un tel impact négatif ne devrait pas nous surprendre dès lors que les secteurs exportateurs dans les pays en développement sont généralement moins diversifiés et les dépenses publiques sont plus concentrées sur la consommation publique et d'autres dépenses publiques improductives ou productives à plus long terme. Nos résultats empiriques nous rappellent également les prédictions des théories structuralistes selon lesquelles les spécificités structurelles des économies en développement font que les fuites sont nombreuses. De ce fait, l'effet multiplicateur keynésien qui devrait normalement jouer en faveur de la diversification des activités économiques et de la promotion des exportations de biens et services se fait sentir surtout à l'étranger (importations, service de la dette, etc.).

2.1.1.1: Relations entre la consommation publique et les soldes externes au Maroc : un modèle à correction d'erreur

Dans le cas où le solde externe est mesuré par le solde de la balance extérieure des biens et services, le modèle à estimer pour le cas marocain peut s'écrire :

$$sbs_t = a_0 + a_1.cpub_t + v_t \quad (19)$$

où *sbs* et *cpub* indiquent respectivement le ratio au PIB du solde de la balance extérieure des biens et services et le ratio au PIB des dépenses publiques de consommation.

Comme nous l'avons déjà montré (voir supra), la variable *sbs* est non stationnaire en niveau et stationnaire en première différence. Le test ADF indique que la variable *cpub* est également non stationnaire (t-statistic = -1,94 ; valeur critique de Mackinnon à 1% (5%) = -3,66 (-2,96). Par ailleurs, les tests de cointégration au sens d'Engle – Granger et à la manière de Johansen indiquent que tous les couples de variables sont cointégrés¹.

Dans le cas où le solde externe est mesuré par le solde de la balance des paiements courants, la relation peut être exprimée comme suit :

$$sc_t = \beta_0 + \beta_1.cpub_t + v_t \quad (19.1)$$

où *sc* et *cpub* représentent respectivement le ratio au PIB du solde de la balance des paiements courants et le ratio au PIB de la consommation générale de l'Etat marocain.

Comme nous l'avons déjà montré, les variables *sc* et *cpub* (voir supra), sont toutes les deux intégrées d'ordre 1. Par ailleurs, les tests de cointégration au sens d'Engle et Granger et à la manière de Johansen indiquent que les deux variables sont cointégrées².

Les équations cointégrantes peuvent se présenter comme suit :

$$sbs_t = 0.17 + 0,001t - 1.64cpub_t \quad (19.2)$$

(6.03) (1.91) (-8,62)

$$R^2 = 0.74; R^2 \text{ ajusté} = 0.72; F\text{-statistic} = 38.90; D\text{-W} = 1.08$$

$$cpub_t = 0.11 + 0.001t - 0.45sbs_t \quad (19.3)$$

(17.98) (3.00) (-8.62)

$$R^2 = 0.78; R^2 \text{ ajusté} = 0.77; F\text{-statistic} = 48.02; D\text{-W} = 0.99$$

$$sc_t = 0,14 + 0,003t - 1,44cpub_t \quad (19.4)$$

(5,86) (5,46) (-9,57)

$$R^2 = 0,75; R^2 \text{ ajusté} = 0,74; F\text{-statistic} = 45,81; D\text{-W} = 1,29.$$

1. Suivant la méthode d'Engle et Granger, les résidus des régressions de *sbs* sur *cpub* et de *cpub* sur *sbs* s'avèrent stationnaires (le t-statistic est de -2,84 dans le premier cas et de -2,96 dans le deuxième cas). Dans les deux régressions, la constante et le trend linéaire sont statistiquement significatifs. Les résidus sont fortement stationnaires dans les deux cas en raison de la non signification statistique de la constante et du trend linéaire dans les équations ADF des résidus. Le nombre de retards est choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike soit minimum. De même, le test de cointégration de Johansen indique que les variables de l'équation (19.1) sont cointégrées (dans le seul cas où la valeur d'Eigen est de 0,49, le ratio de vraisemblance monte à 20,07, une valeur supérieure à la valeur critique au seuil de 5%, soit 18,17 ; le nombre de retards dans le VAR est égal à 3 et le VAR contient une constante et un trend linéaire).

2. Suivant la méthode d'Engle et Granger, les résidus des régressions de *sc* sur *cpub* et de *cpub* sur *sc* s'avèrent stationnaires (le t-statistic est de -3,82 dans le premier cas et de -3,55 dans le deuxième cas). Dans les deux régressions, la constante et le trend linéaire sont statistiquement significatifs. Les résidus sont fortement stationnaires dans les deux cas en raison de la non signification statistique de la constante et du trend linéaire dans les équations ADF des résidus. Le nombre de retards est choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike soit minimum. De même, le test de cointégration de Johansen indique que les variables de l'équation (19.1) sont cointégrées (dans le seul cas où la valeur d'Eigen est de 0,40, le ratio de vraisemblance monte à 18,81, une valeur largement supérieure à la valeur critique au seuil de 5%, soit 18,17 ; le nombre de retards dans le VAR est égal à 1 et le VAR contient une constante).

$$c_{pub_t} = 0,10 + 0,002t - 0,52sc_t \quad (19.5)$$

(19,54) (7,53) (-9,57)

$$R^2 = 0,83; R^2 \text{ ajusté} = 0,82; F\text{-statistic} = 73,20; D\text{-W} = 1,08.$$

Toutes nos équations cointégrantes (régressions 19.2 jusqu'à 19.5) révèlent qu'il existe une relation négative entre les dépenses publiques de consommation et les soldes externes dans le cas marocain. Une telle relation est statistiquement très significative quelque soit la spécification retenue, suggérant que les dépenses de consommation publique affectent et/ou sont affectées négativement par les soldes externes. En vue de tester la causalité dans les deux sens, nous présentons dans ce qui suit, l'estimation de nos modèles dynamiques à correction d'erreur. Les modèles dynamiques à correction d'erreur peuvent s'écrire comme suit :

$$\Delta(sbs_t) = -0,24\Delta(sbs_{t-3}) - 1,30\Delta(c_{pub_t}) - 0,53ECT6'_{t-1} \quad (19.6)$$

(-1,76) (-4,53) (-3,11)

$$R^2 = 0,59; R^2 \text{ ajusté} = 0,55; F\text{-statistic} = 16,46; D\text{-W} = 2,08$$

Test de causalité globale : F-statistic = 14,84, prob. = 0,00007; $\chi^2 = 29,67$, prob. = 0,000001

Test de causalité à court terme : F-statistic = 20,53, prob. = 0,00015; $\chi^2 = 20,53$, prob. = 0,000006

Test de causalité à long terme : F-statistic = 6,34, prob. = 0,019; $\chi^2 = 6,34$, prob. = 0,012

$$\Delta(c_{pub_t}) = 0,20\Delta(c_{pub_{t-1}}) + 0,30\Delta(c_{pub_{t-3}}) - 0,33\Delta(sbs_t) - 0,59ECT6'_{t-1} \quad (19.7)$$

(1,47) (2,22) (-5,15) (-3,52)

$$R^2 = 0,57; R^2 \text{ ajusté} = 0,52; F\text{-statistic} = 11,04; D\text{-W} = 2,19.$$

Test de causalité globale : F-statistic = 15,61, prob. = 0,00004; $\chi^2 = 31,22$, prob. = 0,000001

Test de causalité à court terme : F-statistic = 26,57, prob. = 0,000025; $\chi^2 = 26,57$, prob. = 0,000001

Test de causalité à long terme : F-statistic = 12,38, prob. = 0,0017; $\chi^2 = 12,38$, prob. = 0,00043.

$$\Delta(sc_t) = -1,14\Delta(c_{pub_t}) - 0,72ECT8'_{t-1} \quad (19.8)$$

(-4,61) (-4,33)

$$R^2 = 0,60; R^2 \text{ ajusté} = 0,60; F\text{-statistic} = 46,30; D\text{-W} = 1,75$$

Test de causalité globale : F-statistic = 23,15, prob. = 0,000001; $\chi^2 = 46,30$, prob. = 0,0000001

Test de causalité à court terme : F-statistic = 21,25, prob. = 0,00007; $\chi^2 = 21,25$, prob. = 0,000004

Test de causalité à long terme : F-statistic = 18,74, prob. = 0,00015; $\chi^2 = 18,74$, prob. = 0,000015.

$$\Delta(c_{pub_t}) = 0,033 - 0,37\Delta(sc_t) - 0,45ECT8'_{t-1} \quad (19.9)$$

(1,55) (-5,50) (-2,82)

$$R^2 = 0,51; R^2 \text{ ajusté} = 0,48; F\text{-statistic} = 15,17; D\text{-W} = 1,84$$

Test de causalité globale : F-statistic = 15,17, prob. = 0,000031; $\chi^2 = 30,33$, prob. = 0,0000001

Test de causalité à court terme : F-statistic = 30,20, prob. = 0,000006; $\chi^2 = 30,20$, prob. = 0,0000001

Test de causalité à long terme : F-statistic = 7,91, prob. = 0,0087; $\chi^2 = 7,91$, prob. = 0,0049.

Dans la suite de cette analyse, nous présentons les interprétations des résultats empiriques obtenus et nous tenterons de formuler des implications de politique économique.

2.1.1.2: Impact substantiel de la consommation publique sur les soldes externes et sa faible réaction à l'ajustement des comptes externes

Comme le révèlent les équations (19.6) et (19.7) du modèle à correction d'erreur et les tests de causalité, il existe une causalité bidirectionnelle à court et à long terme entre le ratio au PIB du solde de la balance extérieure des biens et services et le ratio au PIB des dépenses de consommation générale de l'Etat marocain. Dans tous les cas, le terme de correction d'erreur est négatif et statistiquement très significatif conformément aux implications de la théorie de la cointégration. Les équations (19.2) et (19.3) sont bien des équations cointégrantes, c'est-à-dire des relations d'équilibre à long terme. L'équation (19.2) indique qu'à long terme, une augmentation des dépenses de consommation générale de l'Etat marocain d'un point de pourcentage du PIB, entraînerait une détérioration du solde de la balance extérieure des biens et services de 1,64 point de pourcentage du PIB. Un tel impact relativement robuste reflète la pression exercée par la composante "consommation" de l'absorption publique sur le solde externe des biens et services. Dans l'autre direction, une amélioration du solde de la balance extérieure des biens et services d'un point de pourcentage du PIB induirait à long terme, une chute de la consommation générale de l'Etat marocain de 0,45 point de pourcentage du PIB (équation cointégrante 19.3). Un tel impact reflète notamment l'effet de la limitation des importations sur les dépenses du secteur public en biens de consommation.

Comme le révèlent les équations (19.8) et (19.9) du modèle à correction d'erreur ainsi que les tests de causalité, il existe bien une causalité bidirectionnelle entre le ratio au PIB de la consommation publique et le ratio au PIB du solde de la balance des paiements courants. Les tests montrent également qu'une telle causalité bidirectionnelle existe aussi bien à court qu'à long terme. Ces résultats empiriques révèlent ainsi que le ratio au PIB des dépenses publiques de consommation affecte et est affecté par le solde de la balance des paiements courants en proportion du PIB à court comme à long terme. L'équation cointégrante (19.4) indique qu'à long terme, une hausse de la consommation publique d'un point de pourcentage du PIB, induirait une détérioration du solde de la balance des paiements courants de 1,44 point de pourcentage du PIB. Un tel impact relativement robuste reflète la pression qu'exerce la consommation publique sur les dépenses extérieures courantes (importations de biens et services et transferts des revenus des facteurs de production). En revanche, l'équation cointégrante (19.5) révèle qu'une amélioration du solde de la balance des paiements courants d'un point de pourcentage du PIB entraînerait à long terme, une chute des dépenses publiques de consommation de 0,52 point de pourcentage du PIB. Un tel impact relativement moins fort reflète la tendance à ajuster la balance des paiements courants en comptant moins sur les dépenses de consommation que sur d'autres dépenses de l'Etat marocain (notamment les dépenses d'investissement : voir infra).

En comparant les résultats empiriques représentés dans les équations cointégrantes (19.4) et (19.5) avec ceux représentés dans les équations cointégrantes (19.2) et (19.3), il est possible de formuler des remarques intéressantes. Lorsque le solde externe est mesuré par le solde de la balance extérieure des biens et services (équations 19.2), une augmentation des dépenses publiques de consommation d'un point de pourcentage du PIB, induirait à long terme, une détérioration du solde externe de 1,64 point de pourcentage du PIB, contre 1,44 point de pourcentage seulement dans le cas où le solde externe est mesuré par le solde de la balance des paiements courants (équation 19.4). Une telle disparité s'expliquerait probablement par le fait que les dépenses publiques de consommation génèrent une détérioration du solde externe à travers leur pression sur les importations de biens et services plutôt que sur les transferts de revenus des facteurs de production. En outre, lorsque le solde externe est mesuré par le solde de la balance des paiements courants (équation 19.4), une amélioration du solde externe d'un

point de pourcentage du PIB entraînerait à long terme, une chute des dépenses de consommation publique de 0,52 point de pourcentage du PIB, contre 0,45 point de pourcentage du PIB seulement dans le cas où le solde externe est mesuré par le solde de la balance extérieure des biens et services (équation cointégrante 19.3), suggérant qu'à côté de la limitation des importations de biens et services, la réduction des transferts des revenus des facteurs de production contribue à la baisse des dépenses de consommation publique en proportion du PIB (Mansouri, 2002).

2.1.2: Interaction entre l'investissement public et les soldes externes au Maroc

Comme nous le verrons ci-dessous, nos résultats empiriques indiquent que l'investissement public amenuise moins substantiellement les soldes externes en comparaison avec la consommation publique. Paradoxalement, l'ajustement des comptes externes semblent reposer lourdement sur les dépenses publiques d'investissement. Ces deux aspects sont traités en détail dans la suite de cette analyse.

2.1.2.1: Des dépenses d'investissement public amenuisant moins substantiellement les soldes externes

En mesurant le solde externe par le solde de la balance extérieure des biens et services, le modèle à estimer pour le cas marocain peut s'écrire :

$$sbs_t = \alpha_0 + \alpha_1 ipub_t + \eta_t \quad (20)$$

où *sbs* et *ipub* sont respectivement le ratio au PIB du solde de la balance extérieure des biens et services et le ratio au PIB des dépenses publiques en investissement.

En raison de la pression qu'exercent les dépenses publiques d'investissement sur les importations, le signe attendu du paramètre α_1 est négatif. Toutefois, nous nous attendons à ce que la valeur du paramètre en valeur absolue soit inférieure à la proportion que nous avons estimée dans le cas du ratio au PIB de la consommation publique. La raison est simple : l'amenuisement du solde externe des biens et services en proportion du PIB s'expliquerait plus substantiellement par la pression qu'exerce la consommation publique que par celle qu'exerce l'investissement public sur les comptes externes.

Comme nous l'avons montré plus haut, la variable *sbs* est non stationnaire en niveau et stationnaire en différence première. Par ailleurs, le test ADF de racine unitaire indique que la variable *ipub* est également non stationnaire en niveau et stationnaire en différence première (t-statistic = -2,07 ; valeur critique de Mackinnon au seuil de 1% (5%) = -3,66 (-2,96). Puisque les deux variables de l'équation (29.33) sont intégrées du même ordre, elle peuvent être cointégrées. Effectivement, les tests de cointégration au sens d'Engle – Granger et à la manière de Johansen révèlent que les deux variables sont cointégrées¹.

En mesurant le solde externe par le solde de la balance des paiements courants, le comportement de ce solde en fonction des dépenses publiques d'investissement, peut s'écrire comme suit :

¹- Suivant la méthode d'Engle et Granger, les résidus des régressions de *sbs* sur *ipub* et de *ipub* sur *sbs* s'avèrent stationnaires (le t-statistic est de -2,55 dans la premier cas et de -2,56 dans le deuxième cas). Dans les deux régressions, la constante et le trend linéaire sont statistiquement significatifs. Les résidus sont fortement stationnaires dans les deux cas en raison de la non signification statistique de la constante et du trend linéaire dans les équations ADF des résidus. Le nombre de retards est choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike soit minimum. De même, le test de cointégration de Johansen indique que les variables de l'équation (20) sont cointégrées (dans le seul cas où la valeur d'Eigen est de 0,49, le ratio de vraisemblance monte à 16,52, une valeur largement supérieure à la valeur critique au seuil de 5%, soit 12,53 ; le nombre de retards dans le VAR est égal à 4 et le VAR contient une constante).

$$sc_t = \delta_0 + \delta_1 ipub_t + \varepsilon_t \quad (20.1)$$

où sc et $ipub$ représentent respectivement le ratio au PIB du solde de la balance des paiements courants et le ratio au PIB des dépenses publiques d'investissement.

Ayant déjà montré que les deux variables sont toutes les deux intégrées d'ordre 1 (voir supra), les tests de cointégration à la manière d'Engle – Granger et à la façon de Johansen révèlent que les deux variables sont également cointégrées¹.

Les équations cointégrantes peuvent s'écrire comme suit :

$$sbs_t = 0,05 - 0,0017t - 1,15ipub_t \quad (20.2)$$

(2,75) (-2,38) (-7,41)

$$R^2 = 0,68; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0,66; \quad F\text{-statistic} = 28,90; \quad D\text{-W} = 0,76.$$

$$ipub_t = 0,06 - 0,0011t - 0,58sbs_t \quad (20.3)$$

(6,34) (-2,20) (-7,41)

$$R^2 = 0,67; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0,65; \quad F\text{-statistic} = 27,82; \quad D\text{-W} = 0,75.$$

$$sc_t = 0,05 - 1,12ipub_t \quad (20.4)$$

(4,96) (-9,43)

$$R^2 = 0,75; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0,74; \quad F\text{-statistic} = 88,95; \quad D\text{-W} = 1,04$$

$$ipub_t = 0,06 - 0,67sc_t \quad (20.5)$$

(12,69) (-9,43)

$$R^2 = 0,75; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0,74; \quad F\text{-statistic} = 88,95; \quad D\text{-W} = 0,91.$$

Quelle que soit la méthode adoptée pour mesurer le solde externe, les équations cointégrantes indiquent qu'il existe une relation négative entre le solde externe et les dépenses publiques d'investissement. Nous verrons plus loin comment on peut comparer les résultats empiriques par rapport à la relation entre les soldes externes et les dépenses publiques de consommation.

En mesurant le solde externe tantôt par le solde de la balance extérieure des biens et services tantôt par le solde de la balance des paiements courants et en normalisant toutes les variables par le PIB, nous avons obtenu les modèles suivants à correction d'erreur :

$$\Delta(sbs_t) = -0,996\Delta(ipub_t) - 0,55ECT7_{t-1} \quad (20.6)$$

(-5.30) (-2.62)

$$R^2 = 0,55; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0,53; \quad F\text{-statistic} = 32,00; \quad D\text{-W} = 2,11.$$

Test de causalité globale : $F\text{-statistic} = 16,04$, $prob. = 0,000026$; $\chi^2 = 32,08$, $prob. = 0,000001$

Test de causalité à court terme : $F\text{-statistic} = 28,13$, $prob. = 0,000013$; $\chi^2 = 28,13$, $prob. = 0,000001$

Test de causalité à long terme : $F\text{-statistic} = 6,88$, $prob. = 0,014$; $\chi^2 = 6,88$, $prob. = 0,0087$.

¹ Suivant la méthode d'Engle et Granger, les résidus des régressions de sc sur $ipub$ et de $ipub$ sur sc s'avèrent stationnaires (le t -statistic est de $-2,94$ dans la premier cas et de $-2,78$ dans le deuxième cas). Dans les deux régressions, la constante est statistiquement significative et le trend linéaire ne l'est pas. Les résidus sont fortement stationnaires dans les deux cas en raison de la non signification statistique de la constante et du trend linéaire dans les équations ADF des résidus. Le nombre de retards est choisi de telle sorte que le critère d'information d'Akaike soit minimum. De même, le test de cointégration de Johansen indique que les deux variables de l'équation (29.35) sont cointégrées (dans le seul cas où la valeur d'Eigen est de $0,37$, le ratio de vraisemblance monte à $20,86$, une valeur largement supérieure à la valeur critique au seuil de 5% , soit $19,96$; le nombre de retards dans le VAR est égal à 1 et le VAR contient ne contient ni constante ni trend linéaire). Pour des détails sur les estimations et les tests, voir Mansouri (2002).

$$\Delta(ipub_t) = -0,48\Delta(sbs_t) - 0,32ECT\epsilon'_{t-1} \quad (20.7)$$

(-5,08) (-2,25)

$$R^2 = 0,53; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0,51; \quad F\text{-statistic} = 29,07; \quad D\text{-W} = 1,80.$$

Test de causalité globale : F-statistic = 14,54, prob. = 0,000058; $\chi^2 = 29,08$, prob. = 0,000001

Test de causalité à court terme : F-statistic = 25,84, prob. = 0,000027; $\chi^2 = 25,84$, prob. = 0,000001

Test de causalité à long terme : F-statistic = 5,07, prob. = 0,033; $\chi^2 = 5,07$, prob. = 0,024.

$$\Delta(sc_t) = -0,92\Delta(ipub_t) - 0,56ECT\eta'_{t-1} \quad (20.8)$$

(-5,40) (-3,43)

$$R^2 = 0,66; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0,65; \quad F\text{-statistic} = 54,08; \quad D\text{-W} = 1,82$$

Test de causalité globale : F-statistic = 27,05, prob. = 0,000001; $\chi^2 = 54,10$, prob. = 0,000001

Test de causalité à court terme : F-statistic = 29,13, prob. = 0,000006; $\chi^2 = 29,13$, prob. = 0,000004

Test de causalité à long terme : F-statistic = 11,75, prob. = 0,002; $\chi^2 = 11,75$, prob. = 0,0006.

$$\Delta(ipub_t) = -0,56\Delta(sc_t) - 0,38ECT\eta'_{t-1} \quad (20.9)$$

(-6,16) (-2,26)

$$R^2 = 0,57; \quad R^2 \text{ ajusté} = 0,56; \quad F\text{-statistic} = 38,11; \quad D\text{-W} = 1,93$$

Test de causalité globale : F-statistic = 19,06, prob. = 0,000005; $\chi^2 = 38,12$, prob. = 0,000001

Test de causalité à court terme : F-statistic = 37,89, prob. = 0,000001; $\chi^2 = 37,89$, prob. = 0,000001

Test de causalité à long terme : F-statistic = 5,11, prob. = 0,03; $\chi^2 = 5,11$, prob. = 0,024.

Suivant les équations (20.6) et (20.7) du modèle à correction d'erreur ainsi que les tests de causalité, il existe bien une causalité bidirectionnelle à court comme à long terme entre le ratio au PIB des dépenses publiques d'investissement et le solde de la balance extérieure des biens et services en proportion du PIB. La causalité allant des dépenses publiques d'investissement en proportion du PIB vers le ratio au PIB du solde externe de biens et services s'explique notamment par la pression qu'exerce l'investissement public sur les importations. Dans l'autre direction, le ratio au PIB des dépenses publiques est également affecté par le ratio au PIB du solde externe de biens et services en raison notamment de l'impact de la limitation des importations sur ce type de dépenses publiques. Même si un effet positif des recettes d'exportation sur les dépenses publiques d'investissement est possible, l'effet net serait de réduire ces dépenses en proportion du PIB. Comme attendu, l'équation cointégrante (20.2) révèle que le ratio au PIB des dépenses publiques d'investissement affecte négativement le solde externe des biens et services en proportion du PIB. Conformément à notre hypothèse de départ, un tel impact est moins robuste que dans le cas du ratio au PIB de la consommation publique (équation 19.2). Une élévation des dépenses publiques de consommation d'un point de pourcentage du PIB induirait à long terme, une détérioration du solde externe des biens et services de 1,64 point de pourcentage du PIB, contre 1,15 point de pourcentage du PIB seulement dans le cas des dépenses publiques d'investissement (équation 20.2), suggérant que la pression de l'absorption publique sur le solde externe provient plus de la composante "consommation" que de la composante "investissement".

Les mêmes remarques peuvent être formulées dans le cas où le solde externe est mesuré par le solde de la balance des paiements courants. Comme l'indiquent les équations (20.8) et (20.9) du modèle à correction d'erreur et les tests de causalité, il existe bien une causalité bidirectionnelle entre le ratio au PIB des dépenses publiques d'investissement et le ratio au

PIB du solde de la balance des paiements courants. Les tests montrent également que la causalité bidirectionnelle existe aussi bien à court qu'à long terme. Le terme de correction d'erreur est partout négatif et statistiquement très significatif en conformité avec les implications de la théorie de la cointégration.

L'équation cointégrante (20.4) indique qu'une augmentation des dépenses publiques d'investissement d'un point de pourcentage du PIB entraînerait à long terme, une détérioration du solde courant de la balance des paiements de 1,12 point de pourcentage du PIB, soit une proportion très proche de celle que nous avons estimée dans le cas où le solde externe est mesuré par le solde de la balance extérieure des biens et services, soit 1,15 point de pourcentage du PIB (équation cointégrante 20.2). La légère différence entre les deux proportions est due au fait que les dépenses publiques d'investissement détériorent le solde externe à travers la pression qu'elles exercent plus sur les importations de biens et services que sur les transferts de revenus des facteurs de production. Il importe également de remarquer que l'ampleur de l'impact du ratio au PIB des dépenses publiques d'investissement sur le solde de la balance des paiements courants en proportion du PIB est moins prononcé que l'ampleur de l'impact des dépenses publiques de consommation. En effet, suivant l'équation cointégrante (19.4), une augmentation des dépenses publiques de consommation d'un point de pourcentage du PIB induirait à long terme, une détérioration du solde de la balance des paiements courants de 1,44 point de pourcentage du PIB contre 1,12 point de pourcentage du PIB seulement dans le cas des dépenses publiques d'investissement (équation cointégrante 20.4). Ces résultats empiriques révèlent que la détérioration du solde courant est due plus à une hausse de la consommation générale de l'Etat qu'à une augmentation des dépenses d'investissement public.

2.1.2.2: Un ajustement externe reposant lourdement sur l'investissement public : un paradoxe manifeste

En examinant les équations (19.3) et (20.3), il est possible d'identifier un paradoxe majeur de l'ajustement des finances publiques et des comptes externes dans le cas particulier du Maroc. Alors que le ratio au PIB du solde externe des biens et services est plus affecté par la consommation générale de l'Etat que par l'investissement public en proportion du PIB, c'est plutôt ce dernier qui supporte le fardeau de l'ajustement. Suivant l'équation (20.3), une amélioration du solde de la balance extérieure des biens et services d'un point de pourcentage du PIB, induirait à long terme, une chute de l'investissement public de 0,58 point de pourcentage du PIB contre 0,45 point de pourcentage du PIB seulement pour la consommation publique (équation 19.3). Il est donc clair, que l'ajustement du compte extérieur se réalise au détriment de l'investissement public productif, ce qui serait à même de mettre en péril les opportunités de croissance économique à long terme (voir chapitre I, 3^{ème} partie).

En mesurant le solde externe par le solde de la balance des paiements courants, le paradoxe demeure manifeste. L'équation cointégrante (20.5) indique qu'une amélioration du solde courant de la balance des paiements d'un point de pourcentage du PIB entraînerait à long terme, une chute des dépenses publiques d'investissement de 0,67 point de pourcentage du PIB. Une telle proportion est relativement plus importante par rapport à celle que nous avons estimée dans le cas où le solde externe est mesuré par le solde de la balance extérieure des biens et services, soit 0,58 point de pourcentage du PIB (voir équation cointégrante 20.3). De tels résultats empiriques traduisent le fait qu'en plus de la limitation des importations des biens et services, la réduction des fuites des revenus des facteurs de production (essentiellement les salaires, honoraires et intérêts versés au reste du monde) serait génératrice d'une chute des dépenses publiques d'investissement en proportion du PIB. Il

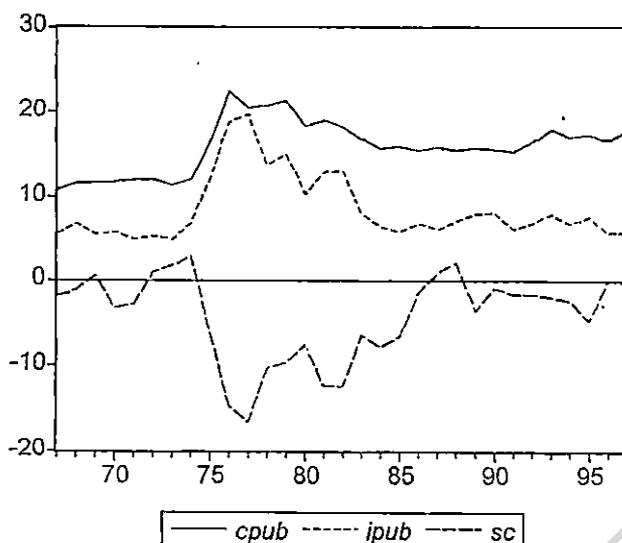
importe également de remarquer que l'ajustement du compte courant de la balance des paiements dans le cas marocain se fait plus par la réduction des dépenses extérieures courantes liées à l'investissement public (importation des biens et services concernant l'investissement public, transfert au reste du monde de revenus de facteurs liés à l'investissement, etc.) que par la réduction des dépenses extérieures courantes liées à la consommation générale de l'Etat. En effet, suivant l'équation cointégrante (20.5), une amélioration du solde courant de la balance des paiements courants d'un point de pourcentage du PIB (notamment à travers la limitation des importations et la réduction des fuites de revenus de facteurs de production), entraînerait à long terme, une chute des dépenses publiques d'investissement de 0,67 point de pourcentage du PIB, contre 0,52 point de pourcentage du PIB seulement pour les dépenses de consommation générale de l'Etat (équation cointégrante 19.5).

Il s'agit là d'un réel paradoxe de la politique économique de l'Etat marocain. Alors que c'est la consommation générale de l'Etat qui détériore plus le solde courant de la balance des paiements, l'ajustement des comptes externes se fait plus au détriment de l'investissement public! Une telle politique risque d'être préjudiciable pour l'économie nationale dès lors que ce sont les dépenses publiques d'investissement qui sont à même d'affecter positivement la croissance économique à long terme, notamment à travers leurs effets d'entraînement sur l'investissement privé (voir chapitre I, 3^{ème} partie). En faisant supporter le fardeau de l'ajustement des comptes internes et externes sur l'investissement public, on tend à mettre en péril les opportunités de développement du pays (Mansouri, 1999, 2000, 2002).

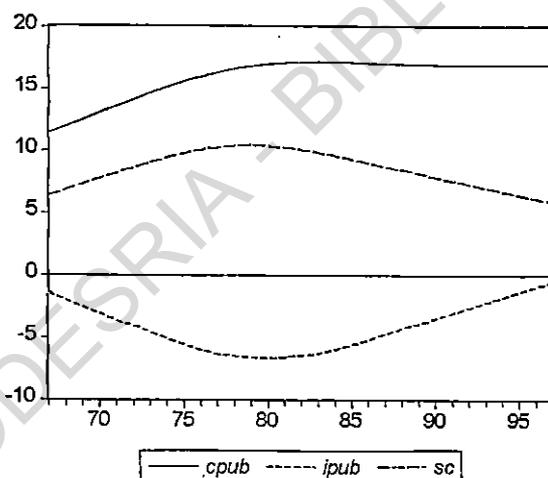
Comme le montre le graphique 22, il existe généralement une relation négative entre le ratio au PIB du solde de la balance des paiements courants et les ratios au PIB de la consommation générale de l'Etat et de l'investissement public. Toutefois, il est aisé d'observer que l'amélioration du solde courant de la balance des paiements en proportion du PIB à partir de la première moitié des années 80 s'accompagne d'une chute continue et aigüe du ratio au PIB des dépenses publiques d'investissement alors que la chute du ratio au PIB des dépenses de consommation publique en réaction à l'amélioration du solde courant en proportion du PIB est relativement moins accentuée.

En utilisant le filtre d'Hodrick et Prescott (graphique 23), le lissage des trois séries révèle bien que le ratio au PIB du solde de la balance des paiements courants tend à s'améliorer à partir de la première moitié des années 80. Une telle amélioration tendancielle s'accompagne d'une chute tendancielle du ratio au PIB de l'investissement public alors que le ratio au PIB tendanciel de la consommation générale de l'Etat est quasiment stable. Le lissage corrobore ainsi nos résultats économétriques : l'ajustement du compte courant de la balance des paiements tend à se réaliser au détriment des dépenses publiques d'investissement. Puisque ces dernières sont essentielles pour la croissance à long terme de l'économie marocaine, la stratégie de l'ajustement externe risque de mettre en péril les opportunités de développement du pays.

Graphique 22 : Evolution des ratios au PIB de la consommation générale de l'Etat (*cpub*), de l'investissement public (*ipub*) et du solde courant de la balance des paiements (*sc*) ; en %.



Graphique 23 : ratios au PIB tendanciels (filtre Hodrick - Prescott) de la consommation générale de l'Etat (*cpub*), de l'investissement public (*ipub*) et du solde de la balance des paiements courants (*sc*) ; en %



En vue de déterminer l'impact des composantes de l'absorption publique sur les soldes externes dans une perspective comparative, nous essaierons dans ce qui suit, d'estimer des modèles économétriques pour des échantillons de pays développés et en voie de développement.

2.2: Composantes de l'absorption publique et soldes externes : une comparaison entre des échantillons de pays développés et en voie de développement

comme nous l'avons fait pour le cas marocain, nous essaierons dans un premier lieu d'estimer l'impact de la consommation publique sur les soldes externes avant d'estimer dans un deuxième lieu l'effet des dépenses publiques d'investissement. dans une perspective

comparative, les estimations seront conduites séparément pour un échantillon de pays développés et un échantillon de pays en développement.

2.2.1: Impact de la consommation publique sur les soldes externes dans des échantillons de pays développés et de pays en développement

Nous présentons d'abord les estimations pour un échantillon de pays en voie de développement avant de comparer les résultats obtenus avec ceux concernant un échantillon de pays développés

2.2.1.1: Le cas d'un échantillon de pays en développement : l'impact négatif et statistiquement très significatif de la consommation publique

En désignant par *sbs*, *sc* et *cpub*, les ratios au PIB du solde externe des biens et services, du solde externe courant et de la consommation publique respectivement, les modèles estimés pour 28 pays en développement¹ peuvent s'écrire :

$$sbs_{it} = -0,11.cpub_{it} + 0,71.sbs_{it-1} - 0,11.sbs_{it-2} \quad (20.10)$$

(-1,60) (15,34) (-2,42)

Statistiques pondérées :

R² = 0,80 ; R² ajusté = 0,78 ; Durbin-Watson = 1,99 ; somme des carrés des résidus = 9279 ; taille du panel : 470.

Statistiques non pondérées :

R² = 0,85 ; R² ajusté = 0,83 ; Durbin-Watson = 1,96 ; somme des carrés des résidus = 9279 ; taille du panel : 470.

$$sc_{it} = -0,28.cpub_{it} + 0,61.sc_{it-1} - 0,11.sc_{it-2} \quad (20.11)$$

(-4,34) (13,12) (-2,64)

Statistiques pondérées :

R² = 0,61 ; R² ajusté = 0,59 ; Durbin-Watson = 2,07 ; somme des carrés des résidus = 9448,00 ; taille du panel : 470.

Statistiques non pondérées :

R² = 0,48 ; R² ajusté = 0,44 ; Durbin-Watson = 2,10 ; somme des carrés des résidus = 9448,00 ; taille du panel : 470.

Quelque soit la méthode adoptée pour mesurer le solde externe, l'impact estimé de la consommation publique sur les soldes externes est négatif et statistiquement très significatif à travers les 28 pays en développement de notre échantillon sur la période 1976-1993. Une augmentation des dépenses publiques de consommation d'un point de pourcentage du PIB entraînerait à long terme, une détérioration des soldes de la balance extérieure des biens et services de 0,275 point de pourcentage du PIB.

De même, une augmentation des dépenses publiques de consommation d'un point de pourcentage du PIB induirait à long terme, un amenuisement des soldes de la balance des paiements courants de 0,56 point de pourcentage du PIB à travers les 28 pays en développement de notre échantillon sur la période prise en considération.

Tous ces résultats empiriques suggèrent que les dépenses publiques de consommation amenuisent les soldes externes dans les pays en voie de développement en raison notamment de la pression qu'exercent ces dépenses sur le secteur externe. Dans une perspective

¹ En raison de l'indisponibilité des données statistiques sur la consommation publique pour le cas de Haïti, le nombre de pays en développement de l'échantillon est de 28 au lieu de 29 pays.

comparative, nous continuons cette analyse empirique en nous concentrant sur le cas d'un groupe de pays développés en comparaison avec le groupe des pays en développement.

2.2.1.2: Le cas d'un échantillon de pays développés : impact faible et statistiquement moins significatif de la consommation publique

En ce qui concerne un groupe des 16 pays développés de notre échantillon, nous aurons :

$$se_{it} = -0,05.cpub_{it} + 0,87.sbs_{it-1} - 0,25.sbs_{it-2} \quad (20.12)$$

(-0,75) (14,22) (-4,33)

Statistiques pondérées :

$R^2 = 0,83$; R^2 ajusté = 0,82 ; Durbin-Watson = 1,99 ; somme des carrés des résidus = 635 ; taille du panel : 272.

Statistiques non pondérées :

$R^2 = 0,86$; R^2 ajusté = 0,85 ; Durbin-Watson = 2,06 ; somme des carrés des résidus = 635 ; taille du panel : 272.

$$sc_{it} = -0,18.cpub_{it} + 0,79.sc_{it-1} - 0,25.sc_{it-2} \quad (20.13)$$

(-2,29) (12,70) (-4,13)

Statistiques pondérées :

$R^2 = 0,73$; R^2 ajusté = 0,71 ; Durbin-Watson = 2,00 ; somme des carrés des résidus = 879,00 ; taille du panel : 271.

Statistiques non pondérées :

$R^2 = 0,67$; R^2 ajusté = 0,64 ; Durbin-Watson = 2,11 ; somme des carrés des résidus = 879,00 ; taille du panel : 271.

La signification statistique de l'effet de la consommation publique sur les soldes externes de biens et services est faible au sein des 16 pays développés où l'impact n'est significatif qu'à un seuil de 45% contre 11% pour l'ensemble des pays de l'échantillon élargi ainsi que pour le groupe des 28 pays en développement. Pour l'ensemble des pays de l'échantillon élargi, une augmentation des dépenses de consommation publique d'un point de pourcentage du PIB induirait à *long terme* une détérioration des soldes de la balance extérieure des biens et services d'environ 0,21 point de pourcentage du PIB contre 0,275 point de pourcentage du PIB pour les 28 pays en voie de développement (pour des détails sur l'estimation du modèle pour notre échantillon élargi, voir Mansouri, 2001).

Tous ces résultats empiriques révèlent qu'en exprimant les variables en proportions du PIB, l'effet négatif de la composante « consommation » de l'absorption publique totale est plus robuste dans les pays en développement que dans les pays développés au niveau tant de son ampleur que du degré de sa signification statistique, suggérant que la consommation publique détériorerait les soldes externes de biens et services plus substantiellement dans le monde en développement que dans le monde développé. Ce résultat empirique ne devrait pas normalement surprendre dès lors qu'on sait qu'une grande partie des dépenses de consommation générale du gouvernement dans les pays du sud (salaires et traitements publics, acquisition de matériel de fonctionnement, etc.) porte sur des biens importés que sur des biens produits localement. En revanche, dans les pays développés, la consommation publique porte plus sur des biens domestiques.

En mesurant les soldes externes par les soldes de la balance des paiements courants, l'impact des dépenses publiques de consommation demeure plus fort dans les pays en

développement en comparaison avec les pays développés du point de vue aussi bien de son ampleur que du degré de sa signification statistique. Une augmentation de la consommation publique d'un point de pourcentage du PIB induirait à long terme une détérioration des soldes externes courants de 0,39 point de pourcentage du PIB au sein des 16 pays développés (équation 20.13) contre 0,56 point de pourcentage du PIB au sein des 28 pays en développement de l'échantillon (équation 20.11).

Ces disparités des résultats en fonction de la méthode adoptée pour mesurer les soldes externes incitent à avancer quelques remarques qui semblent importantes. Selon nos calculs, le déficit de la balance des paiements courants au sein des 16 pays développés est en moyenne égal à environ 1,60% du PIB alors que le déficit de la balance extérieure des biens et services se situe aux alentours de 0,65% du PIB en moyenne seulement sur la période 1977-1993. En revanche, au sein des 28 pays en développement, sur la même période, le déficit de la balance extérieure des biens et services est de l'ordre de 4,97% du PIB en moyenne contre 4,02% du PIB seulement pour le déficit de la balance des paiements courants. Il s'avère ainsi que lorsque les soldes extérieurs sont mesurés par les soldes de la balance extérieure des biens et services, l'impact négatif de la consommation publique sur le secteur externe dans les pays développés est sous-estimé parce que, dans ce cas de figure, les soldes externes sont surestimés. En revanche, dans les pays en voie de développement, lorsque les soldes externes sont mesurés par les soldes de la balance des biens et services, l'impact négatif de la consommation publique sur le secteur externe est surestimé parce que, dans ce cas de figure, les soldes externes sont sous-estimés.

2.2.2: Impact de l'investissement public sur les soldes externes dans des échantillons de pays développés et en voie de développement

En raison de l'indisponibilité des données statistiques sur l'investissement public pour un grand nombre de pays développés et en voie de développement, le nombre d'observations de notre panel devient moins élevé¹.

2.2.2.1: Des dépenses d'investissement public amenuisant substantiellement les soldes externes dans un échantillon de pays en développement

En désignant par $kpub$, sbs et sc les ratios au PIB des dépenses publiques d'investissement, du solde externe des biens et services et du solde externe courant respectivement, le modèle à effets fixes pour les 15 pays en développement peut s'écrire :

$$se_{it} = -0,44.kpub_{it} + 0,71.sbs_{it-1} - 0,14.sbs_{it-2} \quad (20.14)$$

(-3,78) (11,33) (-2,28)

Statistiques pondérées :

$R^2 = 0,85$; R^2 ajusté = 0,84 ; Durbin-Watson = 1,96 ; somme des carrés des résidus = 5238 ; taille du panel : 249.

Statistiques non pondérées :

$R^2 = 0,88$; R^2 ajusté = 0,87 ; Durbin-Watson = 2,14 ; somme des carrés des résidus = 5238 ; taille du panel : 249.

¹ Le groupe des pays développés comprend désormais 13 pays : l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, l'Espagne, la Finlande, la France, les Pays-Bas, la Nouvelle Zélande, la Norvège, la Suède, le Royaume-Uni et les USA. Quant au groupe des pays en développement, il est composé de 15 pays : le Bahamas, le Botswana, la Colombie, l'Egypte, le Ghana, la Jordanie, le Kenya, le Maroc, l'Ile Maurice, le Mexique, le Pakistan, l'Afrique du Sud, le Sri Lanka, la Tunisie et la Turquie.

$$sc_{it} = -0,49.kpub_{it} + 0,45.sc_{it-1} \quad (20.15)$$

(-4,67) (8,36)

Statistiques pondérées :

$R^2 = 0,55$; R^2 ajusté = 0,52 ; Durbin-Watson = 1,96 ; somme des carrés des résidus = 5270 ; taille du panel : 252

Statistiques non pondérées :

$R^2 = 0,42$; R^2 ajusté = 0,38 ; Durbin-Watson = 2,10 ; somme des carrés des résidus = 5270 ; taille du panel : 252.

Comme attendu, l'impact des ratios au PIB des dépenses publiques en capital sur les ratios au PIB des soldes de la balance extérieure des biens et services est négatif et statistiquement très significatif au sein des 15 pays en développement de notre échantillon, suggérant que les dépenses publiques de capital en proportions du PIB au sein des 15 pays en développement déprimerait les soldes externes de biens et services en proportions du PIB. A long terme, une augmentation des dépenses publiques de capital d'un point de pourcentage du PIB détériorerait les soldes de la balance extérieure des biens et services de 1,02 point de pourcentage du PIB dans les 15 pays en développement de notre échantillon contre 0,875 point de pourcentage du PIB seulement au sein des 28 pays de notre échantillon global, suggérant que l'effet négatif des dépenses publiques en capital est plus prononcé dans les pays en développement en raison du contenu « importation » de ces dépenses (pour des détails sur l'estimation du modèle pour les 28 pays de notre échantillon élargi, voir Mansouri, 2001).

L'effet des ratios au PIB des dépenses publiques de capital sur les ratios au PIB des soldes de la balance des paiements courants demeure négatif et statistiquement très significatif au sein des 15 pays en développement. Suivant nos résultats empiriques, une augmentation des dépenses publiques de capital d'un point de pourcentage du PIB induirait à *long terme*, une détérioration des soldes de la balance des paiements courants de 0,89 point de pourcentage du PIB au sein des 15 pays en développement contre 0,63 point de pourcentage du PIB seulement pour les 28 pays de notre échantillon élargi durant la période, suggérant que les ratios au PIB des dépenses publiques de capital affectent les soldes courants, notamment à travers leur effet sur les ratios au PIB des importations de biens et services et des paiements des revenus de facteurs (pour des détails sur l'estimation du modèle pour les 28 pays de notre échantillon élargi, voir Mansouri, 2001).

2.2.2.2: Des dépenses publiques d'investissement amenuisant moins substantiellement les soldes externes dans un échantillon de pays développés

En désignant par *sbs*, *sc* et *kpub* les ratio au PIB du solde externe des biens et services, du solde externe courant et de l'investissement public respectivement, le modèle à effets fixes pour les 13 pays développés peut s'écrire :

$$se_{it} = -0,19.kpub_{it} + 0,87.sbs_{it-1} - 0,24.sbs_{it-2} \quad (20.16)$$

(-1,10) (12,87) (-3,68)

Statistiques pondérées :

$R^2 = 0,74$; R^2 ajusté = 0,72 ; Durbin-Watson = 2,03 ; somme des carrés des résidus = 460 ; taille du panel : 221.

Statistiques non pondérées :

$R^2 = 0,88$; R^2 ajusté = 0,87 ; Durbin-Watson = 2,19 ; somme des carrés des résidus = 460 ; taille du panel : 221.

$$sc_{it} = -0,15.kpub_{it} + 0,80.sc_{it-1} - 0,15.sc_{it-2} - 0,08.sc_{it-3} \quad (20.17)$$

(-0,80) (11,22) (-1,67) (-1,20)

Statistiques pondérées :

R² = 0,75 ; R² ajusté = 0,73 ; Durbin-Watson = 2,04 ; somme des carrés des résidus = 516 ; taille du panel : 216.

Statistiques non pondérées :

R² = 0,72 ; R² ajusté = 0,69 ; Durbin-Watson = 2,28 ; somme des carrés des résidus = 516 ; taille du panel : 216.

Nos résultats empiriques révèlent que quelque soit la méthode adoptée pour mesurer le solde externe, les dépenses publiques d'investissement exercent un effet négatif mais statistiquement moins significatif sur les soldes externes. Dans une optique comparative, l'impact négatif des dépenses publiques d'investissement est statistiquement moins significatif au sein des 13 pays développés en comparaison avec les 15 pays en développement de notre échantillon¹.

Ces disparités sont dues au fait qu'au sein des pays développés, le contenu «charges extérieures courantes» des dépenses publiques d'investissement est moins prononcé qu'au sein des pays en voie de développement. En ce sens, l'investissement du secteur public au sein des pays en voie de développement tend à s'appuyer lourdement sur les importations de biens d'investissement ainsi que sur des revenus de facteurs de production versés au reste du monde. En revanche, l'investissement public dans les pays développés tend à compter moins lourdement sur les importations de biens d'investissement et les revenus de facteurs de production et à s'appuyer notamment sur les biens d'investissement produits localement .

II- Politique budgétaire et taux de change réel au Maroc

L'estimation de l'impact de la politique budgétaire sur le taux de change réel dans le cas marocain repose fondamentalement sur la dérivation et l'estimation d'une équation structurelle du taux de change réel (sous-section 1). Par ailleurs, une méthodologie de décomposition du solde externe nous permettra d'apprécier l'impact de l'absorption publique sur la compétitivité – prix de l'économie du pays (sous-section 2).

1- Impact des soldes budgétaires sur le taux de change réel au Maroc

Notre analyse empirique de l'impact du déficit budgétaire sur le taux de change réel part du principe fondamental suivant lequel les déficits publics sont à même d'apprécier le taux de change réel à travers leurs effets négatifs sur le solde externe. Comme nous le verrons plus loin, le modèle à estimer est en conséquence un modèle à équations simultanées. Nous tenterons d'abord d'obtenir une équation structurelle du taux de change réel avant de procéder à son estimation et d'interpréter les résultats obtenus.

1- En exprimant le solde externe des biens et services et l'investissement public en dollars américains pour les 13 pays développés, l'impact des dépenses publiques d'investissement est même positif et statistiquement significatif. Au sein des 13 pays développés, une augmentation des dépenses publiques de capital d'un million de dollars américains *améliorerait* les soldes de la balance extérieure des biens et services de 0,35 millions de dollars américains. Sur le plan théorique, ce résultat est, semble-t-il, lié à l'explication postkeynésienne. Celle-ci offre une alternative théorique suivant laquelle les dépenses publiques en capital pourraient contribuer à améliorer la capacité productive des pays et, en raison des effets de compétitivité, renforcer les efforts à l'exportation (sur cette question, voir Eisner, 1989 ; 1994 ; Parquez, 1993b, 1996 ; Seccareccia et Sharpe, 1994 ; Wray, 1992, 1994 ; voir également Mansouri, 2001).

1.1 : Dérivation d'une équation structurelle du taux de change réel à partir d'hypothèses théoriques et spécification d'un modèle à équations simultanées

Conformément à la tradition de Corden, Dornbusch, Salter et Swan dans le cadre d'une économie de petite taille, ouverte et dépendante, le taux de change réel, défini comme étant le prix relatif des biens échangeables par rapport au prix des biens non échangeables, peut être dérivé de l'équilibre sur le marché des biens non échangeables (équilibre interne). L'extension de ce paradigme pour tenir compte des trois secteurs des biens exportables, importables et non échangeables nous permet de dériver une équation structurelle du taux de change réel (voir Mansouri, 1999, 2001).

1.1.1: Une équation structurelle du taux de change réel dépendant du solde externe et des termes de l'échange

L'équation structurelle du taux de change réel que nous tenterons d'estimer pour le cas marocain est obtenue à partir de la condition d'équilibre macro-économique intérieur. Nous verrons d'abord comment nous pouvons dériver l'équation structurelle à partir d'une telle condition avant de discuter les hypothèses sur les paramètres du modèle.

1.1.1.1: Condition de l'équilibre macro-économique intérieur et dérivation d'une équation structurelle du taux de change réel

Soit une économie à trois biens : les biens exportables, les biens importables et les biens non échangeables, avec leurs prix respectifs P_E , P_M et P_N . Il est clair que le concept du taux de change réel peut être exprimé comme un prix agrégeant les prix nominaux des biens échangeables (P_E et P_M) en termes du prix nominal des biens non échangeables (P_N). Cependant, en général, une telle économie doit comporter deux prix relatifs P_E/P_N et P_M/P_N qu'on peut appeler respectivement le taux de change réel des exportations et le taux de change réel des importations.

Le modèle que nous utilisons dans ce cadre suppose que pour la réalisation de l'équilibre sur le marché des biens non échangeables (équilibre interne), il doit y avoir une relation d'équilibre entre les trois prix nominaux et le ratio de la dépense agrégée au revenu national nominal. Une telle relation peut être formulée comme suit :

$$D(n).A = O(n).Y \quad (21)$$

$D(n)$ étant la part de l'absorption des biens non échangeables dans l'absorption totale, A étant l'absorption nominale agrégée, $O(n)$ étant la part de l'output des biens non échangeables dans l'output nominal total (Y).

Il est aisé de montrer que si $D(n)$ et $O(n)$ peuvent être exprimées en fonction des trois prix nominaux, l'équation (21) deviendra :

$$f(P_E, P_M, P_N).A - g(P_E, P_M, P_N).Y = 0 \quad (21.1)$$

où $f(P_E, P_M, P_N) = D(n)$ et $g(P_E, P_M, P_N) = O(n)$.

Dans l'équation (21.1), nous supposons que l'offre et la demande des biens non échangeables sont homogènes de degré 1 par rapport à l'output nominal (Y) et à l'absorption agrégée (A). Puisque l'équation (21.1) doit être homogène de degré zéro pour toutes les

variables nominales, il est possible de déflater par le prix des biens non échangeables (P_N). Nous obtenons alors :

$$f(P_E/P_M, P_M/P_N, P_M/P_N) \cdot A = g(P_M/P_N, P_E/P_M, P_M/P_N) \cdot Y \quad (21.2)$$

Or, une identité fondamentale de la comptabilité nationale nous enseigne que la différence entre l'output nominal (Y) et l'absorption totale agrégée (A) donne le solde externe ; soit :

$$Y_t - A_t = SE_t \Rightarrow A_t = Y_t - SE_t \Rightarrow \frac{A_t}{Y_t} = 1 - se_t \quad (21.3)$$

où SE est le solde externe et se est son ratio à l'output nominal.

Dès lors, l'équation (21.2) devient :

$$f(P_E/P_M, P_M/P_N, P_M/P_N) \cdot (1 - se) = g(P_M/P_N, P_E/P_M, P_M/P_N) \quad (21.4)$$

En résolvant par rapport à P_M/P_N , on obtient :

$$P_{M_t}/P_{N_t} = h(P_{E_t}/P_{M_t}, se_t) \quad (21.5)$$

où P_M/P_N est le taux de change réel des importations puisqu'il exprime un rapport entre les prix des importations (biens échangeables) et le prix des biens non échangeables, et P_E/P_M exprime les termes de l'échange.

Dans l'équation (21.4), la mesure de P_M doit tenir compte des prélèvements sur les importations. Puisque P_M est mesuré sous forme d'indice, il peut s'écrire :

$$P_{M_t} = P_M^* \left(\frac{1 + t_{M_t}}{1 + t_{M_b}} \right) \quad (21.6)$$

où P_M^* est l'indice de la valeur moyenne des importations et t_M représente les prélèvements *ad valorem* sur les importations en période courante (t) et en période de base (b).

En vertu de ce qui précède, le modèle (21.5) devient :

$$P_{M_t}/P_{N_t} = h(P_{E_t}/P_{M_t}^*, se_t) \quad (21.7)$$

où $P_{E_t}/P_{M_t}^*$ exprime les termes de l'échange.

Sous forme logarithmique, le modèle (21.7) devient :

$$\text{Log}(P_{M_t}/P_{N_t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(P_{E_t}/P_{M_t}^*) + \alpha_2 se_t + \eta_t \quad (21.8)$$

où le prix des biens non échangeables (P_N) est estimé par l'indice des prix à la consommation.

1.1.1.2: Hypothèses sur les paramètres du modèle :

Notre hypothèse de départ est que le signe attendu du paramètre α_1 dans l'équation (21.8) est négatif. La raison réside dans le fait que l'équation (21.8) est une relation qui détermine la valeur d'équilibre des prix des biens non échangeables (P_N) étant donné les valeurs exogènes¹ de P_E , P_M^* et se . Une augmentation des prix des biens exportables élève les revenus du secteur exportateur et le niveau de la demande intérieure, exerçant ainsi une pression à la

¹ P_E , P_M^* étant déterminés par les prix extérieurs et se étant déterminé par le taux d'équilibre de l'épargne externe.

hausse sur l'indice des prix à la consommation, qui est notre mesure des prix des biens non échangeables (P_N), réduisant ainsi le taux de change réel des importations (P_M/P_N). En d'autres termes, on s'attend à ce qu'une amélioration des termes de l'échange *apprécie* le taux de change réel des importations¹ (pour plus de détails sur cet impact, voir Dornbusch, 1974 ; Harberger, 1988 ; Sjaastad, 1980). Quant au signe attendu du paramètre α_2 , il est positif. La raison est simple : une amélioration du solde externe signifie que l'absorption agrégée (A) a diminué, réduisant la pression qui s'exerce sur les prix des biens non échangeables, P_N (ou les prix intérieurs), augmentant ainsi le taux de change réel des importations (P_M/P_N), ce qui équivaut ainsi à une dépréciation réelle (Mansouri, 1999).

1.1.2: Nécessité de spécifier un modèle à équations simultanées et mesure des variables

Nous tenterons dans ce qui suit de montrer pourquoi le modèle doit être transformé en un modèle à équations simultanées avant de procéder à la mesure des variables du modèle.

1.1.2.1: Spécification du modèle à équations simultanées

Puisque le taux de change réel des importations peut affecter le solde externe, un biais de simultanéité est possible. En vue de réduire un tel biais, le modèle (21.8) peut être transformé en un modèle à équations simultanées. En raison de l'impact que le solde budgétaire peut avoir sur le solde externe (voir supra), le solde budgétaire primaire en proportion du PIB est introduit parmi les variables explicatives de se . Le modèle à équations simultanées peut s'écrire :

$$\begin{cases} \text{Log}(P_{M_t}/P_{N_t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}(P_{E_t}/P_{M_t}^*) + \alpha_2 se_t + \eta_t \\ se_t = \beta_0 + \beta_1 sbp_t + \beta_2 sbp_{t-1} + \beta_3 \text{Log}(P_{E_t}/P_{M_t}^*) + \beta_4 \text{Log}(P_{E_{t-1}}/P_{M_{t-1}}^*) + \beta_5 t_M + \beta_6 t_X + \beta_7 t_{X_{t-1}} + \eta'_t \end{cases} \quad (21.9)$$

où sbp est le ratio au PIB du solde budgétaire primaire, t_M et t_X expriment les prélèvements *ad valorem* sur les importations et les exportations respectivement.

Dans l'équation (21.9), il est aisé de comprendre que le taux de change réel est déterminé en deux étapes. Premièrement, le solde externe est déterminé entre autres, par le solde budgétaire. Deuxièmement, le solde externe affecte positivement le taux de change réel. Par transitivité, c'est le solde budgétaire qui affecte le taux de change réel.

1.1.2.2: Mesure des variables du modèle

Dans notre modèle à équations simultanées ci-dessus spécifié :

- le taux de change réel des importations est mesuré par le rapport entre l'indice des prix des importations ajusté pour tenir compte des prélèvements sur les importations et l'indice des prix des biens non échangeables, estimé par l'indice des prix à la consommation.
- Le solde externe est mesuré par le solde de la balance des paiements courants.

¹- Le paramètre α_1 peut s'écrire : $\alpha_1 = (\hat{P}_M - \pi) / (\hat{P}_X - \hat{P}_M^*)$; où un chapeau désigne que la variable est exprimée en taux de croissance. P_M étant maintenu constant, si les termes de l'échange (P_E/P_M^*) s'améliorent, c'est-à-dire si $\hat{P}_X - \hat{P}_M^* > 0$, le taux de change réel des importations s'apprécie ($\hat{P}_M - \pi < 0$).

- Les termes de l'échange sont estimés par le rapport entre l'indice des valeurs moyennes des exportations et l'indice des valeurs moyennes des importations.
- Le solde budgétaire primaire est déterminé par la somme du solde budgétaire global et les paiements d'intérêts sur la dette publique.
- Les prélèvements *ad valorem* sur les exportations (*importations*) sont approximatés par le rapport entre les prélèvements sur les exportations (*importations*) et la valeur des exportations (*importations*).

1.2 : Estimation de l'impact du solde budgétaire sur le taux de change réel au Maroc :

Nous présentons d'abord nos estimations avant d'interpréter les résultats empiriques et de discuter les implications de politique économique.

1.2.1: Les résultats empiriques et leur interprétation

Notre modèle à équations simultanées est d'abord estimé avant d'interpréter les résultats obtenus.

1.2.1.1: Estimation du modèle à équations simultanées

La procédure d'identification révèle que le modèle (21.9) à équations simultanées peut être estimé en utilisant la technique des doubles moindres carrés (*two-stage least squares*). L'estimation a donné les résultats suivants sur la période 1967-1997 :

$$\text{Log} \left(\frac{P_{M_t}}{P_{N_t}} \right) = 0,40 - 0,02t - 0,60 \text{Log} \left(\frac{P_{E_t}}{P_{M_t}^*} \right) + 1,31 se_t \quad (21.10)$$

(2,01) (-2,13) (-3,12) (1,72)

$$R^2 = 0,50; R^2 \text{ ajusté} = 0,39; F\text{-statistic} = 5,42(\text{prob.} = 0,004); D-W = 1,60; AR(1) = 0,62(4,81)$$

Instruments pour la variable «se» : $sbp_t, sbp_{t-1}, \text{Log} \left(\frac{P_{E_t}}{P_{M_t}^*} \right), \text{Log} \left(\frac{P_{E_{t-1}}}{P_{M_{t-1}}^*} \right), {}^tM_t, {}^tM_{t-1}, {}^tX_t, {}^tX_{t-1}$.

Même si le R^2 n'est pas très élevé, le degré de signification statistique globale du modèle est très satisfaisant, suggérant que les variables prises en considération expliquent bien le comportement du taux de change réel.

1.2.1.2: Une surévaluation du taux de change réel s'expliquant en partie par le creusement des déficits budgétaires

Conformément à nos hypothèses de départ, le coefficient associé aux termes de l'échange est négatif et statistiquement très significatif, suggérant qu'une amélioration des termes de l'échange apprécierait le taux de change réel des importations. Une amélioration des termes de l'échange de 1% induirait une appréciation du taux de change réel des importations de 0,60%.

Comme attendu, le solde de la balance des paiements courants, même si son coefficient n'est statistiquement significatif qu'à un seuil de 10%, affecte positivement le taux de change réel des importations, suggérant qu'une amélioration du solde externe est génératrice d'une dévaluation réelle. Suivant nos estimations, une amélioration du solde courant de la balance des paiements d'un point de pourcentage du PIB, induirait une dépréciation du taux de change réel des importations de 1,31%. Economiquement parlant, un tel effet positif s'explique par le

fait qu'une amélioration du solde externe équivaut à une chute de l'absorption agrégée, réduisant ainsi les prix intérieurs et entraînant, en conséquence, une dépréciation réelle. Or, une amélioration du solde externe est due essentiellement à une amélioration du solde budgétaire conformément à l'approche financière de la balance des paiements. Dès lors, une dépréciation du taux de change réel semble s'expliquer en définitive par une amélioration du solde budgétaire. En d'autres termes, toutes choses étant égales par ailleurs, l'appréciation du taux de change réel (une diminution du rapport P_M/P_N) semble s'expliquer par l'accumulation des déficits publics. En somme, les déficits budgétaires ont pour effet non seulement d'amenuiser les soldes externes mais également d'apprécier le taux de change réel et de dégrader ainsi la compétitivité – prix de l'économie marocaine (Mansouri, 1999, 2003 à venir).

1.2.2: Déficit budgétaires et taux de change réel : les implications de politique économique

La principale implication de politique économique que nous pouvons tirer des résultats empiriques obtenus réside dans le fait qu'un ajustement budgétaire est nécessaire pour l'amélioration de la compétitivité - prix de l'économie marocaine. Il ne s'agit pas toutefois d'ajuster pour ajuster mais de concevoir une stratégie de réduction des dépenses publiques non préjudiciables à l'économie du pays.

1.2.2.1: Nécessité de l'ajustement budgétaire pour l'amélioration de la compétitivité – prix de l'économie nationale

Nos résultats empiriques révèlent que les déficits externes ont pour effet d'amenuiser la compétitivité - prix de l'économie nationale en appréciant le taux de change réel. Or, conformément à nos estimations précédentes (voir section I du présent chapitre), l'accumulation des déficits externes est essentiellement due à la persistance des déficits budgétaires. En conséquence, la compétitivité – prix de l'économie marocaine s'explique en partie par l'accumulation des déficits publics.

Dès lors, il est nécessaire de concevoir et de mettre en œuvre une stratégie d'ajustement budgétaire destinée à réduire les dépenses publiques et à améliorer les recettes publiques en vue de minimiser l'impact que les déficits budgétaires peuvent exercer sur le taux de change réel qui constitue un déterminant essentiel de la compétitivité des exportations marocaines sur les marchés internationaux. Toutefois, il importe d'adopter une approche d'ajustement budgétaire en termes de structure des dépenses publiques. Ce point est discuté en détail dans la suite de cette analyse.

1.2.2.2: Intérêt d'une stratégie efficace d'ajustement budgétaire : une approche en termes de structure des dépenses publiques

L'amélioration de la compétitivité – prix de l'économie marocaine passe par un ajustement budgétaire adéquat. Or, il ne s'agit pas d'ajuster pour ajuster mais de procéder à la rationalisation des dépenses et à l'optimisation des recettes publiques en luttant contre le gaspillage, la fraude et l'évasion fiscales.

Puisque nos analyses empiriques ont révélé que les dépenses publiques d'investissement exercent des effets d'entraînement sur l'investissement privé et sont essentielles pour la croissance économique, un ajustement budgétaire passant par la réduction des dépenses publiques en infrastructure physique et sociale risque de mettre en péril les opportunités de

développement du pays (voir chapitre I, troisième partie). En fait, l'ajustement budgétaire adéquat devrait normalement reposer sur la réduction des dépenses publiques de gaspillage dans une perspective de rationalisation du secteur public, notamment en réduisant les dépenses publiques de consommation. D'ailleurs, comme nous l'avons montré dans la première section du présent chapitre, la consommation publique exerce un effet négatif substantiel et statistiquement très significatif sur les soldes externes. En outre, ces dépenses évincent l'investissement privé. Dès lors, dans tous les cas, l'ajustement budgétaire doit reposer sur la réduction de ce type de dépenses publiques.

2- Absorption publique et taux de change réel au Maroc :

En vue d'intégrer l'absorption parmi les variables explicatives du taux de change réel, nous recourons à une méthodologie de décomposition du solde externe nous permettant de reformuler le modèle du taux de change réel dans le cas marocain. Une telle méthodologie de décomposition est examinée et appliquée pour en déduire un modèle reformulé du taux de change réel avant d'estimer le nouveau modèle et de formuler des implications de politique économique.

2.1 : Une décomposition du solde externe et un modèle reformulé du taux de change réel

En décomposant le solde externe en absorptions publique et privée, nous obtenons une nouvelle équation structurelle du taux de change réel que nous transformons en un modèle à équations simultanées.

2.1.1 : Une méthodologie de décomposition du solde externe et une nouvelle équation structurelle du taux de change réel

Nous présentons d'abord les soubassements théoriques qui sont à la base de la méthodologie de décomposition avant d'éclater le solde externe en absorptions publique et privée.

2.1.1.1: Les soubassements théoriques de la décomposition du solde externe.

En considérant que le secteur public demande également des biens non échangeables, il est évident que la dépense publique doit être considérée comme variable explicative fondamentale du taux de change réel. Or, les estimations ci-dessus présentées ne sont pas susceptibles de nous renseigner sur l'effet de la dépense publique (et privée) sur le taux de change réel.

Dans l'équation structurelle originelle du taux de change réel, il importe de décomposer le solde externe en deux composantes de l'absorption nationale agrégée, à savoir l'absorption publique et l'absorption privée. Si cette décomposition est possible, la dépense publique, entre autres, deviendra une variable explicative du taux de change réel. Tant que la dépense publique est un prélèvement sur les ressources du secteur privé, une telle variable aura un effet sur le taux de change réel des importations si la propension du secteur public à dépenser en biens non échangeables est différente de celle du secteur privé. Dans ce qui suit, nous examinons en détail, la méthodologie de décomposition du solde externe en absorptions publique et privée.

2.1.1.2: Décomposition du solde externe en absorptions publique et privée

Une identité fondamentale de la comptabilité nationale nous permet de décomposer le solde externe en deux types d'absorption, à savoir l'absorption publique (A_{pub}) et l'absorption privée

(A_{priv}). En effet, le solde externe peut être estimé par la différence entre l'output total (Y) et l'absorption agrégée (A) qu'on peut décomposer en A_{pub} et A_{priv} . Formellement, nous aurons :

$$\begin{aligned} SE_t &= Y_t - A_t = Y_t - A_{pub_t} - A_{priv_t} \\ \Rightarrow se &= 1 - apub_t - apriv_t \end{aligned} \quad (21.11)$$

où SE est le solde externe, se est le solde externe en proportion du PIB, $apub$ est le ratio au PIB de l'absorption publique et $apriv$ est le ratio au PIB de l'absorption privée.

Dès lors, le modèle (30.8) peut se réécrire :

$$\text{Log}\left(P_{M_t}/P_{N_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left(P_{E_t}/P_{M_t}^*\right) + \beta_2.apub_t + \beta_3.apriv_t + v_t \quad (21.12)$$

C'est cette nouvelle équation structurelle du taux de change réel qui sera transformée ci-dessous en un modèle reformulé à équations simultanées.

2.1.2 : Un modèle reformulé à équations simultanées pour étudier le comportement du taux de change réel au Maroc

Nous présentons d'abord le nouveau modèle à équations simultanées avant de formuler des hypothèses sur le paramètre de l'absorption publique.

2.1.2.1: Présentation du modèle reformulé à équations simultanées

En raison du fait que l'absorption privée peut être affectée par l'absorption publique (effets d'entraînement ou d'éviction) ainsi que par le solde externe (et donc par le taux de change réel lui-même), la relation (21.12) peut comporter un biais de simultanéité. En vue de réduire ce dernier, le modèle (21.12) peut être transformé en un modèle à équations simultanées ; soit :

$$\begin{cases} \text{Log}\left(P_{M_t}/P_{N_t}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}\left(P_{E_t}/P_{M_t}^*\right) + \alpha_2.apub_t + \alpha_3.apriv_t + v_t \\ apriv_t = \delta_0 + \delta_1.apub_t + \delta_2 \text{Log}\left(P_{E_t}/P_{M_t}^*\right) + \delta_3 \text{Log}\left(P_{E_{t-1}}/P_{M_{t-1}}^*\right) + \delta_4.I_{M_t} + \delta_5.I_{M_{t-1}} + v'_t \end{cases} \quad (21.13)$$

Ainsi, dans le modèle (21.13) à équations simultanées, il est aisé de comprendre que la politique budgétaire affecte directement le taux de change réel des importations à travers l'impact de l'absorption publique sur les prix (P_N) des biens non échangeables.

Dans ce qui suit, nous essaierons de procéder à la formulation d'hypothèses sur le paramètre de l'absorption publique dans le nouveau modèle à équations simultanées.

2.1.2.2: Hypothèses sur le paramètre de l'absorption publique

Tant que la dépense publique est un prélèvement sur les ressources du secteur privé, elle affectera le taux de change réel si la propension du secteur public à dépenser en biens non échangeables est différente de celle du secteur privé (Mansouri, 1999, 2003 à venir). Ainsi, si la propension du secteur public à dépenser en biens non échangeables est supérieure à celle du secteur privé, une augmentation de la dépense publique nominale entraînera une hausse de la demande des biens non échangeables et donc une hausse de leurs prix (P_N); le taux de change réel diminuera en conséquence (appréciation réelle). Dans le cas contraire, le taux de change réel augmentera (dépréciation réelle).

En vertu de ce qui précède, le signe du paramètre β_2 dans l'équation (21.12) dépend de la propension du secteur public à consommer les biens non échangeables en comparaison avec le secteur privé. Si une telle propension dépasse celle du secteur privé, une hausse de la dépense

publique élèvera les prix des biens non échangeables (P_N), appréciant ainsi le taux de change réel des importations (le rapport P_M/P_N diminuera). Si, au contraire, la propension du secteur public à dépenser en biens non échangeables est inférieure à celle du secteur privé, leurs prix (P_N) chuteront, dépréciant le taux de change réel des importations (le rapport P_M/P_N augmentera).

2.2 : Estimation du nouveau modèle reformulé et implications de politique économique

Avant de discuter certaines implications de politique économique, nous présentons dans ce qui suit, l'estimation du nouveau modèle à équations simultanées et nous interprétons les résultats obtenus.

2.2.1 : Les résultats empiriques et leur interprétation

Les résultats d'estimation sont d'abord présentés avant de procéder à leur interprétation.

2.2.1.1: Présentation des résultats empiriques

La procédure d'identification révèle que le modèle (21.13) à équations simultanées peut être estimé en utilisant la technique des doubles moindres carrés (*two-stage least squares*). L'estimation a donné les résultats suivants sur la période 1967-1997 :

$$\text{Log}\left(\frac{P_{M_t}}{P_{N_t}}\right) = -0,67 \text{Log}\left(\frac{P_{E_t}}{P_{M_t}^*}\right) + 0,37 \text{apriv}_t - 0,97 \text{apub}_t \quad (21.14)$$

(-3,97)
(2,47)
(-2,29)

$R^2 = 0,74$; R^2 ajusté = 0,68; F -statistic = 13,15 (*prob.* = 0,0002); $D-W = 1,73$; $AR(1) = 0,46(1,77)$.

Instruments pour la variable «apriv» : $\text{Log}\left(\frac{P_{E_t}}{P_{M_t}^*}\right)$, $\text{Log}\left(\frac{P_{E_{t-1}}}{P_{M_{t-1}}^*}\right)$, apub_t , t_{M_t} , $t_{M_{t-1}}$, C .

Conformément à nos hypothèses de départ, le coefficient associé aux termes de l'échange demeure négatif et statistiquement très significatif, suggérant qu'une amélioration des termes de l'échange apprécierait le taux de change réel des importations ou, toutes choses étant égales par ailleurs, une détérioration des termes de l'échange déprécierait le taux de change réel des importations. Suivant les résultats du modèle (équation 21.14), une détérioration des termes de l'échange de 1% induirait une dépréciation réelle du taux de change de 0,66%. Un tel impact est dû au fait qu'une amélioration des termes de l'échange entraîne une augmentation de l'indice des prix à la consommation, qui est notre mesure des prix des biens non échangeables, induisant ainsi une baisse du rapport P_M/P_N , c'est-à-dire une appréciation du taux de change réel des importations. L'impact estimé de l'absorption publique sur le taux de change réel est interprété ci-dessous avec détail.

2.2.1.2: Une absorption publique surévaluant le taux de change réel

Selon nos estimations (équation 21.14), l'absorption publique, c'est-à-dire la dépense publique en biens de consommation et d'investissement, réduit le rapport $\frac{P_{M_t}}{P_{N_t}}$, appréciant ainsi le taux de change réel des importations. Une augmentation de l'absorption publique d'un point de pourcentage du PIB entraînerait une appréciation du taux de change réel des importations de 0,97%.

Economiquement parlant, cela signifie que la dépense publique en biens de consommation et d'investissement exerce une pression à la hausse sur les prix intérieurs, induisant ainsi une baisse du taux de change réel, soit une appréciation réelle. Cela signifie aussi que le secteur public au Maroc a une propension à consommer les biens non échangeables, plus grande que celle du secteur privé. Dès lors, notre méthodologie de décomposition révèle que la détérioration du solde externe apprécie le taux de change réel parce que, tout simplement, une telle détérioration est due en grande partie, à des dépenses publiques de plus en plus élevées. Puisque de telles dépenses ont pour effet de détériorer le solde budgétaire, on peut dire que l'accumulation des déficits budgétaires aurait probablement la conséquence d'apprécier le taux de change réel et donc d'amenuiser la compétitivité - prix de l'économie marocaine.

2.2.2 : Absorption publique et taux de change réel : les implications de politique économique

Sur le plan des implications de politique économique, il importe de souligner qu'une réduction des dépenses publiques est nécessaire pour améliorer la compétitivité – prix de l'économie marocaine. Il est à noter cependant qu'une réduction inappropriée des dépenses publiques comporte des dangers énormes pour les opportunités de croissance à long terme de l'économie nationale.

2.2.2.1: Nécessité d'une réduction de l'absorption publique pour l'amélioration de la compétitivité – prix

En décomposant le solde externe, nos résultats empiriques révèlent que la dépense publique en biens de consommation et d'investissement (absorption publique) est le déterminant essentiel du taux de change réel des importations. Il s'avère ainsi que l'amélioration de la compétitivité – prix de l'économie marocaine nécessite une réduction de l'absorption publique. Néanmoins, cette réduction ne doit pas peser sur les dépenses publiques d'investissement dont les effets d'entraînement sur l'investissement privé et la croissance économique semblent robustes (voir chapitre II de la troisième partie).

Cela signifie qu'il faut cesser d'appréhender les dépenses publiques à un niveau très agrégé. En ce sens, comme nous le verrons ci-dessous, ce qui importe le plus c'est la structure des dépenses publiques et non pas leur niveau considéré à un niveau global.

2.2.2.2 : Les dangers d'une réduction inappropriée des dépenses publiques

Même si nos résultats empiriques révèlent que l'absorption publique explique partiellement l'appréciation du taux de change réel, l'ajustement budgétaire ne doit pas être prisonnier d'une approche purement comptable de la réduction des déficits budgétaires. La réduction de l'absorption publique devrait porter essentiellement sur les dépenses de consommation générale de l'Etat dont l'effet estimé sur les soldes externes est plus fort (voir la section I du présent chapitre) et l'impact sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé est négatif et statistiquement très significatif (voir chapitre I, 3^{ème} partie).

Conformément à nos estimations, les soldes externes eux-mêmes sont déterminés par les soldes budgétaires dont les dépenses de consommation générale de l'Etat constituent une partie majeure (Mansouri, 1999). Dès lors, la réduction des déficits budgétaires devrait normalement passer par la diminution de ce type de dépenses publiques notamment à travers la rationalisation du secteur public et la bonne gouvernance, mais aussi par l'optimisation des

recettes publiques non en augmentant les taux d'imposition mais en luttant contre l'évasion et la fraude fiscales.

Conclusion du chapitre II :

Le troisième chapitre de la troisième partie de ce travail commence par une étude analytique des controverses théoriques relatives à l'impact des déficits publics sur le secteur externe dans les pays en voie de développement. Alors que l'hypothèse keynésienne de l'absorption prédit que l'accumulation des déficits publics est toujours associée à des déficits externes élevés, l'hypothèse ricardienne de l'équivalence entre l'impôt et l'emprunt prédit que les deux déficits ne sont pas du tout liés.

Notre étude analytique et empirique montre qu'il existe dans le cas marocain une causalité bidirectionnelle positive entre les soldes budgétaires et les soldes externes quelque soit la méthode adoptée pour mesurer le solde externe. Ce résultat empirique est conforme aux prédictions de la proposition keynésienne suivant laquelle il existe une relation positive allant des soldes publics vers les soldes externes. Toutefois, une telle relation univoque est contredite par le fait que les soldes externes eux-mêmes sont susceptibles d'affecter les soldes budgétaires notamment à travers les recettes des exportations et le contenu « importation » des dépenses publiques. La confirmation économétrique de la causalité allant des soldes budgétaires vers les soldes externes révèle, contrairement aux prédictions du théorème de l'équivalence ricardienne, que les soldes budgétaires, en affectant le niveau de l'épargne nationale agrégée, affectent également les soldes externes. De même, la détérioration des soldes externes est à même de détériorer les soldes publics, notamment à travers la dégradation des recettes extérieures courantes et l'accumulation des dépenses extérieures courantes. Une telle causalité, confirmée par les données analysées, a reçu peu d'attention de la part de certaines études empiriques consacrées aux pays en voie de développement. Certains pays du Sud sont des exportateurs d'un ou plusieurs produits de base. Les fluctuations des recettes d'exportation affectent évidemment les soldes budgétaires. De même, les fluctuations des importations ou de toutes autres dépenses extérieures courantes sont à même d'affecter les soldes budgétaires. A titre d'exemple, une stratégie d'ajustement des comptes extérieurs à travers la limitation des importations peut induire une amélioration des soldes budgétaires si elle affecte les importations destinées au secteur public.

Dans une perspective comparative, nous avons également tenté de soumettre la relation entre les deux soldes à l'épreuve de l'analyse empirique au sein d'échantillons de pays développés et en voie de développement. En conformité avec nos hypothèses de départ, l'ampleur et le degré de signification statistique de l'impact positif des soldes budgétaires sur les soldes externes sont plus robustes au sein de l'échantillon des pays en voie de développement qu'au sein du groupe de pays développés quelque soit la méthode adoptée pour mesurer le solde externe. Ce résultat empirique corrobore l'hypothèse fondamentale suivant laquelle le secteur public au sein des pays en développement serait probablement plus extraverti que dans les pays développés.

Si les déficits budgétaires affectent négativement les soldes externes, quelles sont les composantes de l'absorption publique qui agissent plus substantiellement sur ces soldes? Malgré l'importance de cette problématique, elle a souvent reçu peu d'attention de la part des études empiriques axées sur les effets de la politique budgétaire sur le secteur externe. Suivant nos résultats empiriques, les dépenses de consommation générale de l'Etat dépriment les soldes externes dans le cas marocain, quelque soit la méthode adoptée pour mesurer les soldes externes. Les dépenses publiques en capital agissent également sur les soldes externes. En recourant aux techniques modernes d'analyse des séries temporelles, nos tests de causalité

révèlent que les soldes externes agissent également sur les composantes de l'absorption publique. En particulier, nos résultats empiriques indiquent que l'amélioration des soldes externes au Maroc, notamment à partir de la fin de la première moitié des années 80, a été réalisée au détriment des dépenses publiques d'investissement, essentielles pour la croissance économique à long terme. Ces résultats empiriques révèlent tout simplement que la limitation des dépenses extérieures courantes (notamment les importations) a beaucoup pesé sur les dépenses publiques d'investissement que sur les dépenses publiques de consommation¹. Il s'agit là, à notre sens, d'un réel paradoxe. Alors que la détérioration des soldes externes est due en grande partie à des dépenses de consommation publique de plus en plus élevées, ce sont les dépenses d'investissement public qui supportent plus le fardeau de l'ajustement des comptes externes. Or, conformément aux résultats empiriques du premier chapitre de la présente partie, les dépenses publiques d'investissement ont des effets d'entraînement (et non d'éviction) aussi bien sur l'investissement privé que sur la croissance économique globale. En faisant supporter le fardeau de l'ajustement des comptes externes par ces dépenses essentielles, les décideurs de la politique économique risquent de mettre en péril les opportunités de développement du pays. Certes, conformément à nos résultats empiriques, les soldes budgétaires amenuisent les soldes externes mais ce sont plutôt les dépenses de consommation générale de l'Etat qui les détériorent le plus. Dès lors, un ajustement budgétaire est nécessaire pour l'ajustement externe mais il doit se faire en rationalisant les dépenses et en optimisant les recettes du secteur public. En revanche, les dépenses publiques en infrastructure physique et sociale doivent être soutenues pour la bonne marche de l'économie nationale (voir Mansouri, 2000).

Dans une perspective comparative, nous avons tenté d'estimer l'impact des composantes « consommation » et « investissement » des dépenses publiques sur les soldes externes au sein d'échantillons de pays développés et en voie de développement. Même si l'impact de la consommation et de l'investissement publics sur les soldes externes est négatif aussi bien au sein des pays en développement qu'au sein des pays développés, l'ampleur et le degré de signification statistique d'un tel effet est plus robuste dans les pays du Sud, suggérant que l'absorption publique dans les pays en développement compte lourdement sur l'extérieur en comparaison avec les pays développés.

Le taux de change réel est une variable importante du secteur externe que les soldes budgétaires peuvent affecter. La deuxième section du présent chapitre a été consacrée à cette problématique en examinant le cas particulier du Maroc. En partant de la condition générale de l'équilibre interne (égalité de la demande et de l'offre des biens non échangeables), nous avons obtenu une relation structurelle du taux de change réel. En conformité avec la définition théorique, le taux de change réel est mesuré par le rapport entre le prix des biens échangeables (importables ou exportables) et le prix des biens non échangeables. Une telle mesure permet d'éviter les inconvénients du taux de change réel effectif. Parmi les déterminants du taux de change réel tel qu'il est mesuré et dont l'équation structurelle a été déduite de la condition d'équilibre interne, force est de mentionner le ratio au PIB du solde externe. Puisque ce dernier peut être également affecté par le taux de change réel, le modèle estimé est un modèle à équations simultanées où le solde externe est déterminé, entre autres,

¹- Dans une étude antérieure (voir Mansouri, 2001), nous avons également estimé l'interaction entre les composantes de l'absorption publique et les soldes externes dans un groupe de pays en développement en recourant aux techniques les plus récentes en matière de séries temporelles. Dans la majorité des cas de pays étudiés, ce sont les dépenses de consommation publique qui détériorent plus les soldes externes. Paradoxalement, l'ajustement de la balance extérieure a beaucoup pesé sur la limitation des importations de biens d'investissement. Les dépenses de consommation publique étant relativement incompressibles, ce sont les dépenses publiques d'investissement productif qui ont souvent supporté le fardeau de l'ajustement du compte courant de la balance des paiements (voir Mansouri, 2001).

conformément à l'approche financière de la balance des paiements, par le ratio au PIB du solde budgétaire. Puisque le solde budgétaire affecte positivement le solde externe et l'amélioration de ce dernier déprécie le taux de change réel, nous avons conclu que l'amenuisement de la compétitivité – prix de l'économie marocaine est due en partie à l'accumulation des déficits publics. Dès lors, en plus de la mise à niveau des entreprises marocaines, un gain de compétitivité – prix repose sur un ajustement budgétaire approprié. Néanmoins, l'ajustement budgétaire ne devrait pas se faire au détriment des dépenses publiques d'investissement. Ce sont les dépenses publiques de gaspillage qui doivent être réduites. En revanche, les dépenses publiques d'investissement doivent être soutenues pour une bonne croissance économique à long terme.

L'impact de la politique budgétaire sur le taux de change réel est confirmé par l'estimation d'un modèle reformulé à équations simultanées, basé sur une méthodologie de décomposition du solde externe. En vue de déterminer l'ampleur de l'impact de la dépense publique sur le taux de change réel, nous avons examiné et appliqué une méthodologie permettant de décomposer le solde externe en deux types d'absorption, à savoir l'absorption publique et l'absorption privée. Le modèle que nous avons spécifié et estimé montre que l'augmentation de la dépense publique induit une appréciation du taux de change réel, notamment à travers la pression à la hausse qu'elle exerce sur les prix des biens non échangeables. Ce résultat empirique révèle également que le secteur public a une propension à dépenser en biens non échangeables, plus élevée que celle du secteur privé, ce qui semble logique dans le cas marocain. Il importe ainsi de conclure qu'en plus de la mise à niveau des entreprises, un ajustement approprié des dépenses aux recettes (notamment du côté des dépenses de consommation générale de l'Etat) semble nécessaire en vue de relever le défi de la compétitivité – prix à l'heure de la mondialisation des échanges.

Conclusion de la troisième partie

La troisième partie de ce travail de recherche a tenté d'étudier analytiquement et empiriquement les effets que les déséquilibres financiers publics peuvent avoir sur la dépense privée en consommation et investissement et les variables du secteur externe. Si les déficits publics ont pour effet d'évincer la dépense privée tout en détériorant le solde externe et en appréciant le taux de change réel, ils seront susceptibles de mettre en péril les opportunités de développement dans le monde en développement au sens large comme dans le cas particulier du Maroc.

En nous inspirant de la littérature théorique existante et de rares travaux empiriques effectués en la matière, nous avons tenté de spécifier et d'estimer des relations de comportement de la consommation et de l'investissement privés au Maroc et dans un échantillon de pays. Dans ce cadre, en vue de tenter de rendre compte de la complexité des relations entre les déficits publics et la dépense privée, nous avons adopté plusieurs approches.

Dans le cas particulier du Maroc, la problématique des effets de la politique budgétaire sur la consommation privée a été abordé avec beaucoup de détails. Dans ce cadre, tous nos résultats empiriques issus d'approches alternatives révèlent que la politique budgétaire évince la consommation privée quelle que soit la variable budgétaire retenue (dépenses publiques agrégées, consommation publique, solde budgétaire).

Nous pensons toutefois que nos résultats empiriques ne valident pas le théorème de l'équivalence ricardienne dans le cas marocain. Il s'agirait probablement, à notre sens, d'une éviction directe de la consommation privée à travers la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières disponibles.

En proposant une nouvelle mesure du taux de change réel des biens de consommation pour le cas marocain, nous avons montré que la consommation privée au Maroc réagit négativement à la dévaluation réelle. Ce résultat empirique suggère que la consommation privée dans le cas marocain, est évincée non seulement à travers l'impact direct de la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières disponibles mais également en raison des effets *indirects* de l'accumulation des déficits à travers leur impact sur certains prix fondamentaux, notamment le taux de change réel (voir chapitre II, troisième partie).

Nous avons également soumis la problématique de l'impact de la politique budgétaire sur la consommation privée dans un échantillon de pays en développement à l'épreuve de l'analyse empirique. Dans l'ensemble, nos résultats empiriques confirment l'ambiguïté des paradigmes théoriques relatifs aux effets de la politique budgétaire sur la dépense privée. En travaillant sur des données de panel, nous avons montré qu'au sein d'un échantillon de 29 pays en développement, les dépenses publiques réelles affectent positivement la consommation privée en termes réels. Nos estimations indiquent que l'impact des recettes publiques réelles sur la consommation réelle n'est pas statistiquement très significatif, suggérant à première vue que les consommateurs privés au sein de l'échantillon sont ricardiens. Néanmoins, cette condition n'est pas suffisante pour accepter le théorème de l'équivalence ricardienne en raison notamment du fait que les estimations et les tests conduits indiquent qu'au sein de notre échantillon, la consommation privée réelle répond *positivement* à l'évolution de la consommation publique réelle. Il est à noter également que les hypothèses très simplificatrices du théorème de l'équivalence ricardienne semblent largement violées dans maints pays en développement. En particulier, il est très difficile d'admettre le comportement ricardien dans le monde en développement dans un contexte où les systèmes financiers sont imparfaits et où le secteur public opère une ponction sur les ressources financières disponibles.

L'investissement privé est l'autre composante essentielle de la dépenses privée qui a retenu notre attention dans le cadre de cette recherche. Dans le cas marocain, nos résultats empiriques révèlent que les dépenses publiques en capital ont un effet d'entraînement sur l'investissement privé et la croissance économique réelle. En adoptant de multiples approches alternatives et en prenant en compte certaines spécificités de l'économie marocaine, l'effet d'entraînement semble confirmé, suggérant que les dépenses publiques en capital sont plus concentrées dans des secteurs complémentaires de l'investissement privé. Concernant les dépenses de consommation publique, nos résultats empiriques révèlent qu'elles évincent l'investissement privé, suggérant que le gaspillage sévissant au sein du secteur public est nuisible pour l'accumulation du capital privé. En somme, nos résultats empiriques révèlent qu'en ce qui concerne l'impact de la politique budgétaire sur la dépense privée au Maroc, c'est la *structure* des dépenses publiques qui compte en définitive et non pas les dépenses considérées à un niveau plus ou moins agrégé.

Un ajustement budgétaire inadéquat reposant essentiellement sur des coupes sombres dans les dépenses publiques productives, risque de mettre en péril les opportunités de croissance économique à long terme du pays. En ce sens, L'ajustement budgétaire considéré comme un pur exercice comptable où les dépenses sont ajustées aux recettes, est une stratégie inopportune. Selon nos estimations, ce sont les dépenses de gaspillage qui évincent aussi bien la consommation que l'investissement privés, des composantes essentielles de la dépense privée qui, en chutant, risqueraient d'entraver le processus de croissance à long terme de l'économie marocaine. Dès lors, c'est sur ces dépenses de gaspillage que devrait porter l'ajustement budgétaire. De plus, outre la rationalisation des dépenses publiques, un ajustement budgétaire adéquat devrait également passer par une optimisation des recettes fiscales. Il ne s'agit pas d'augmenter des taux d'imposition qui sont déjà élevés mais d'élargir certaines bases d'imposition et de lutter contre la corruption ainsi que l'évasion et la fraude fiscales.

L'ambiguïté théorique entachant les effets des déficits publics sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé est confirmée par nos résultats empiriques. En raison du fait que la théorie économique prédit que l'effet de l'investissement public sur l'investissement privé ne peut se faire sentir que dans des délais qui peuvent être plus ou moins longs, nous avons introduit l'investissement public retardé comme variable explicative de l'investissement privé. Une telle approche a été adoptée en rupture avec certaines études empiriques menées dans le monde en développement. Notre modèle à effets fixes pour un groupe de 17 pays en développement, révèle que l'investissement privé décalé d'une période affecte positivement et significativement l'investissement privé. En outre, l'investissement privé est positivement et significativement affecté par le crédit accordé au secteur privé, suggérant que l'activité de l'investissement privé à travers les pays de l'échantillon est sensible aux contraintes de liquidité. Dès lors, la politique budgétaire serait à même d'affecter indirectement l'investissement privé en libérant au profit des investisseurs, des ressources financières auparavant destinées à financer les déficits publics.

Nous avons également élargi notre échantillon en introduisant 13 pays développés. Les résultats du modèle à effets fixes révèlent qu'au sein de notre échantillon de 30 pays développés et en voie de développement, l'investissement public et le crédit accordé au secteur privé affectent positivement l'investissement. Toutefois, l'impact de ces deux variables s'affaiblit quelque peu au niveau tant de leur ampleur que de leur signification statistique, suggérant que la réponse de l'investissement privé à l'accumulation du capital public et aux contraintes de liquidité est plus robuste dans les pays en développement que dans les pays développés. C'est d'ailleurs ce que confirme notre étude comparative basée sur l'estimation de modèles à effets fixes pour le groupe des pays développés et celui des pays en développement. un tel résultat empirique confirme le fait que la promotion de l'investissement privé dans les pays en développement exige plus d'investissement public en comparaison avec les pays développés. Ce résultat révèle également qu'au sein du groupe de pays en développement durant la période considérée, les dépenses publiques de capital seraient probablement concentrées dans des secteurs d'activité complémentaires de l'investissement privé. En définitive, un ajustement budgétaire comptant lourdement sur la réduction des dépenses d'investissement dans maints pays en développement serait particulièrement préjudiciable pour ces pays.

Puisque les techniques de données de panel cachent les disparités existantes à travers les pays, nous avons tenté d'estimer l'effet de l'investissement public pour un groupe restreint de pays en développement en recourant aux techniques de séries temporelles. Les disparités des résultats empiriques à travers les pays du groupe confirment l'ambiguïté des effets de la politique budgétaire sur le comportement de l'investissement privé.

Le deuxième chapitre de la troisième partie de cette recherche a été réservée à l'étude analytique et empirique des relations entre les soldes budgétaires et les variables du secteur externe. Le point de départ de notre étude analytique et empirique de l'impact des soldes budgétaires sur les soldes externes réside dans le survol et la discussion des controverses théoriques et empiriques en la matière. Contrairement à l'hypothèse keynésienne de l'absorption qui prédit que l'accumulation des déficits publics est associée à des déficits externes élevés, l'hypothèse ricardienne de l'équivalence entre l'impôt et l'emprunt ne prédit aucun lien entre les deux déficits.

Dans le cadre de ce travail de recherche, la relation entre les soldes budgétaires et externes dans le cas marocain a reçu une attention particulière. Conformément à l'approche financière de la balance des paiements, nos estimations économétriques pour le cas du Maroc révèlent que les soldes budgétaires dépriment les soldes externes quelque soit la mesure adoptée pour mesurer le déséquilibre externe et quelque soit la spécification retenue pour modéliser son

comportement. L'observation suivant laquelle les soldes externes peuvent affecter les soldes budgétaires est également confirmée par notre étude empirique.

Dans le cas marocain, nous avons également abordé la problématique de l'interaction entre les composantes de l'absorption publique et les soldes externes, un lien qui a reçu très peu d'attention de la part de maintes études en la matière. Conformément à nos attentes, les dépenses de consommation de l'Etat marocain ont pour effet de détériorer *plus substantiellement* les soldes externes en comparaison avec les dépenses publiques en capital. Nos tests de causalité basés sur des modèles à correction d'erreur indiquent cependant que les soldes externes affectent plus substantiellement les dépenses publiques d'investissement en comparaison avec les dépenses de consommation générale de l'Etat. Il s'agit là, à notre sens, d'un paradoxe manifeste. Suivant nos résultats empiriques, ce sont les dépenses d'investissement public qui supportent plus le fardeau de l'ajustement des comptes externes bien que la détérioration des soldes externes soit due en grande partie à des dépenses de consommation publique de plus en plus élevées. Or, conformément aux résultats empiriques du premier chapitre de la troisième partie, les dépenses publiques d'investissement dans le cas marocain, ont des effets d'entraînement (et non d'éviction) aussi bien sur l'investissement privé que sur la croissance économique globale. En faisant supporter le fardeau de l'ajustement des comptes externes par ces dépenses essentielles, les décideurs de la politique économique risquent de mettre en péril les opportunités de développement du pays. Certes, conformément à nos résultats empiriques, les soldes budgétaires amenuisent les soldes externes mais, en analysant l'impact de la *structure* des dépenses publiques, nos estimations et tests indiquent clairement que l'ampleur de l'effet négatif de la consommation publique est relativement plus robuste. Dès lors, si un ajustement budgétaire est nécessaire pour l'ajustement externe, la stratégie d'ajustement judicieuse doit reposer sur la rationalisation des dépenses et l'optimisation des recettes du secteur public. En revanche, les dépenses publiques en infrastructure physique et sociale doivent être soutenues pour la bonne marche de l'économie nationale (voir Mansouri, 2000).

Notre étude analytique et empirique montre, conformément à la prédiction keynésienne, que les soldes budgétaires agissent positivement sur les soldes externes dans les pays en développement pris en compte, quelque soit la méthode adoptée pour mesurer le solde externe et le solde budgétaire et quelque soit la spécification retenue pour modéliser le comportement du solde externe. Contrairement aux prédictions du théorème de l'équivalence ricardienne, la confirmation économétrique de la causalité allant des soldes budgétaires vers les soldes externes révèle que les soldes budgétaires, en affectant le niveau de l'épargne nationale agrégée, affectent également les soldes externes.

Si les soldes budgétaires affectent positivement les soldes externes, il serait judicieux de se poser la question de savoir quelles sont les composantes de l'absorption publique qui agissent plus substantiellement sur les soldes externes. Malgré l'importance de cette problématique, elle a souvent reçu peu d'attention de la part des études empiriques axées sur les effets de la politique budgétaire sur le secteur externe dans les pays en développement au sens large. Suivant nos résultats empiriques, les dépenses de consommation générale de l'Etat dépriment les soldes externes, quelque soit la méthode adoptée pour mesurer les soldes externes. Dans plusieurs cas, les dépenses publiques en capital agissent également sur les soldes externes. Toutefois, dans une perspective comparative, nos estimations révèlent que la consommation et l'investissements publics dépriment plus substantiellement les soldes externes dans les pays en voie de développement que dans les pays développés.

L'autre variable clé du secteur externe que les déficits budgétaires peuvent affecter est le taux de change réel qui permet de mesurer la compétitivité - prix de l'économie nationale. En partant de la condition générale de l'équilibre interne (égalité de la demande et de l'offre des biens non échangeables), nous avons obtenu une relation structurelle du taux de change réel.

Conformément à la définition théorique, le taux de change réel est mesuré par le rapport entre le prix des biens échangeables (importables ou exportables) et le prix des biens non échangeables. Parmi les déterminants du taux de change réel tel qu'il est mesuré et dont l'équation structurelle a été déduite de la condition d'équilibre interne, force est de mentionner le ratio au PIB du solde externe. Dans notre modèle à équations simultanées, conformément à l'approche financière de la balance des paiements, le solde externe est déterminé, entre autres, par le ratio au PIB du solde budgétaire. Puisque le solde budgétaire affecte positivement le solde externe et l'amélioration de ce dernier déprécie le taux de change réel, nous avons conclu que l'amenuisement de la compétitivité – prix de l'économie marocaine est due en partie à l'accumulation des déficits publics. Dès lors, en plus de la mise à niveau des entreprises marocaines, un gain de compétitivité – prix repose sur un ajustement budgétaire approprié. Néanmoins, l'ajustement budgétaire ne devrait pas se faire au détriment des dépenses publiques d'investissement. Ce sont les dépenses publiques de gaspillage qui doivent être réduites. En revanche, les dépenses publiques d'investissement doivent être soutenues en raison de leurs effets d'entraînement sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé et la croissance économique réelle (sur cette question, voir le chapitre III de la présente partie ; voir également, Mansouri, 2000 ; Mansouri, 2001).

L'impact de la politique budgétaire sur le taux de change réel est confirmé par l'estimation d'un autre modèle reformulé à équations simultanées. En vue de déterminer l'ampleur de l'impact de la dépense publique sur le taux de change réel, nous avons examiné et appliqué une méthodologie permettant de décomposer le solde externe en deux types d'absorption, à savoir l'absorption publique et l'absorption privée. Les résultats d'estimation du modèle que nous avons spécifié indiquent que l'augmentation de la dépense publique induit une appréciation du taux de change réel, notamment à travers la pression à la hausse qu'elle exerce sur les prix des biens non échangeables. Conformément à nos attentes, ce résultat empirique révèle également que le secteur public marocain a une propension à dépenser en biens non échangeables, plus élevée que celle du secteur privé, ce qui semble logique dans le cas marocain. En vue de relever le défi de la compétitivité à l'heure de la mondialisation des échanges, un ajustement approprié des dépenses aux recettes (notamment du côté des dépenses de consommation générale de l'Etat), en plus de la mise à niveau du tissu productif, semble constituer une nécessité impérieuse.

Conclusion générale

Nous avons tenté tout au long de ce travail de recherche de répondre à trois questions fondamentales qui forment l'essentiel de notre problématique générale : quoi ? Pourquoi ? Comment ? En d'autres termes, notre travail de recherche se fixe pour objectifs d'appréhender le concept de déficit budgétaire (définitions et mesure à court et à long terme), de mieux cerner ses composantes discrétionnaires et induites (grâce à une nouvelle approche de décomposition des postes budgétaires), de mieux comprendre ses déterminants (grâce à une analyse économétrique) et d'étudier analytiquement et empiriquement ses effets sur certaines variables macro-économiques fondamentales.

Suivant les diverses questions de notre problématique générale, ce travail de recherche est scindé en trois grandes parties. La première partie est réservée à l'analyse et à la mesure du concept du déficit budgétaire ainsi qu'à ses déterminants fondamentaux. La deuxième partie aborde la problématique de l'impact des déficits publics sur les taux d'inflation et les taux d'intérêt réels. Enfin, la troisième partie est concentrée sur l'épineuse problématique des effets des déséquilibres financiers publics sur la dépenses privée en consommation et investissement et les variables du secteur externe.

En première partie, nous avons tenté dans un premier temps, d'examiner et d'appliquer au cas marocain, de multiples approches de mesure des déficits publics à court terme en recourant à une variété de méthodes de raffinements destinées à mieux mesurer le déficit. Dans un deuxième temps, nous avons tenté d'examiner et d'appliquer au cas marocain, deux approches fondamentales de la mesure des déficits publics à long terme, à savoir l'approche comptable et l'approche de la contrainte de la valeur actuelle. Dans un troisième temps, et dans le but de rendre compte des déterminants des déficits publics, nous avons développé et appliqué au cas marocain, une nouvelle approche de décomposition des postes budgétaires en variations discrétionnaires et induites. En vue de mieux appréhender les déterminants des déséquilibres financiers publics, nous avons essayé, dans un quatrième temps, de spécifier et d'estimer un modèle de comportement des soldes budgétaires pour un échantillon de pays ainsi que pour le cas particulier du Maroc, en nous inspirant d'éclairages théoriques en la matière et en formulant d'autres hypothèses théoriques.

Le premier chapitre de la première partie a été réservée à des questions de mesure des déficits budgétaires aussi bien à court qu'à long terme. Dans la première section de ce chapitre, nous nous sommes concentrés sur le constat suivant lequel certaines données statistiques relatives aux postes budgétaires peuvent être particulièrement fallacieuses. Dans ce cadre, nous avons tenté de corriger le solde budgétaire à court terme dans le cas marocain en examinant de multiples variantes des déficits tout en offrant des quantifications et des représentations graphiques à l'appui de notre approche. Bien qu'on soit généralement conscient des diverses variantes des déficits publics, notre recherche bibliographique révèle combien elles ont reçu très peu d'attention dans le monde en développement en général et au Maroc en particulier. Notre contribution dans ce cadre est essentiellement méthodologique et vise à susciter le débat pour des analyses plus approfondies.

Il semble que notre analyse empirique du déficit budgétaire à long terme, menée en deuxième section du premier chapitre, est novatrice. Tout en restant fidèle à une approche multi - critère, nous avons jugé opportun d'essayer d'examiner et d'appliquer les deux approches de la soutenabilité des déficits budgétaires, à savoir l'approche comptable et l'approche de la contrainte de la valeur actuelle qui repose sur la non présence du *schéma de Ponzi*. Les deux approches ont été étendues dans le but de prendre en considération les spécificités des économies en développement.

En prenant en compte les spécificités d'une économie en développement comme celle du Maroc, nous avons tenté de dériver les déficits budgétaires soutenables suivant l'approche comptable de la soutenabilité (ou de la compatibilité de la politique budgétaire aux cibles des politiques macro-économiques). En vue d'examiner la soutenabilité des déficits budgétaires dans le cas marocain suivant l'approche comptable, nous avons envisagé trois scénarios possibles : un scénario de base, un haut scénario et un bas scénario. Une telle approche a l'avantage de permettre une estimation du sentier de la soutenabilité de la politique budgétaire marocaine en dépit de l'exigence quelque peu sévère de la constante du ratio au PIB de la dette publique monétaire et non monétaire, imposée par une telle approche. Notre approche permet d'ouvrir le débat sur la problématique de la soutenabilité de la politique budgétaire dans le cas marocain et, peut-être, de fournir aux décideurs de la politique budgétaire, des indications sur le sens de la soutenabilité au sens comptable du terme ainsi qu'un exemple d'application.

Nous avons tenté de compléter notre analyse empirique de la soutenabilité des déficits budgétaires au Maroc en essayant d'examiner et d'appliquer l'approche de la contrainte de la valeur actuelle. Notre contribution essentielle dans ce cadre concerne notamment la reformulation de l'approche ainsi que les tests économétriques que nous avons conduits en nous inspirant des récentes innovations en matière de séries chronologiques. Etant soucieux

d'analyser les données statistiques collectées sur des sous - périodes relativement longues, nous avons tenté de *trimestrialiser* les données relatives aux recettes et aux dépenses publiques exprimées en proportion du PIB en recourant à une formule particulière. Le test de soutenabilité de la politique budgétaire sur plusieurs sous - périodes repose fondamentalement sur des tests de cointégration des variables budgétaires. Nous avons montré que la politique budgétaire marocaine est relativement soutenable avant l'expansionnisme budgétaire du début de la première moitié des années 70, devient insoutenable à partir de 1975 jusqu'au deuxième trimestre de l'année 1983 et renoue depuis avec une soutenabilité relativement faible. Bien que le procédé de *trimestrialisation* soit un peu approximatif, nos tests de cointégration seraient à même de rendre compte du degré de soutenabilité de la politique budgétaire et peuvent être utilisés pour vérifier si le sentier des dépenses par rapport à celui des recettes est soutenable dans le temps.

Le deuxième chapitre de la première partie de ce travail demeure fidèle à une approche multi - critères. Il aborde le problème des déterminants des déficits publics en examinant et en appliquant une méthodologie de décomposition des déficits en variations discrétionnaires et induites ainsi qu'en menant une étude économétrique destinée à mieux comprendre le comportement des déséquilibres financiers publics. En première section de ce chapitre, nous avons développé une approche de décomposition des variables budgétaires en variations discrétionnaires (c'est-à-dire relativement sous le contrôle des décideurs de la politique budgétaire) et induites (c'est-à-dire dues aux changements survenus dans l'environnement économique). En particulier, elle est plus simple par rapport à certains concepts quelque peu complexes et difficilement mesurables comme le déficit structurel et le déficit *cycliquement* neutre. En appliquant une telle méthodologie aux postes fondamentaux de recettes et de dépenses du budget marocain, nous avons tenté de dissocier dans l'évolution de ces postes budgétaires (et donc des déficits budgétaires eux-mêmes), la part qui incombe à l'Etat et celle qui revient à l'environnement économique. Dans l'ensemble, contrairement aux déclarations des gouvernements qui se sont succédés au pouvoir durant la période retenue, la formation des déséquilibres budgétaires est essentiellement due à des mesures discrétionnaires. En plus de l'avantage qu'elle présente pour estimer les variations discrétionnaires et induites dans le passé, notre méthodologie de décomposition peut également être utilisée à des fins de projections en fixant les variables qui seraient relativement sous le contrôle des décideurs de la politique budgétaire et les variables anticipées de l'environnement économique.

Dans le but de compléter l'analyse des déterminants des soldes publics dans le monde en développement au sens large et au Maroc en particulier, nous avons procédé dans une deuxième section, à l'estimation d'un modèle économétrique en nous appuyant sur plusieurs approches empiriques en vue de rendre compte, autant que faire se peut, de la complexité du phénomène du déficit budgétaire et de mieux appréhender sa réaction aux divers facteurs susceptibles de l'influencer. Le modèle a été estimé pour le Maroc ainsi que pour un échantillon élargi de 46 pays (30 pays en développement et 16 pays développés) en recourant à des analyse des données en coupe instantanée et de données de panel.

Dans le cas particulier du Maroc, notre analyse empirique utilisant les récentes innovations en matière de séries temporelles, révèle que les soldes budgétaires sont significativement affectés par leurs déterminants fondamentaux. En particulier, alors que l'impact du PNB réel *per capita* et de la croissance des recettes publiques est positif, l'effet de l'instabilité des recettes, du degré de participation de l'Etat dans l'économie et de l'incapacité de contrôle des dépenses publiques par l'Etat est négatif est statistiquement très significatif. Il est à noter dans ce cadre que les deux dernières variables sont relativement sous le contrôle des autorités de la politique budgétaire alors que les trois premiers facteurs relèvent plutôt de l'environnement économique. Dans une optique comparative, l'étude empirique sur des échantillons de pays en

développement et de pays développés, utilisant des analyses de données en coupe instantané et de données de panel, fait ressortir des remarques importantes quant aux spécificités des deux groupes de pays. L'impact du niveau de développement économique *per capita* sur les soldes publics est plus robuste dans les pays développés que dans les pays en voie de développement, suggérant que les gouvernements dans les pays industrialisés adaptent généralement le budget aux fluctuations de l'activité alors que dans les pays en voie de développement, la croissance économique fait augmenter certaines dépenses et en diminue d'autres de telle sorte que l'impact positif du PNB réel par tête sur les soldes publics demeure relativement minime. Les effets du degré de participation de l'Etat dans l'économie et de la croissance des recettes sont généralement de la même ampleur au sein des deux groupes de pays. L'échantillon de pays est sélectionné de telle sorte qu'il puisse représenter le monde en développement et le monde développé au sens large en ce sens qu'il comporte des "ajusteurs" budgétaires, des non "ajusteurs", des économies de petite, de moyenne et de petite taille, pays à inflation élevée ou faible, pays peuplés et peu peuplés, etc. Tous nos tests empiriques montrent la solidité et la stabilité de nos résultats empiriques, suggérant que notre modèle peut être utilisé à des fins de prévision. En outre, nos approches concernant la spécification des relations de comportement, la mesure des variables et l'estimation des relations entre elles constituent un cadre méthodologique pouvant inspirer d'autres approfondissements en la matière.

Il s'agit là en général d'une tentative de recherche sur le concept, la mesure et les déterminants des déficits budgétaires dans les pays en développement en général et au Maroc en particulier. Nous ne prétendons pas que la problématique relative à ces divers aspects du déficit budgétaire est définitivement résolue. Au contraire, à travers cette étude, nous comptons ouvrir le débat et tenter de mieux appréhender les diverses questions posées dans le cadre de futurs projets de recherche.

La mesure des soldes budgétaires à court et à long terme et l'analyse empirique de leurs déterminants ne constituent pas l'objectif ultime de ce travail de recherche. La deuxième et la troisième parties de notre travail sont axées sur l'étude analytique et empirique de l'impact des déséquilibres financiers publics sur les variables macro-économiques fondamentales, à savoir le taux d'inflation, le taux d'intérêt réel, la dépense privée et les variables du secteur externe. En décidant d'estimer les effets de la politique budgétaire sur de telles variables essentielles, nous visons à dépasser les limites parfois très généralisantes de certaines études axées sur l'analyse de l'impact des variables budgétaires sur la croissance économique globale. En ce sens, notre approche semble avoir l'avantage de mener une investigation analytique et empirique des implications macro-économiques de la politique budgétaire tout en examinant les voies par lesquelles les effets d'une telle politique se font sentir sur l'économie dans son ensemble. Si l'accumulation et la persistance des déséquilibres financiers publics sont génératrices de tensions inflationnistes, de taux d'intérêt réels élevés, de dépense privée de plus en plus faible, de soldes externes en chute continue et de taux de change réels surévalués, elles seraient à même de mettre en péril les opportunités de croissance économique à long terme.

En deuxième partie de ce travail de recherche, nous avons tenté d'étudier analytiquement et empiriquement les effets des déficits publics sur les taux d'inflation et les taux d'intérêt réels dans les pays en développement en général et au Maroc en particulier. Les modèles spécifiés et estimés ont été dérivés des éclairages théoriques existants en la matière.

Le premier chapitre de la deuxième partie aborde la problématique de l'impact des déficits publics sur le taux d'inflation. Sur le plan théorique, nous avons tenté de survoler et de discuter les paradigmes théoriques inhérents aux effets de la politique budgétaire sur le taux d'inflation ainsi qu'au concept de l'inflation optimale et à la relation entre le seigneurage et

l'inflation dans le cadre de la théorie des jeux. Concernant la problématique de l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels, abordée dans le deuxième chapitre de la deuxième partie, trois paradigmes théoriques ont retenu notre attention, à savoir le paradigme libéral de l'éviction financière, le paradigme keynésien – postkeynésien et le paradigme ricardien.

Dans la première section du chapitre I de la deuxième partie, l'estimation d'une fonction de forme quadratique pour un échantillon de pays en développement indique que la courbe représentative des recettes de seigneurage (en proportion du PIB) en fonction du taux d'inflation est de type *Laffer* : dans un premier temps, le ratio au PIB du financement monétaire des déficits publics réagit positivement à la variation du taux d'inflation et, dans un deuxième temps, commence à chuter en fonction de l'intensité de l'inflation. Ce résultat empirique révèle que les agents économiques détenteurs de la monnaie ont une certaine aversion à l'inflation. A partir du point où les recettes de seigneurage (en proportion du PIB) sont maximales, les agents économiques commencent à réduire leur demande de monnaie et à s'orienter vers la demande d'autres actifs leur permettant de se protéger contre les tensions inflationnistes. Nos résultats empiriques révèlent également qu'à travers les pays de notre échantillon, des recettes de seigneurage relativement minimales (de l'ordre de 3,67% du PIB) exigeraient probablement une exacerbation des tensions inflationnistes (avec un taux d'inflation maximisant les recettes de seigneurages se situant aux alentours de 41%). Ainsi, suivant nos résultats empiriques, des gains minimales de recettes de seigneurage sont très coûteux en termes d'inflation au sein de notre échantillon de pays en développement.

Dans la deuxième section du chapitre I de la deuxième partie, en travaillant sur des séries temporelles pour le Maroc et un groupe restreint de pays en développement, nous avons tenté d'estimer une fonction de demande réelle de la monnaie de base et de dériver d'une telle fonction, une relation à long terme entre le ratio au PIB des recettes de seigneurage et le taux d'inflation pour chaque pays prise en compte. Dans l'ensemble, après avoir procédé à des tests préliminaires sur les coefficients du modèle, les relations à long terme estimées, donnant lieu à une courbe de type *Laffer*, révèlent que les gains escomptés du financement monétaire des déficits publics sont minimales en comparaison avec les niveaux d'inflation exigés. Les simulations effectuées indiquent qu'en se déplaçant sur la partie croissante de la courbe *Laffer* de seigneurage, une amélioration, ne serait-ce que minime, des recettes de seigneurage (en proportion du PIB), exigerait une augmentation plus élevée du taux d'inflation. En se déplaçant sur la partie décroissante de la courbe *Laffer* de seigneurage, on remarque nettement que toute intensification de l'inflation induit une chute du ratio au PIB du financement monétaire des déficits publics à travers les pays en développement pris en compte, suggérant que les détenteurs de la monnaie ont une certaine aversion à l'inflation et tendent dès lors à réduire leur demande de monnaie en vue de se protéger contre les tensions inflationnistes. En somme, nos résultats empiriques indiquent qu'à long terme, l'association entre le financement monétaire des déficits publics et l'inflation est inévitable. Généralement, les études empiriques parviennent à la conclusion suivant laquelle il n'existe aucune relation entre le financement monétaire des déficits publics et l'inflation parce qu'elles raisonnent souvent à court terme.

Même si l'inflation au Maroc n'est que partiellement monétaire, une conclusion qu'épousent certaines études qui ne sont concernées que par le court terme (voir par exemple, El M'Kaddem, 1987), nos résultats empiriques révèlent qu'il existe quand même une relation à *long terme* entre le financement monétaire des déficits et le taux d'inflation. La courbe représentative d'une telle relation à long terme est de type *Laffer*, suggérant que le ratio au PIB du financement monétaire du déficit budgétaire augmente dans un premier temps en fonction du taux d'inflation et commence ensuite à chuter, indiquant que les détenteurs de la monnaie ont une aversion à l'inflation. Dans le cas marocain, nos estimations révèlent que le

taux d'inflation maximisant la taxe inflationniste en proportion du PIB se situe aux alentours de 24% correspondant à un seigneurage inférieur à 6% du PIB. L'examen des données historiques démontre que le taux d'inflation et les recettes de seigneurage (en pourcentage du PIB) ont toujours été inférieurs aux proportions estimées. En particulier, dans le cas marocain, les recettes de seigneurage (en pourcentage du PIB) ont toujours été minimes en comparaison avec les proportions atteintes dans d'autres pays à niveau de développement comparable. Les décideurs de la politique économique auraient peut-être compris qu'à long terme, des gains modérés de recettes de seigneurage auraient exigé que le taux d'inflation grimpe à des niveaux élevés.

Les exercices de simulation que nous avons effectués révèlent combien une augmentation minimale des recettes de seigneurage en proportion du PIB nécessiterait une aggravation beaucoup plus proportionnelle de l'inflation. Ces résultats offriraient peut-être un support aux décideurs de la politique budgétaire marocaine de ne pas compter sur la création monétaire pour le financement des déficits budgétaires.

Le deuxième chapitre de la deuxième partie de cette thèse aborde la problématique de l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels. En vue de prendre en considération les différentes réalités des systèmes financiers à travers les pays, nous avons mené une étude de l'effet des déficits budgétaires sur le coût réel de l'argent aussi bien dans un contexte de systèmes financiers dérégulés (section I) que dans un contexte de systèmes financiers administrés (section II).

Dans un contexte où le système financier marocain devient de plus en plus libéralisé, sous l'hypothèse d'une mobilité imparfaite des capitaux à l'échelle internationale, nous avons pris en compte les deux cas possibles où les firmes sont rationnées sur le marché du crédit et où le taux d'intérêt est considéré comme un signal déterminant l'équilibre sur ce marché. En nous inspirant de certaines études empiriques, il ressort des diverses simulations que la politique budgétaire serait à même d'augmenter le coût réel de l'argent dans le cas particulier du Maroc. L'intensité de cet impact dépendrait cependant des conditions prévalant sur les marchés de crédit et des modalités de financement des déficits budgétaires.

En vue de tester la validité des approches théoriques relatives à l'impact des déficits publics sur les taux d'intérêt réels dans un contexte de systèmes financiers plus libéralisés, nous avons tenté d'estimer des relations entre le taux d'épargne, les déficits publics et les taux d'intérêt réels longs dans les pays de l'OCDE en recourant aux techniques les plus récentes en matière de séries temporelles (tests de racine unitaire, cointégration, modèles à correction d'erreur, tests de causalité à court et à long terme, etc.). Notre analyse empirique révèle que la raréfaction de l'épargne induit une élévation des taux d'intérêt réels longs. Nous avons également montré que l'amenuisement de l'épargne dans les pays de l'OCDE est lié à l'accumulation des déficits et que cette dernière accélère la montée des taux d'intérêt réels longs.

Nous nous sommes interrogés sur l'impact que pourrait avoir un endettement intérieur croissant sur le coût réel de l'argent dans un contexte où les systèmes financiers dans les pays en développement deviennent plus dérégulés. Les études empiriques en la matière soutiennent que l'endettement domestique est à même d'élever les taux d'intérêt réels, ce qui est préjudiciable pour l'investissement et la croissance économique en général.

Dans la deuxième section du second chapitre de la deuxième partie, nous nous sommes concentrés sur l'étude des effets des déséquilibres financiers publics sur les taux d'intérêt réels dans un contexte de systèmes financiers administrés. Dans un premier lieu, nous avons examiné et discuté les approches relatives à l'impact et à la mesure de la répression financière. Dans un deuxième lieu, nous avons essayé d'estimer les relations de la répression

financière avec les déficits publics ainsi que ses effets sur le crédit bancaire privé disponible pour le secteur privé au Maroc et dans un échantillon de pays en développement. Nos résultats basés sur une analyse des données en coupe instantanée montrent que la répression financière est intimement liée à l'accumulation et à la persistance des déficits publics, suggérant que les recettes dues à la répression financière seraient probablement partagées entre les banques et le secteur public, avec une part de lion pour le dernier. Nos estimations révèlent également que la répression financière réduit les ratios au PIB du crédit bancaire accordé au secteur privé à travers les pays de l'échantillon, raréfiant ainsi les fonds financiers nécessaires pour le financement de l'activité économique au sein du secteur privé.

Dans le cas marocain, nos résultats empiriques révèlent que la mobilisation de fonds financiers bon marché au profit de l'Etat en maintenant les taux d'intérêt réels à des niveaux anormalement bas, a pour conséquence de déprimer la demande réelle des dépôts à terme. Puisque les dépôts à terme sont essentiels pour des financements longs, leur chute due à des taux d'intérêt réels anormalement bas est à même d'affecter les opportunités de financement de la croissance économique à long terme. En vue de déterminer l'impact du taux de rendement réel sur l'épargne à long terme, nous avons également tenté d'estimer une fonction de la demande réelle des dépôts bancaires à terme dans un groupe restreint de pays en développement. Tous nos résultats empiriques montrent que la demande réelle des dépôts à terme est très sensible au taux d'intérêt réel. Puisque l'administration des taux d'intérêt et leur fixation à des niveaux souvent inférieurs aux taux d'inflation constituent un aspect fondamental de la répression financière, cette dernière, comme l'indiquent nos estimations, déprime la demande réelle des dépôts à terme nécessaires pour le financement de la croissance économique à long terme.

En somme, la deuxième partie de ce travail de recherche tente d'ouvrir le débat sur l'impact des déficits publics (et de la politique budgétaire en général) sur les taux d'inflation et les taux d'intérêt réels au Maroc en particulier et dans les pays en développement en général, en s'inspirant d'études théoriques récentes. A travers la voie de l'inflation et du coût réel de l'argent, les déficits publics sont à même d'affecter les marchés financiers. Notre étude analytique et empirique ne prétend pas avoir résolu définitivement le problème de la relation entre les déséquilibres financiers publics d'une part et l'inflation et le coût réel de l'argent d'autre part, une problématique qui a reçu très peu d'attention dans les travaux effectués aussi bien dans le monde en développement au sens large que dans le cas particulier du Maroc. Notre étude vise à ouvrir le débat pour des recherches analytiques et empiriques plus poussées.

L'objectif de la troisième partie de ce travail de recherche est d'étudier analytiquement et empiriquement les effets que les déséquilibres financiers publics peuvent exercer sur la dépense privée en consommation et investissement et les variables du secteur externe. Si les déficits publics évincent la dépense privée tout en détériorant le solde externe et en appréciant le taux de change réel, ils seront susceptibles de mettre en péril les opportunités de développement dans le monde en développement au sens large comme dans le cas particulier du Maroc. La spécification et l'estimation des relations de comportement de la consommation et de l'investissement privés s'inspirent de la littérature théorique existante et de certains rares travaux empiriques effectués en la matière. En vue de rendre compte de la complexité des relations entre les déficits publics et la dépense privée, la spécification et l'estimation de telles relations de comportement reposent sur une variété d'approches.

Alors que le premier chapitre de la troisième partie a été consacré à l'étude des effets de la politique budgétaire sur la dépense privée, le deuxième chapitre a été réservé à l'exploration des relations entre les soldes budgétaires et les variables du secteur externe. La première section du premier chapitre aborde la problématique des effets de la politique budgétaire sur

la consommation privée alors que la deuxième section traite des effets sur l'investissement privé. Tous nos résultats empiriques concernant le Maroc révèlent que la politique budgétaire évince la consommation privée quelle que soit la variable budgétaire retenue (dépenses publiques agrégées, consommation publique, solde budgétaire). Il est toutefois très difficile d'admettre le théorème de l'équivalence ricardienne dans le cas particulier du Maroc. Il s'agirait probablement, à notre sens, d'une *éviction directe* de la consommation privée à travers la ponction qu'opère le secteur public sur les ressources financières disponibles. Un autre résultat empirique important réside dans le fait que la dépréciation du taux de change réel des biens de consommation déprime la consommation privée. Comme variable explicative de la consommation privée, le taux de change réel des biens de consommation a été construit par nous-mêmes en recourant à une méthodologie de mesure qui est, paraît-il, novatrice. Nos résultats empiriques suggèrent que la consommation privée dans le cas marocain, est évincée aussi bien à travers la ponction qu'opère directement le secteur public sur les ressources financières disponibles qu'à travers les effets *indirects* de l'accumulation des déficits, en particulier en raison de leur impact sur certains prix fondamentaux, notamment le taux de change réel. D'ailleurs, comme le montre notre analyse empirique dans le chapitre II de la troisième partie, les déficits budgétaires au Maroc semblent induire une appréciation du taux de change réel.

Nos résultats empiriques concernant un groupe de pays en voie de développement confirment dans l'ensemble, l'ambiguïté des paradigmes théoriques relatifs aux effets de la politique budgétaire sur la dépense privée. Notre analyse de données de panel pour un échantillon de 29 pays en développement indique que la consommation privée réelle réagit positivement aux dépenses publiques réelles. En revanche, nos estimations indiquent que l'impact des recettes publiques réelles sur la consommation réelle n'est pas statistiquement très significatif, suggérant à première vue que les consommateurs privés au sein de l'échantillon éprouvent un comportement conforme à la prédiction du théorème de l'équivalence ricardienne. Néanmoins, puisque la consommation privée réelle répond *positivement* à l'évolution des dépenses publiques réelles, l'insensibilité de la consommation privée réelle aux recettes fiscales n'est pas une condition suffisante pour accepter le théorème de l'équivalence ricardienne. Il est à noter également que les hypothèses très simplificatrices du théorème de l'équivalence ricardienne semblent largement violées dans maints pays en développement. En particulier, il est très difficile d'admettre le comportement ricardien dans le monde en développement dans un contexte où les systèmes financiers sont imparfaits et où le secteur public opère une ponction sur les ressources financières disponibles.

Concernant la relation entre l'investissement public et l'investissement privé, l'ambiguïté des paradigmes théoriques est confirmée par nos résultats empiriques. Cette problématique a été traitée en deuxième section du premier chapitre de la troisième partie. En rupture avec certaines études menées dans les pays en développement, nous avons introduit l'investissement public retardé comme variable explicative de l'accumulation du capital au sein du secteur privé, en conformité avec la théorie économique qui prédit que l'effet de l'investissement public sur l'investissement privé ne peut se faire sentir que dans des délais qui peuvent être plus ou moins longs.

Nos résultats empiriques révèlent dans le cas particulier du Maroc que les dépenses publiques en capital ont un effet d'entraînement sur l'investissement privé et la croissance économique réelle. En recourant à une variété d'approches analytiques et empiriques, et en prenant en compte certaines spécificités de l'économie marocaine, l'effet d'entraînement semble confirmé, suggérant que les dépenses publiques en capital sont plus concentrées dans des secteurs complémentaires de l'investissement privé. Concernant les dépenses de consommation publique, nos résultats empiriques révèlent qu'elles évincent l'investissement

privé, suggérant que le gaspillage sévissant au sein du secteur public est nuisible pour l'accumulation du capital au sein du secteur privé. En somme, en ce qui concerne les relations entre la politique budgétaire et la dépense privée au Maroc, nos résultats empiriques révèlent que c'est la *structure* des dépenses publiques qui compte en définitive et non pas les dépenses considérées à un niveau plus ou moins agrégé. Notre approche de désagrégation dépasse ainsi les inconvénients de certaines études généralisantes, en particulier celles qui cherchent à explorer la relation entre les dépenses publiques agrégées d'une part et l'investissement privé et la croissance économique d'autre part (voir par exemple, Boussetta, 1992, 1996 ; Achy, 2002 ; Achy et Dulbea, 2002).

Des coupes sombres dans les dépenses publiques productives à des fins d'ajustement budgétaire risquent de mettre en péril les opportunités de croissance économique à long terme du pays. En ce sens, l'une des stratégies budgétaires les plus inopportunes consiste à considérer l'ajustement budgétaire comme un pur exercice comptable où les dépenses sont ajustées aux recettes sans prêter attention aux effets récessionnistes et expansionnistes des divers postes budgétaires assujettis à l'ajustement. Selon nos estimations, ce sont des dépenses de gaspillage qui évincent aussi bien la consommation que l'investissement privés, des composantes essentielles de la dépense privée qui, en chutant, risqueraient d'entraver le processus de croissance à long terme de l'économie nationale. Dès lors, l'ajustement budgétaire devrait normalement porter sur les dépenses de gaspillage. De plus, outre la rationalisation des dépenses publiques, un ajustement budgétaire adéquat devrait également passer par une optimisation des recettes fiscales. Il ne s'agit pas d'augmenter des taux d'imposition qui sont déjà élevés mais d'élargir certaines bases d'imposition et de lutter contre la corruption ainsi que l'évasion et la fraude fiscales.

Notre modèle à effets fixes pour un groupe de 17 pays en développement révèle que l'investissement privé décalé d'une période affecte positivement et significativement l'investissement privé. En outre, l'investissement privé est positivement et significativement affecté par le crédit accordé au secteur privé, suggérant que l'activité de l'investissement privé à travers les pays de l'échantillon est sensible aux contraintes de liquidité. Dès lors, la politique budgétaire serait à même d'affecter indirectement l'investissement privé en libérant au profit des investisseurs, des ressources financières auparavant destinées à financer les déficits publics.

En vue d'élargir notre échantillon, nous avons complété l'échantillon des pays en développement par l'introduction d'un groupe de 13 pays développés. Les résultats du modèle à effets fixes révèlent qu'au sein de notre échantillon de 30 pays développés et en voie de développement, l'investissement public et le crédit accordé au secteur privé affectent positivement et significativement l'investissement privé. Toutefois, les résultats empiriques concernant notre échantillon élargi indiquent que l'impact de ces deux variables s'affaiblit quelque peu au niveau tant de son ampleur que de sa signification statistique. Dès lors, il importe de noter que la réponse de l'investissement privé à l'accumulation du capital public et aux contraintes de liquidité est plus robuste dans les pays en développement que dans les pays développés. C'est d'ailleurs ce que révèlent nos estimations séparées pour le groupe des pays développés et le groupe des pays en développement de notre échantillon.

Nous avons tenté d'estimer l'effet de l'investissement public pour un groupe restreint de pays en développement en recourant aux techniques de séries temporelles. L'utilisation de l'analyse des séries temporelles répond au souci de dépasser les limites de l'analyse données de panel qui cachent les disparités existantes à travers les pays. L'ambiguïté des effets de la politique budgétaire sur le comportement de l'investissement privé est généralement confirmée par les disparités des résultats empiriques à travers les pays du groupe.

Outre l'étude analytique et empirique de l'impact des déficits publics sur les taux d'inflation, les taux d'intérêt réels et la dépense privée, notre projet de recherche s'est efforcé de mieux appréhender l'interaction entre les soldes budgétaires et les variables du secteur externe. Cette étude a fait l'objet du deuxième chapitre de la troisième partie. En abordant cette problématique qui a reçu peu d'attention de la part des études empiriques récentes, notre point de départ réside dans le survol et la discussion des controverses théoriques en la matière. Dans ce cadre, deux approches théoriques divergent : contrairement à l'hypothèse keynésienne de l'absorption qui prédit que l'accumulation des déficits publics est associée à des déficits externes élevés, l'hypothèse ricardienne de l'équivalence entre l'impôt et l'emprunt ne prédit aucun lien entre les deux déficits.

La relation entre les soldes budgétaires et externes dans le cas marocain a reçu une attention particulière dans notre travail de recherche. Comme le prédit l'approche financière de la balance des paiements, nos estimations économétriques pour le cas du Maroc révèlent qu'il existe un lien positif et statistiquement très significatif entre le solde budgétaire et le solde externe. Ce lien positif est partout confirmé quelque soit la mesure adoptée pour mesurer le déséquilibre externe. Les tests indiquent cependant que la causalité entre les deux soldes est bidirectionnelle, suggérant que l'accumulation des déficits budgétaires affecte l'épargne nationale agrégée et donc les soldes externes eux-mêmes et que les fluctuations de recettes extérieures et la limitation des importations affectent les soldes budgétaires (ce résultat empirique corrobore les conclusions d'Islam, 1998, pour le cas brésilien).

Notre étude analytique et empirique, utilisant une analyse de données de panel, montre, conformément à la prédiction keynésienne, que les soldes budgétaires agissent positivement sur les soldes externes dans les pays en développement pris en compte. Le lien positif entre les deux soldes est partout confirmé quelque soit la méthode adoptée pour mesurer le solde externe. Les estimations et les tests conduits corroborent l'existence d'une causalité allant des soldes budgétaires vers les soldes externes et révèlent dès lors que les soldes budgétaires, en affectant le niveau de l'épargne nationale agrégée, affectent également les soldes externes. Ce résultat empirique contredit évidemment les enseignements du théorème de l'équivalence ricardienne qui prédit que les soldes budgétaires n'exercent aucun effet sur les soldes externes. Une autre importante conclusion de notre étude réside dans le fait que les soldes budgétaires amenuisent les soldes externes plus substantiellement dans les pays en voie de développement que dans les pays développés, suggérant que les dépenses publiques comptent plus lourdement sur le secteur externe dans les pays du Sud que dans les pays industrialisés.

En analysant l'impact des soldes budgétaires sur les soldes externes, très peu d'études empiriques ont abordé la problématique de l'impact de la *structure* des dépenses publiques (et donc des soldes budgétaires eux-mêmes) sur le secteur externe. Il est très judicieux de se poser la question de savoir quelles sont les composantes de l'absorption publique qui agissent plus substantiellement sur les soldes externes. En désagrégeant la dépense publique en deux composantes essentielles, nous avons visé à étudier empiriquement l'impact respectif des dépenses publiques de consommation et d'investissement sur les soldes externes. Comme dans le monde en développement en général, cette question a reçu très peu d'intérêt malgré son importance cruciale (voir par exemple, l'étude graphique de Boussetta, 1995). Conformément à nos attentes, les dépenses de consommation de l'Etat marocain ont pour effet de détériorer *plus substantiellement* les soldes externes en comparaison avec les dépenses publiques en capital. Nos tests de causalité basés sur des modèles à correction d'erreur indiquent cependant que dans les deux cas de composantes de l'absorption publique, la causalité est bidirectionnelle. Néanmoins, suivant nos résultats empiriques, ce qui est manifestement paradoxal c'est que les soldes externes affectent négativement et *plus substantiellement* les dépenses publiques d'investissement en comparaison avec les dépenses

de consommation de l'Etat. Suivant nos résultats empiriques, ce sont les dépenses d'investissement public qui supportent plus le fardeau de l'ajustement des comptes externes bien que la détérioration des soldes externes soit due en grande partie à des dépenses de consommation publique de plus en plus élevées. Or, les dépenses publiques d'investissement dans le cas marocain, ont des effets d'entraînement (et non d'éviction) aussi bien sur l'investissement privé que sur la croissance économique globale, en conformité avec les résultats empiriques présentés dans le chapitre I (section II) de la troisième partie. Le fardeau de l'ajustement des comptes externes semble être supporté par les dépenses publiques en capital. En adoptant une telle stratégie inopportune, les décideurs de la politique économique risquent de mettre en péril les opportunités de développement du pays. Force est de noter, en conformité avec nos résultats empiriques, que les soldes budgétaires au Maroc induisent une détérioration de l'épargne extérieure. Or, en analysant l'impact de la *structure* des dépenses publiques, nos estimations indiquent clairement que l'ampleur de l'effet négatif de la consommation publique est relativement plus robuste. Dès lors, si un ajustement budgétaire est nécessaire pour l'ajustement externe, la stratégie d'ajustement judicieuse doit reposer sur la rationalisation des dépenses et l'optimisation des recettes du secteur public. En revanche, les dépenses publiques en infrastructure physique et sociale doivent être soutenues en raison du fait qu'elles constituent un catalyseur de l'investissement privé et de la croissance économique (voir Mansouri, 2000, 2001).

Suivant nos résultats empiriques concernant un échantillon de pays, la détérioration des soldes externes s'explique par la croissance aussi bien des dépenses publiques de consommation que des dépenses publiques d'investissement dans le monde en développement comme dans le monde développé, quelque soit la méthode adoptée pour mesurer les soldes externes. Il est à noter toutefois que l'ampleur et le degré de signification statistique de l'impact des deux composantes de l'absorption publique sont plus robustes dans les pays en développement en comparaison avec les pays développés, suggérant que la dépense du secteur public s'appuie plus sur le secteur externe dans le monde en développement. Force est de constater également que, contrairement au cas du Maroc, les dépenses publiques d'investissement au sein de notre échantillon de pays en voie de développement amenuisent plus substantiellement les soldes externes en comparaison avec les dépenses publiques de consommation.

Dans le cadre des effets de la politique budgétaire sur le secteur externe, nos explorations théoriques révèlent que les déficits budgétaires sont également susceptibles d'affecter une variable clé, à savoir le taux de change réel. Si l'accumulation des déficits budgétaires est à même d'apprécier le taux de change réel, elle affectera négativement la compétitivité – prix de l'économie du pays dans un contexte où les échanges deviennent de plus en plus globalisées. Cette problématique a été traitée analytiquement et empiriquement dans la deuxième section du deuxième chapitre de la troisième partie.

Une équation structurelle du taux de change réel a été obtenue à partir de la condition générale de l'équilibre interne (égalité de la demande et de l'offre des biens non échangeables). Conformément à la définition théorique, le taux de change réel est mesuré par le rapport entre le prix des biens échangeables (importables ou exportables) et le prix des biens non échangeables. Dans cette équation structurelle, le ratio au PIB du solde de la balance des paiements courants est, entre autres, un déterminant essentiel du taux de change réel. Après avoir transformé notre équation structurelle en un modèle à équations simultanées, nous avons introduit le ratio au PIB du solde budgétaire comme variable explicative du ratio au PIB du solde de la balance des paiements courants, en conformité avec l'approche financière de la balance des paiements, telle qu'elle a été examinée dans la section II du second chapitre de la troisième partie. Or, puisque le solde budgétaire affecte positivement le

solde externe et l'amélioration de ce dernier déprécie le taux de change réel, nous avons conclu que l'amenuisement de la compétitivité – prix de l'économie marocaine est due en partie à l'accumulation des déficits publics. Dès lors, en plus de la mise à niveau des entreprises marocaines, un gain de compétitivité – prix devrait reposer sur un ajustement budgétaire approprié. Néanmoins, l'ajustement budgétaire ne devrait pas se faire au détriment des dépenses publiques d'investissement. Ce sont les dépenses publiques de gaspillage qui doivent être réduites : les dépenses publiques d'investissement doivent être soutenues en raison du fait que nos résultats empiriques dans le chapitre I (section II) de la troisième partie indiquent que ces dépenses ont des effets d'entraînement sur l'accumulation du capital au sein du secteur privé et la croissance économique réelle (voir également, Mansouri, 2000, 2001).

Dans la première version de notre modèle à équations simultanées, il est très difficile de voir clairement comment la dépense publique affecte le taux de change réel. En vue de faire ressortir clairement un tel impact, nous avons pu reformuler le modèle de départ à équations simultanées en adoptant une méthodologie de décomposition du solde externe en deux types d'absorption, à savoir l'absorption publique et l'absorption privée. Les résultats d'estimation du modèle que nous avons spécifié indiquent que l'augmentation de la dépense publique induit une appréciation du taux de change réel, notamment à travers la pression à la hausse qu'elle exerce sur les prix des biens non échangeables. Comme attendu, le résultat empirique suivant lequel une dépense publique de plus en plus élevée apprécie le taux de change réel révèle également que le secteur public marocain a une propension à dépenser en biens non échangeables, plus élevée que celle du secteur privé. Cette conclusion semble vraisemblablement logique dans le cas marocain. Il semble que les efforts destinés à relever le défi de la compétitivité – prix à l'heure de la mondialisation des échanges doivent être déployés dans le sens d'un ajustement budgétaire approprié. En ce sens, en plus de la mise à niveau des entreprises, une stratégie budgétaire efficace consisterait à rationaliser les dépenses publiques, en luttant contre le gaspillage, et à optimiser les recettes publiques en luttant contre la corruption, l'évasion et la fraude fiscales. Du fait des effets d'entraînement des dépenses publiques en capital sur l'investissement privé et la croissance économique globale, un ajustement budgétaire reposant lourdement sur la réduction de ces dépenses ne serait que préjudiciable pour le développement du pays.

En somme, on peut dire que les déséquilibres financiers publics au sein des pays en développement qui ont fait l'objet de ce travail de recherche ainsi que dans le cas particulier du Maroc peuvent affecter les économies nationales à travers leur impact sur les taux d'inflation, les taux d'intérêt réels, les dépenses privée en consommation et investissement et les variables du secteur externe.

L'impact des déficits publics sur les variables macro-économiques dépend toutefois des modalités de leur financement. En particulier, les déséquilibres financiers publics au sein des pays étudiés ainsi que dans le cas particulier du Maroc, notamment dans le cas où de tels déséquilibres sont financés par la création monétaire, peuvent être générateurs de tensions inflationnistes à *long terme*. Or, en raison de l'incertitude que les taux d'inflation futurs font peser sur l'activité économique (en particulier sur l'investissement), les déficits publics peuvent indirectement défavoriser le processus de croissance économique à long terme.

De même, comme le révèlent nos résultats empiriques, les déficits publics sont à même d'intensifier la répression financière et de renchérir le coût réel de l'argent, déprimant ainsi la dépense privée, notamment l'investissement privé, et retardant ainsi la croissance économique à long terme. Alors que l'hypothèse de l'éviction de l'investissement privé par l'investissement public est parfois acceptée dans les pays développés et les pays en développement, notre étude analytique et empirique suggère que les dépenses publiques en capital ont des effets d'entraînement sur l'accumulation du capital dans le secteur privé. Dans

le cas marocain, la croissance économique est elle-même positivement liée à l'investissement public. La principale implication de politique économique qu'on peut tirer de notre analyse réside dans le fait qu'une austérité budgétaire qui s'appuie lourdement sur la réduction des dépenses publiques de capital risque de mettre en péril le processus de croissance économique à long terme.

Une telle croissance économique à long terme peut être également entravée par l'amenuisement de l'épargne extérieure que les déséquilibres financiers publics sont susceptibles de générer. C'est d'ailleurs ce que confirment nos résultats empiriques aussi bien pour un échantillon de pays en développement que pour le cas particulier du Maroc. En particulier, notre étude analytique et empirique révèle que les soldes externes et les soldes budgétaires entretiennent une relation positive et statistiquement très significative, suggérant que l'accumulation des déficits publics induit une détérioration de l'épargne extérieure, nécessaire pour le financement de la croissance économique. Toutefois, il est à souligner, notamment dans le cas marocain, que ce sont les dépenses de consommation publique, en comparaison avec les dépenses d'investissement public, qui amenuisent *plus substantiellement* les soldes externes. Or, paradoxalement, l'ajustement des comptes externes tend à s'appuyer plus lourdement sur la réduction des importations de biens d'investissement destinés au secteur public, ce qui ne peut être que préjudiciable pour la croissance économique à long terme.

Le taux de change réel est une variable fondamentale du secteur externe que les déficits publics peuvent affecter. Dans le cas du Maroc, les déficits budgétaires, en appréciant le taux de change réel, sont susceptibles d'amenuiser la compétitivité - prix de l'économie nationale et donc d'affecter négativement les opportunités de développement du pays.

Toutes nos études empiriques révèlent que l'ajustement budgétaire ne peut être réduit à un simple exercice comptable où les déficits sont réduits de n'importe quelle façon. Les dépenses de consommation publique qui ont atteint des proportions élevées, notamment dans le cas marocain, sont préjudiciables aussi bien pour l'activité de l'investissement que pour l'épargne extérieure et la compétitivité - prix de l'économie nationale. Dès lors, un ajustement budgétaire adéquat devrait passer par la rationalisation des dépenses et l'optimisation des recettes publiques.

Références bibliographiques :

- Abel, A.B. et al. 1989. "Assessing Dynamic Efficiency : Theory and Evidence", *Review of Economic Studies*, N° 56.
- Abel, J.D. 1990, "Twin Deficits During the 1980s : An Empirical Investigation", *Journal of Macroeconomics*, 12.
- Achy, L. 2002. "The Impact of Financial Liberalization on Saving, Investment and Growth in MENA Countries", *Middle East Economic Research Series*, Vol.6.
- Achy, L. et P. Dulbea. 2002. "Financial Liberalization and Private Saving in Morocco", communication au premier *Colloque des Economies Arabes et Méditerranéennes*, 25-27 avril 2002, Tanger.
- Aghion R. et Howitt. P. 1998. "Low Inflation and the Canadian Economy." In D. Laidler (ed.). *Where We Go from Here?*, 27-68. Toronto, C. D. Howe Institute.
- Alberro-Semerena, José Alberto. 1991. « The Macroeconomics of the Public Sector Deficit in Mexico during the 1980s », *World Bank, Policy Research Department*, Washington, D.C.
- Alkswani, Mamdouh Alkhatib. 2000. "The Twin Deficits Phenomenon in petroleum Economy : Evidence from Saudi Arabia", Paper présenté au 7th ERF Annual Conference, Amman, Jordanie.
- Allen, Stuart D., 1990. "The Effect of Federal Deficits and Debt on the Tax-Adjusted, Short-Term, Real Interest Rates", *Economic Letters*, Vol.34, N°1.
- Allen, Stuart D., 1992. "The Determinants of the Tax-Adjusted Real Interest Rate", *Journal of Macroeconomics*, Vol.14, N°1.
- Amara, Fouad. 1989. *Politique d'Ajustement Face au Déséquilibre Extérieur : Une Analyse et un Modèle Macro-Economique de l'Economie Marocaine*, Thèse de Doctorat, Université Paris X.
- Amara, Fouad. 1993. « Soldes Budgétaires et Activité Economique : Formes Réduites et Analyse des Effets (Le Cas de l'Economie Marocaine sur la Période 1970-1992) », *Revue Marocaine de Droit et d'Economie du Développement*, N° 31.
- Anderson, P.S. 1990, "Developments in External and Internal Balances : A Selective and Eclectic Review", *BIS Economic Papers*, N°29, Bank of International Settlements.
- *Annuaire Statistiques du Maroc*, divers numéros, Direction de la Statistique, Rabat, Maroc.
- Antonini, Alberto et al. 1992. "Royaume du Maroc : Problématique et perspectives du secteur Public", Banque Mondiale, Bureau Régional pour le Moyen Orient et l'Afrique du Nord.
- Arrow, K.J. et M. Kurz. 1970. *Public Investment, the Rate of Return, and Optimal Fiscal Policy*. Baltimore, The Johns Hopkins Press.
- Aschauer, David. 1989a. « Is Public Expenditure Productive? », *Journal of Monetary Economics*, N° 23, Mars.
- Aschauer, David. 1989b. "Public Investment and Productivity Growth in the Group of Seven", *Economic Perspectives*, vol. 13, N° 5, mai.
- Aschauer, David et Ulrich Lächler. 1998. "Public Investment and Economic Growth in Mexico", *Policy Research Working Paper* N° 1964, The World Bank, août.
- Bachman, D.D. 1992, "Why is the US Current Account Deficit so Large? Evidence From Vector Autoregressions", *Southern Economic Journal*, N°59.
- Bahmani-Oskooee, M. 1992, "What Are the Long-Run Determinations of the U.S. Trade Balance?", *Journal of Post Keynesian Economics*, N°14.
- Bahmani-Oskooee, M. 1995, "The Long-Run Determinations of the US Trade Balance Revisited?". *Journal of Post Keynesian Economics*, N°17.

- Bailey, Martin, 1956. "The Welfare Cost of Inflationary Finance", *Journal of Political Economy*, Vol.64, N°2.
- Banque Mondiale, 1982. *Rapport sur le Développement Economique et Social au Maroc*.
- Banque Mondiale, 1990. "Morocco : Sustained Investment and Growth in the 1990s", Banque Mondiale, Département Europe, Moyen-Orient et Afrique du Nord, Washington, D.C.
- Barro, Robert J. 1974. « Are Government Bonds Net Wealth? », *Journal of Political Economy*, N° 81, décembre.
- Barro, Robert, 1983. "Inflationary Finance Under Discretion and Rules", *Canadian Journal of Economics*, Vol.16, N°1.
- Barro, Robert J. 1987. « Government Spending, Interest Rates, Prices, and Budget Deficits in the United Kingdom », *Journal of Monetary Economics*, N° 20, septembre.
- Barro, Robert J. 1989. « The Ricardian Approach to Budget Deficits », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, N° 2, spring.
- Barro, R.J. 1990. "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 98.
- Barro, Robert et David Gordon, 1983. "A positive Theory of Inflation in a Natural rate Model", *Journal of Political Economy*, Vol.91, N°4.
- Barro, Robert, et Sala-i-Martin. 1995. *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
- Bean, Charles R. et Willem H. Buiter, 1987. *The Plain Man's Guide to Fiscal and Financial Policy*, Employment Institute, London, octobre.
- Bernheim, B. Douglas. 1987. « Ricardian Equivalence : An Evaluation of Theory and Evidence », In *NBER Macroeconomics Annual 1987*. Cambridge, Massachusetts Institute of Technology Press.
- Bernheim, B. Douglas. 1989. « A Neoclassical Perspective on Budget Deficits », *Journal of Economic Perspectives*, Vol.3, N° 2, printemps.
- Berrada, Abdelkader. 1995. "Le Déficit Budgétaire Version Bank Al-Maghrib : Un Univers Dédalien", *Annales Marocaines d'Economie*, N°11.
- Berthelemy, J.C, R. Herrera, et S. Sen. 1995. "Military Expenditure and Economic Growth : An Endogenous Growth Perspective". *Economics of Planning*, Vol. 28, N° 2-3.
- Blanchard, O.J. 1985, "Debt, Deficits and Finite Horizons", *Journal of Political Economy*, N°93.
- Blanchard, Olivier. 1990a. "Comment on 'Can Severe Fiscal Contractions be expansionary?'" in Stanley Fischer (ed.), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, Mass.
- Blanchard, Olivier. 1990b. "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators", *OECD Working Papers*, N° 79.
- Blejer, Mario I., et Adrienne Cheasty. 1991. "The Measurement of Fiscal Deficits : Analytical and Methodological Approaches", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXIX, décembre.
- Blejer, Mario I. et Mohsin S. Khan. 1984. « Government Policy and Private Investment in Developing Countries », *IMF Staff Papers*, N° 31.
- Blejer, Mario I. et Leonardo Leiderman. 1988. « Modeling and Testing Ricardian Equivalence : A Survey », *IMF Staff Papers*, N° 35, mars.
- Blejer, Mario I. et Ke-Young Chu (eds.), 1988. "Measurement of Fiscal Impact : Methodological Issues", *International Monetary Fund Occasional Paper* N°59, Washington, D.C.
- Blejer Mario I., Mario O. Tejiro. et Vito Tanzi, 1987. "Inflation and the Measurement of Fiscal Deficits", *International Monetary Fund Staff papers* N° 34, décembre.

- Boothe, Paul M. et Bradford G. Reid, 1989. "Asset Returns and Government Budget Deficits in a Small Open Economy : Empirical Evidence for Canada", *Journal of Monetary Economics*, Vol.23.
- Borenzstein, Eduardo, 1990. "Debt-Overhang, Debt Reduction and Investment : The Case of the Philippines", *IMF Working Paper*, Mimeo.
- Boskin, Michael. 1982. "Federal Government Deficits : Some Myths and Realities", *American Economic Review* 72(2), mai.
- Boussetta, Mohamed. 1992. « Financement Public et Soldes Budgétaires : Cas du Maroc », *Thèse de Doctorat*, Faculté de Droit, Rabat.
- Boussetta Mohamed. 1995. "Déficit Budgétaire et Déficit Extérieur : Cas du Maroc", *Revue de la Faculté de Droit de Fez*, printemps.
- Boussetta, Mohamed. 1996. « Déséquilibres Budgétaires et Efficacité de la Politique Budgétaire au Maroc », *Annales Marocaines d'Economie*, numéro sur « Monnaie, Finance et Développement », N°17, automne.
- Boyer, R. et P. Petit. 1981. "Progrès Technique, Croissance et Emploi : Un Modèle d'Inspiration Kaldorienne pour Six Industries Européennes", *Revue Economique*, novembre.
- Bramoulé, G. et H. Guitton. 1984, *L'Economie Politique : Monnaie, Répartition et Echanges Internationaux*, Dalloz, Paris.
- Bruno, Michael, 1988. *Inflation and Stabilization*, Cambridge, Mass., MIT Press.
- Bruno, Michael, 1991. "High Inflation and the Nominal Anchors of an Open Economy", *Princeton Essays in International Finance* N°183, International Finance Section, Princeton University.
- Buiters, Willem H. 1983. "Measurement of the Public Sector Deficit and Its Implications for Policy Evaluation and Design", *International Monetary Fund Staff Papers* 30, juin.
- Buiters, Willem H. 1985. "A Guide to Public Sector Debt and Deficits", *Economic Policy*, Novembre.
- Buiters, Willem H. 1990. "The Arithmetic of Solvency", in Willem H. Buiters, *Principles of Budgetary and Financial Policy*, Cambridge, Mass : Massachusetts Institute of Technology Press.
- Buiters, Willem H. et U. Patel. 1990. "Debt, Deficit and Inflation : An Application to the Public Finances of India", *NBER Working Paper* N° 3287, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Bye, Maurice et Destin de Bernis. 1987, *Relations Economiques Internationales*, Dalloz, Paris.
- Cachin, Antoine. 1978, "Approche Monétaire et Approche Financière de la Balance des Paiements", *Economies et Sociétés*, tome XII, N°s 8-9, août - septembre.
- Cagan, Philip, 1956. "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", in Milton Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press.
- Calvo, Guillermo A. 1981, "Devaluation, Levels Versus Rates", *Journal of International Economics*, Vol.11, N°2.
- Carr, Jack et Michael R. Darby, 1981. "The Role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money", *Journal of Monetary Economics*, vol.8, N°2.
- Cebula, Richard J., Kimberly Bates, Louise Marks et Allison Roth, 1988. "Financial Market Effects of Federal Government Budget Deficits", *Weltwirtschaftliches Archiv*, N°124.
- Cebula, Richard J. et Rupert G. Rhodd, 1993. "A Note on Budget deficits, Debt Service Payments and Interest Rates", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.33, N°4.
- Chamley, Christophe et Hafez Ghanem. 1991, "Fiscal Policy with Fixed Nominal Exchange Rates : Côte D'Ivoire", *World Bank Policy Research Working Paper*, N°658, World Bank, Policy Research Department, Washington, D.C.

- Chamley, Christophe et Hafez Ghanem. 1994, "Côte d'Ivoire : Fiscal Policy with Fixed Nominal Exchange Rates", In Easterly William, Carlos Alfredo Rodríguez et Klaus Schmidt-Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Chameley, Christophe et Patrick Honohan, 1990. "Taxation of Financial Intermediation", *Policy Research Working Paper N°421*, World Bank, Washington, D.C.
- Chen, B. et A. A. Haug. 1993, "The Twin Deficits Hypothesis : Empirical Evidence for Canada", York University, Canada.
- Christ, Carl. 1968. "A simple Macroeconomic Model with a Government Budget Constraint", *Journal of Political Economy*, janvier-février.
- Christ, Carl. 1979. « On Fiscal and Monetary Policies and the Government Budget Restraint », *American Economic Review*, Vol.69, N° 4, septembre.
- Christ, Carl. 1996a. « The Financing of the Government Budget in Japan and its Relation to Macroeconomic Variables », *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol.5, N° 1, Mai 1987. Reprinted in *Econometrics, Macroeconomics and Economic Policy*, Selected Papers of Carl Christ, Edward Elgar Publishing Limited, 1996.
- Christ, Carl. 1996b. « Some Dynamic Theory of Macroeconomic Policy Effects on Income and Prices under the Government Budget Restraint », in *Economics, Macroeconomics and Economic Policy*, Selected Papers of Carl Christ, Edward Elgar Publishing Limited.
- Christ, Carl. 1996c. "Changes in the Financing of the Federal Debt and their Impact on the U.S. Economy, 1948-90", in U.S. Congress, Joint Economic Committee, *Special Study on Economic Change*, Vol. 6, Federal Finance : The Pursuit of American Goals, Washington, USGPO (December 1980), Reprinted in *Econometrics, Macroeconomics and Economic Policy*, Selected Papers of Carl Christ, Edward Elgar Publishing Limited, 1996.
- Claessens, Stijn et Ishac Diwan, 1989. "Liquidity, Debt Relief and Conditionality", in Ishrat, Hussein et Ishac Diwan (eds.), *Dealing with the Debt Crisis*, John Hopkins University Press.
- Cohen, Daniel, 1996. "The Sustainability of African Debt", *Policy Research Working Paper N° 1621*, World Bank, Washington, D.C., juillet.
- Conclin, David et Adil Sayyed, 1983. "Overview of the Fiscal Debate", in David W. Conklin et Thomas J. Courchene (eds.), *Deficits : How Big and Bad?*, Ontario Economic Council, Ontario, Canada.
- Corbo, Vittorio et Klaus Schmidt-Hebbel. 1991. « Public Policies and Saving in Developing Countries », *Journal of Development Economics*, Vol.36, N° 1.
- Correia-Nunes, José et Loukas Stemitsiotis, 1995. "Budget Deficit and Interest Rates : Is there a Link? (International Evidence)", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.57, N°4.
- Cuddington, John T. 1997. "Analyzing the Sustainability of Fiscal Deficits in Developing Countries", Economics Department, Georgetown University, USA.
- Dalagamas, Basil A. 1987. « Government Deficits, Crowding out, and Inflation : Some International Evidence », *Public Finance*, Vol.42, N° 1.
- Darrat, A.F. 1988, "Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits?", *Southern Economic Journal*, N°54.
- Dean, A., M. Durand, J. Fallon et P. Hoeller, 1990. "Saving Trends and Behavior in OECD Countries", *OECD Economic Studies*, N°14, printemps.
- Debelle, Guy. 1997. "Inflation Targeting in Practice", *IMF Working Paper 97/35*.
- De Haan, J. et D. Zellhorst, 1990. "Financial Market Effects of Federal Government Budget : Comment", *Weltwirtschaftliches Archiv*, N°124.
- Descamps, Christian et Marie-Claude Page. 1994. « Dette Publique : Neutralité ou Effet de Richesse ? », *Revue d'Economie Politique*, Vol.104, N° 5, Septembre-Octobre.

- Dessus, Sébastien et Rémy Herrera. 1996. "Le Rôle du Capital Public dans la Croissance des Pays en Développement au cours des Années 80", *Série Documents Techniques*, N° 15, Programme de Recherche "Politiques Economiques et Croissance", OCDE.
- Devarajan, Shantayanan, Lyn Squire et Sethaput Suthiwart-Narueput, 1995. "Reviving Project Appraisal at the World Bank", *World Bank Policy Research Working Paper* N°1496, août.
- Dewald, W.G. et M. Ullan. 1990, "The Twin Deficit Illusion", *Cato Journal*, N°10.
- Diamond P., 1965. "National Debt in a Neoclassical Growth Model", *American Economic Review*, Vol.55, N°5.
- Diamond, Jack et Christian Schiller. 1988. "Government Arrears in Fiscal Adjustment Programs", in Blejer, Jack and Ke-young Chu, *Measurement of Fiscal Deficits : Methodological Issues*, IMF, Washington, D.C.
- Dickey, D.A. et W.A. Fuller. 1981. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49.
- Dormont, Brigitte, 1989. *Introduction à l'Econométrie des Données de Panel : Théories et Applications à des Echantillons d'Entreprises*, Editions du Centre National de la Recherche Scientifique, Paris.
- Dornbusch, Rudiger. 1973, "Currency Depreciation, Hoarding and Relative Prices", *Journal of Political Economy*, N°81.
- Dornbusch, Rudiger. 1985. « Overborrowing : Three Case Studies », In Gordon, Smith W. and John T. Cuddington (eds.), *International Debt and the Developing Countries*, Washington, D.C., World Bank.
- Dornbusch, Rudiger et Stanley Fischer. 1991. « Moderate Inflation », *Policy Research Working Paper* N° 807. World Bank, Washington, D.C.
- Dornbusch, Rudiger et Stanley Fischer. 1993. "Moderate Inflation", *The World Bank Economic Review*, Vol.7, N°1, janvier.
- Dornbusch, Rudiger et Alejandro Reynoso, 1989. "Financial Factors in Economic Development", *NBER Working Paper* N°2889, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Dornbusch, Rudiger, Federico Sturzeneger et Holger Wolf, 1990. "Extreme Inflation : Dynamics and Stabilization", *Brookings Papers on Economic Activity* N°2.
- Easterly, William. 1989. « Fiscal Adjustment and Deficit Financing During the Debt Crisis », In Ishrat, Husain and Ishac Diwan (eds.), *Dealing with the Debt Crisis*, A World Bank Symposium, Washington, DC, World Bank.
- Easterly, William. 1991. « The Macroeconomics of the Public Sector Deficit : The Case of Colombia », *WPS* N° 626, World Bank, Country Economics Department, Washington, D.C.
- Easterly, William. 1994. « Colombia : Avoiding Crises through Fiscal Policy », In Easterly, William, Carlos Alfredo Rodríguez and Klaus Schmidt-Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Easterly, William et Sergio Rebelo, 1993. "Fiscal Policy and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, N°32.
- Easterly, William et Klaus Schmidt-Hebbel, 1993. "Fiscal Deficits and Macroeconomic Performance in Developing Countries", *World Bank Research Observer*, Vol.8, N°2, juillet.
- Easterly, William et Klaus Schmidt-Hebbel, 1994. "Fiscal Adjustment and Macroeconomic Performance : A Synthesis", in Easterly William, Carlos Alfredo Rodríguez and Schmidt-Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.

- Easterly, William, Carlos Alfredo Rodríguez et Klaus Schmidt-Hebbel. 1989. "Research Proposal : The Macroeconomics of the Public Sector Deficits", World Bank, Country Economics Department, Washington, D.C.
- Easterly William, Carlos Alfredo Rodríguez et Schmidt-Hebbel. 1994a. "Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance : An Overview", In Easterly William, Carlos Alfredo Rodríguez and Schmidt Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Easterly, William, Carlos Alfredo Rodríguez, et Klaus Schmidt-Hebbel. 1994b. « Fiscal Adjustment and Macroeconomic Performance », *Outreach* N° 10, Mai, *World Bank, Policy Research Department, World Bank*.
- Easterly William, Carlos Alfredo Rodríguez et Schmidt-Hebbel. 1994c. "Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance : A Synthesis", In Easterly William, Carlos Alfredo Rodríguez and Schmidt Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Eisner, Robert. 1983. « Social Security, Saving and Investment », *Journal of Macroeconomics*, hiver, N° 5.
- Eisner, Robert. 1986, "How Real Is the Federal Deficit?", New York, Free Press.
- Eisner, R. 1989. "Les Déficit Budgetaires : de la Rhétorique à la Réalité", *Economie Appliquée*, T.XLII, N°1.
- Eisner, R. 1994. "Déficit, Epargne et Politique Economique", *Economie et Société*, N°4.
- Eisner, Robert et Paul J.Pieper. 1987. « Measurement and Effects of Government Debt and Deficits », In *Economic Policy and National Accounting in Inflationary Conditions : Studies in Banking and Finance*, Amsterdam, Holland.
- Eisner, Robert, 1989. « Budget Deficits : Rhetoric and Reality », *Journal of Economic Perspectives*, Vol.3, N° 2, printemps.
- Eken, Sena; Thomas Helbling et Adnan Mazarei. 1997. "Fiscal Policy and Growth in the Middle-East and North Africa", *IMF Working Paper* N° WP/97/101, Fonds Monétaire International.
- El M'Kaddem, Abdellatif, 1987. "Aperçu sur le Financement du Déficit de Trésorerie de l'Etat et son Impact sur l'Offre de Monnaie au Maroc de 1970 à 1980", *Revue de Droit et d'Economie*, Faculté de Droit de Fès.
- El M'Kaddem, Abdellatif, 1987. *Equilibre Monétaire et Développement Economique au Maroc*, thèse, Toulouse.
- Enders, W. et B.S. Lee. 1990, "Current Account and Budget Deficits : Twins or Distant Cousins?", *the Review of Economics and Statistics*, N°72.
- Engle, R.F. et C.W.J Granger (eds.), 1991. *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press.
- Evans, Paul, 1985. "Do Large Deficits Produce High Interest Rates?", *American Economic Review*, Vol.85, N°1.
- Evans, Paul, 1987a. "Interest Rates and Expected Future Budget Deficits in the United States", *Journal of Political Economy*, Vol.95, N°1.
- Evans, Paul, 1987b. "Do Budget Deficits Raise Nominal Interest Rates? : Evidence from Six Countries", *Journal of Monetary Economics*, Vol.20.
- Evans, Paul, 1988. "Are Government Bonds net Wealth? Evidence for the United States", *Economic Inquiry*, Vol. 26.
- Evans, P. 1988, "Is the Dollar High Because of Large Budget Deficits?", *Journal of Monetary Economics*, N°18.

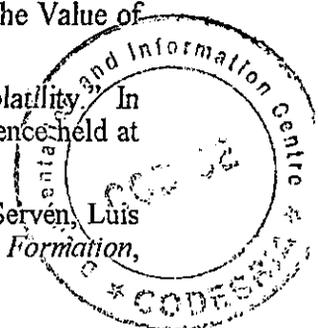
- Evans, P. 1990, "Do Budget Deficits Affect the Current Account?", Ohio State University.
- Evans, P. 1993, "Consumers are not Ricardian : Evidence from Nineteen Countries", *Economic Inquiry*, N°31.
- Evans, P. et I. Hasan. 1994, "Are Consumers Ricardian? Evidence for Canada", *Quarterly Review of Economics and Finance*, N°34.
- Faini, Riccardo. 1991. "The Macroeconomics of the public Sector Deficit : the Case of Morocco". *World Bank Policy Research Working paper* N° 631.
- Faini, Riccardo. 1994. "Morocco : Reconciling Stabilization and Growth". In Easterly, William, Carlos Alfredo Rodriguez and Klaus Schmidt-Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Faini, Riccardo, John Porter et Sweder van Wijnbergen, 1989. "Trade Liberalization, Budget Deficits and Growth", Banque Mondiale, Département Europe, Moyen-Orient et Afrique du Nord, Washington, D.C.
- Fillion, J-François, 1996. "L'Endettement du Canada et ses Effets sur les Taux d'Intérêt Réels de Long Terme", *Documents de Travail de la Banque du Canada* N°14.
- Fischer, Stanley, 1982. "Seigniorage and the Case for National Money", *Journal of Political Economy* 90 (2), avril.
- FMI, 1989. *World Economic Outlook*, octobre.
- Friedman, Milton, 1971. "Government Revenue from Inflation", *Journal of Political Economy*, Vol.79, N°4.
- Friedman, Milton. 1976. *Inflation et Systèmes Monétaires*. Paris : Presses Universitaires de France.
- Friedman, Milton et Rosa Friedman. 1982. *La Liberté du Choix*, Paris : Presses Universitaires de France.
- Frenkel, Jacob A. et Assaf Razin. 1986. « Fiscal Policies in the World Economy », *Journal of Political Economy*, Vol.94, N° 1.
- Fuller, W.A. 1976. *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York.
- Garcia, Valeriano F. 1998, "Public Debt Sustainability and Demand for Monetary Base", *Working Paper*, World Bank.
- Gelb, Alan et al. 1988. *Oil windfalls : Blessing or Curse?*, New York, Oxford University Press.
- Généraux, Jacques. 1992, *Economie Politique*, Hachette, Paris.
- Ghani, Ejaz et Hyounghsoo Zang, 1995. "Is Ethiopia's Debt Sustainable?", *Policy Research Working Paper* N° 1525, World Bank, Washington, D.C.
- Ghosh, A. 1994, "Capital Mobility Amongst the Major Industrialized Countries : Too Little or Too Much?", *Economic Journal*, N°105.
- Gil Diaz, Francisco, 1988. "Government Budget Measurement Under Inflation in LDCs", in Bernard Herber (ed.), *Public Finance and Public Debt*, Detroit, MI : Wayne State U. Press.
- Giovannini, Alberto. 1983. "The Interest-Elasticity of Savings in Developing Countries", *World Development*, Vol. 11, n° 7.
- Giovannini, Alberto. 1985. "Saving and the Real Interest Rate in LDCs", *Journal of Development Economics*, N° 18, août.
- Giovannini, Alberto et Martha de Melo. 1993. « Government Revenue from Financial Repression », *American Economic Review*, Vol. 83, N° 4.
- Gonzalo, C. 1994. "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationship", *Journal of Econometrics*, 60.

- Goodfriend, M., 1993. "Interest Rate Policy and the Inflation Scare Problem : 1979-1992", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol.79, N°1, hiver.
- Goodhart C.A.E, 1989. "Monetary Base", in Eatwell J., M. Milgate et P. Newman (eds.), *The New Palgrave : Money*, Macmillan, London.
- Granger, C.W.J, 1969. "Investigating Causal Relationships by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, N°37.
- Granger, C.W.J., et P. Newbold. 1974, "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, N° 2.
- Granger, C.W.J, 1981. "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, N°16.
- Gray, H.P, 1987. "International Crowding Out : Concept and Policy Implications", *Eastern Economic Review*, N°13, Juillet-septembre.
- Graziani, A., 1990. "The Theory of the Monetary Circuit", *Economies et Sociétés*, numéro spécial : *Monnaie et Production*, 7, 6.
- Greene, Joshua et Delano Villanueva, 1991. "Private Investment in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, Vol. 38, N°1, mars.
- Grilli, Vittorio. 1989. "Seigniorage in EUROPE", in Marcello De Cecco and Alberto Giovannini, eds., *A European Central Bank? Perspectives on Monetary Unification after Ten Years of the EMS*, Cambridge University Press, Cambridge, U.K.
- Guillaumont, Jeanneny Sylviane, 1982. *Pour la Politique Monétaire*, Presses Universitaires de France, Paris.
- Hakkio, C.S. et M. Rush, 1991. "Is the Budget Deficit too Large?", *Economic Inquiry*, N°29.
- Hamilton J.D. et M. Flavin. 1988. "On the Limitations of Government Borrowing : A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review*, N° 76.
- Haque, Nadeem Ul et Peter J. Montiel. 1989. « Consumption in Developing Countries : Tests for Liquidity Constraints and Finite Horizons », *Review of Economics and Statistics*, Vol.71, N° 3.
- Haque, Nadeem Ul et Peter J. Montiel. 1991. « The Macroeconomics of Public Sector Deficits : The Case of Pakistan », *World Bank Policy Research Working Paper* N° 673.
- Haque, Nadeem Ul et Peter J. Montiel. 1994. « Pakistan : Fiscal Sustainability and Macroeconomic Policy », in Easterly, William, Carlos Alfredo Rodriguez and Klaus Schmidt-Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Haque, Nadeem Ul, Kajal Lahiri et Peter J. Montiel, 1990. "A Macroeconometric Model for Developing Countries", *IMF Staff Papers* N°37, septembre.
- Haug, A.A. 1990, "Ricardian Equivalence, Rational Expectations and the Permanent Income Hypothesis", *Journal of Money, Credit and Banking*, N°22.
- Hayashi, Fumio. 1985. « Tests for Liquidity Constraints : A Critical Survey », *NBER Working Paper* 1720, National Bureau of Economic Research, Cambridge : Mass.
- Hayek, Frederich Von. 1980. "Droit, Liberté et Législation", PUF, Paris.
- Hechler, Nanette, 1993. "Investissement Privé : Effets de la Dette Externe et l'Investissement Public", *Cahiers de Recherches Economiques* N°9307, Université de Lausanne, Département d'Econométrie et d'Economie Politique, Suisse, mai.
- Hirschman, A.O. 1958. *The Strategy of Economic Development*. New Haven : Yale University Press.
- Hodrick, R. et E. Prescott, 1980. "Post-War U.S Business Cycles : An Empirical Investigation", *Working Paper* N° 451, Carnegie-Mellon University.

- Hulten, Charles R., 1996. "Infrastructure Capital and Economic Growth : How Well You Use It May Be more Important than How Much You Have", *NBER Working Paper* N° 5847, National Bureau of Economic Research, Cambridge, décembre.
- Hume, David. 1969, *Of the Balance of Trade in International Finance*, R.N. Cooper Penguin Books; first edition, 1752.
- IMF. 1977, *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Islam, M.F. 1998, "Brazil's Twin Deficits : An Empirical Examination", *Atlantic Economic Journal*, juin.
- Islam, Roumeen et Deborah Wetzel. 1991. "Macroeconomics of Public Sector Deficits : The Case of Ghana", *World Bank Policy Research Working paper* 672.
- Islam, Roumeen et Deborah Wetzel. 1994. "Ghana : Adjustment, Reform and Growth", in Easterly, William, Carlos Alfredo Rodriguez and Klaus Schmidt-Hebbel (eds.)? *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Jenkins, Carolyn, 1997. "Economic Objectives, Public Sector Deficits and Macroeconomic Stability in Zimbabwe", *WPS/97-14*, Centre for Study of African Economies, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, UK.
- Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics, Dynamics and Control*, 12.
- Johansen, S. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59.
- Johansen S. et K. Juselius. 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52.
- Johnson, H.G. 1972, "The Monetary Approach to Balance of Payments Theory", In *Further Essays in Monetary Economics*, Allen and Unwin Ltd., London.
- Johnson, D. 1986, "Consumption, Permanent Income and Financial Wealth in Canada : Empirical Evidence on the Intertemporal Approach to the Current Account", *Canadian Journal of Economics*, N°19.
- Kaldor, N., 1986. *The Scourge of Monetarism*, Oxford University Press.
- Katsaitis, O. 1987, "On the Substitutability Between Private Consumer Expenditures and Government Spending in Canada", *Canadian Journal of Economics*, N°19.
- Keynes, John Maynard, 1923. *A Tract on Monetary Reform*, Royal Economic Society, London.
- Keynes, John Maynard, 1936. *Théorie Générale de la Monnaie, de l'Intérêt et de l'Emploi*, traduction de J. de Largentaye, Petite Bibliothèque Payot, Paris.
- Khan, Mohsin et C.M Reinhart. 1990. « Private Investment and Economic Growth in Developing Countries », *World Development*, Vol.18, N° 1.
- Kiguel, Miguel et Nissan Liviatan, 1988. « Inflationary Rigidities and Orthodox Stabilization Policies : Lessons from Latin America », *World Bank Economic Review*, Vol. 2, N° 3.
- Kiguel, Miguel et Nissan Liviatan, 1990. "Some Implications of Policy Games for High Inflation Economies", *PRE Working Paper* N°379, World Bank, Washington, D.C.
- Kim, K.H. 1995, "On the Long-Run Determinants of the US Trade Balance : A Comment", *Journal of Post Keynesian Economics*, N°17.
- Kindleberger, Charles P. et Philip Lindert. 1988, *Economie Internationale*, Economica, Paris.

- Kornai, Janos, 1986. "The Hungarian Reform Process : Visions, Hopes and Realities", *Journal of Economic Literature*, Vol. 24, décembre.
- Kotlikof, Larry, 1988. "The Deficit Is Not a Well Defined Measure of Fiscal Policy", *Science* (241), août.
- Kremers J.M. 1988. "Long-Run Limits on the US Federal Debt", *Economic Letters*, 28.
- Kremers, J.M., N.R. Ericsson et J. Dolado, 1992. "The Power of Co-integration Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, N° 54.
- Krugman, Paul R. et M. Obstfeld. 1995, *Economie Internationale*, Bruxelles, Belgique, deuxième édition (française).
- Lafay, Jean-Dominique, 1987. "Théorie du Public Choice : James Buchanan, Prix Nobel en 1986", *Problèmes Economiques*, N° 2023, mai.
- Lany, L.O. 1984, "The Strong Dollar, the Current Account and Federal Deficits : Cause and Effect", *Federal Reserve Bank of Dallas Economics Review*, janvier.
- Lavoie, M., 1984. "The Endogenous Flow of Credit and the Post Keynesian Theory of Money", *Journal of Economic Issues*, N°18, septembre.
- Lavoie, M., 1992a. *Foundations of Post-Keynesian Economic Analysis*, Edward Elgar Publishing Ltd., Adershoot, Royaume-Uni.
- Lavoie, M., 1992b, "Jaques Le Bourva's Theory of Endogenous Credit Money", *Review of Political Economy*, N°4.
- Le Bourva J., 1992. "Money Creation and Credit Multipliers", *Review of Political Economy*, Vol.4, N°4.
- Leite; Sérgio Pereira et V. Sundararajan, 1990. "Issues in Interest Rate Management and Liberalization", *IMF Staff Papers*, Vol. 37, N° 4.
- L'Héritau, Marie-France. 1986, *Le FMI et les Pays du Tiers-Monde*, Presses Universitaires de France, Collection Tiers-Monde, Paris.
- Lindé, Jesper, 1998. "Fiscal Policy and the Yield Curve in a Small Open Economy", *Working Paper Series in Economics and Finance* N°220, 17 novembre.
- Llau, Paul et F. Renversez (eds.). 1988. *Stratégies de Financement des Soldes Budgétaires*, Ed. Economica, Paris, France.
- Mackenzie, George A., 1981. "The role of Non-oil Revenues in the Fiscal Policy of Oil Exporting Countries", *International Monetary Fund*, janvier.
- Mankiw, N.G., David Romer et David N. Weil, 1992. "A contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, mai.
- Mansouri, Brahim. 1997a. "Indicateurs Simples et Indices Agrégés du Développement Boursier : Cas de la Bourse des Valeurs de Casablanca", *Annales Marocaines d'Economie*, N°20.
- Mansouri, Brahim. 1997b. "Développement des marchés Boursiers et Développement Economique : Quelles Relations?", *Annales Marocaines d'Economie*, N°21.
- Mansouri, Brahim, 1999. "Déficits Budgétaires et Compétitivité Extérieure des Economies Marocaine et Tunisienne : Une Etude Analytique et Empirique", in *La Mondialisation et ses Effets sur les Pays du Maghreb*, actes de l'Université d'Hiver du Maghreb, Marrakech, février 1998.
- Mansouri, Brahim, 2000a. "Fiscal Policy, Price Stability and Private Spending : The Case of Morocco", papier, 7^{ème} conférence du Forum de la Recherche Economique, *Economic Research Forum*, Cairo, Egypt (www.erf.org.eg).
- Mansouri, Brahim, 2000b. « L'Etat et l'Ajustement Budgétaire en Afrique : Quelques Eléments d'Economie Politique des Réformes », *Revue Marocaine d'Economie et de Droit Comparé*, N°30.

- Nehru, W. et A. Dareshwar. 1994. "New Estimates of Total factor Productivity Growth for Developing and Industrial Countries", *Policy Research Working Paper*, N° 1313, International Economic Department, World Bank, Washington, D.C.
- Normandin, Michel. 1994, "Budget Deficit Persistence and the Twin Deficit Hypothesis", *Working Paper*, N°31, Research Center on Employment and Economic Fluctuations, Université du Québec à Montréal, Montréal, Canada.
- Nurkse. R. 1952. "Some International Aspects of the Problem of Economic Development". *American Economic Review*, mai.
- O'reilly, Brian. 1998. "The Benefits of Low Inflation : Taking Stock", *Bank of Canada Working Papers*.
- Orr, A., M. Edy et M. Kennedy, 1995. "Real Long-term Interest rates : The Evidence from Pooled-Time-Series", *OECD Economic Studies*, N°25, 1995/II.
- Otto, G. 1992, "Testing a Present-Value Model of the Current Account : Evidence from U.S and Canadian Time Series", *Journal of International Money and Finance*, N°11.
- Parquez, Alain, 1993a. "L'Austérité Budgétaire en France", in Paquette P. et M. Seccareccia, *Les Pièges de l'Austérité : Dette Nationale et Prospérité Economique : Alternatives à l'Orthodoxie*, Presses de l'Université de Montréal (Québec, Canada) et Presses Universitaires de Grenoble (Grenoble, France).
- Parquez, Alain, 1993b. "Beyond Scarcity : A Reappraisal of the Theory of the Monetary Circuit", in Delaplace G. et E. Nell (eds.), *Money in Motion : The Circulation Approach and the Post-Keynesian Approach*, Macmillan, London.
- Parquez, Alain. 1996. Beyond Scarcity : A Reappraisal of the Theory of the Monetary Circuit, in Deleplace, G. and Nell, E. (eds), *Money in Motion*, Macmillan, London.
- Passet, Olivier, 1997. "Le Rôle des Déficits Publics dans la Formation des taux d'Intérêt", *Revue de l'OFCE* N°62, Département de Diagnostic de l'OFCE, juillet.
- Patat, J.P. 1983, *Institutions Financières et Politique Monétaire*, Economica, Paris.
- Plosser, Charles I., 1982. "Government Financing Decisions and Asset Returns", *Journal of Monetary Economics*, Vol.9.
- Plosser, Charles I., 1987. "Fiscal Policy and the Term Structure", *Journal of Monetary Economics*, Vol.20.
- Pritchett, Lant, 1996. "Mind Your P's and Q's : The Cost of Public Investment is not the Value of Public Capital", *World Bank Policy Research Working Paper* N°1660, octobre.
- Ragan, C. 1994. "A Framework for Examining the Real Effects of Inflation Volatility". In *Economic Behavior and Policy Choice Under Price Stability*. Proceedings of a conference held at the Bank of Canada, October 1993. Ottawa: Bank of Canada.
- Rama, Martin. 1993. "Empirical Investment Equations for Developing Countries", In Servén, Luis and Andrés Solimano (eds.), *Striving for Growth after Adjustment : The Role of Capital Formation*, Washington, D.C., World Bank.
- *Rapports de Bank Al-Maghrib*, divers numéros.
- Robertson, D., 1934. "Industrial Fluctuations and the Natural Rate of Interest", *Economic Journal*, 44.
- Rodrigùez, Carlos Alfredo. 1989. « Macroeconomic Policies for Structural Adjustment », *Policy Research Working Paper* 247, World Bank, Country Economics Department, Washington, D.C.
- Rodrigùez, Carlos Alfredo. 1991. « The Macroeconomics of the Public Sector Deficit : The Case of Argentina », *World Bank Policy Research Working Paper* 632, World Bank, Washington, D.C.



- Mansouri, Brahim, 2001. "Implications Macro-économiques des Déficits Publics dans les Pays en Développement", Lebanese Center for Policy Studies, LCPS, Middle East Research Competition Program, Ford Foundation, Beyrouth, Liban.
- Mansouri, Brahim, 2002a. "Fiscal Deficits, Public Absorption and External Imbalances : An Empirical Examination of the Moroccan Case", papier, 8^{ème} conférence du Forum de la Recherche Economique, *Economic Research Forum*, Cairo, Egypt (www.erf.org.eg).
- MANSOURI, Brahim. 2002b. "Chocs Agricoles et Croissance Economique au Maroc : Une Etude Empirique", communication au premier *Colloque des Economies Arabes et Méditerranéennes*, 25-27 avril 2002, Tanger.
- Mansouri, Brahim (à venir), 2003. « Politique Budgétaire et Taux de Change Réel au Maroc: Une Etude Empirique », papier présenté à la Journée d'Etude sur les Taux de Change Réels, Institut National de Statistique et d'Economie Appliquée (INSEA), Rabat, février 2002; publication prévue par l'INSEA.
- Marshall, Jorge et Klaus Schmidt-Hebbel, 1989. "Economic and Policy Determinants of Public Sector Deficits", *Policy Research Working Paper* N°321, World Bank, Washington, D.C.
- Marshall, Jorge et Klaus Schmidt-Hebbel. 1991. « Macroeconomics of Public Sector Deficits : The Chile Case Study », *World Bank Policy Research Working Paper* 688, World Bank, Washington, D.C.
- Marshall, Jorge et Klaus Schmidt-Hebbel. 1994. « Chile : Fiscal Adjustment and Successful Performance », In Easterly, William, Carlos Alfredo Rodriguez and Klaus Schmidt-Hubbell (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Mckinnon, Ronald I, 1973. *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution, Washington.
- Meade, J. 1952. "External Economics and Diseconomies in a Competitive Situation", *Economic Journal*, Mars.
- Miller, S.M. et F.S. Russik. 1989, "Are the Twin Deficits Really Related?", *Contemporary Policy Issues*, Octobre.
- Miller, Stephen M. et Frank S. Russek, 1996. "Do Federal Deficits Affect Interest Rates?", *Journal of Macroeconomics*, Vol.18, N°3.
- Minford, Patrick, 1988. "Interest Rates and Bond Financed Deficits in a Ricardian Two-Party Democracy", *Weltwirtschaftliches Archiv* N°124.
- Moore, B.J., 1988. *Horizontalists and Verticalists : The Macroeconomics of Credit Money*, Cambridge University Press.
- Morandé, Felipe et Klaus Schmidt-Hebbel. 1991. « Macroeconomics of Public Sector Deficits : The Case of Zimbabwe », *World Bank Policy Research Working Paper* N°688, World Bank, Washington, D.C.
- Morandé, Felipe et Klaus Schmidt-Hebbel. 1994. « Zimbabwe : Fiscal Disequilibria and Low Growth », In Easterly, William, Carlos Alfredo Rodriguez and Klaus Schmidt-Hubbell (eds.), *Public Sector Deficits and macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Morrisson, T.K. 1982. "Structural Determinants of Government Budget Deficits in Developing Countries", *World Development*, Vol. 10, N°6.
- Mundell, R.A. 1968, "The Balance of Payments", In *International Economics*, Macmillan, New York.
- Munnell, P. 1992. , "Policy Watch : Infrastructure Investment and Economic Growth", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6.
- Nazmi, N. et M.D. Ramirez, 1997. "Public and Private Investment and Economic Growth in Mexico", *Contemporary Economic Policy*, N°15.

- Nehru, W. et A. Dareshwar. 1994. "New Estimates of Total factor Productivity Growth for Developing and Industrial Countries", *Policy Research Working Paper*, N° 1313, International Economic Department, World Bank, Washington, D.C.
- Normandin, Michel. 1994, "Budget Deficit Persistence and the Twin Deficit Hypothesis", *Working Paper*, N°31, Research Center on Employment and Economic Fluctuations, Université du Québec à Montréal, Montréal, Canada.
- Nurkse. R. 1952. "Some International Aspects of the Problem of Economic Development". *American Economic Review*, mai.
- O'reilly, Brian. 1998. "The Benefits of Low Inflation : Taking Stock", *Bank of Canada Working Papers*.
- Orr, A., M. Edy et M. Kennedy, 1995. "Real Long-term Interest rates : The Evidence from Pooled-Time-Series", *OECD Economic Studies*, N°25, 1995/II.
- Otto, G. 1992, "Testing a Present-Value Model of the Current Account : Evidence from U.S and Canadian Time Series", *Journal of International Money and Finance*, N°11.
- Parquez, Alain, 1993a. "L'Austérité Budgétaire en France", in Paquette P. et M. Seccareccia, *Les Pièges de l'Austérité : Dette Nationale et Prospérité Economique : Alternatives à l'Orthodoxie*, Presses de l'Université de Montréal (Québec, Canada) et Presses Universitaires de Grenoble (Grenoble, France).
- Parquez, Alain, 1993b. "Beyond Scarcity : A Reappraisal of the Theory of the Monetary Circuit", in Delaplace G. et E. Nell (eds.), *Money in Motion : The Circulation Approach and the Post-Keynesian Approach*, Macmillan, London.
- Parquez, Alain. 1996. Beyond Scarcity : A Reappraisal of the Theory of the Monetary Circuit, in Deleplace, G. and Nell, E. (eds), *Money in Motion*, Macmillan, London.
- Passet, Olivier, 1997. "Le Rôle des Déficits Publics dans la Formation des taux d'Intérêt", *Revue de l'OFCE* N°62, Département de Diagnostic de l'OFCE, juillet.
- Patat, J.P. 1983, *Institutions Financières et Politique Monétaire*, Economica, Paris.
- Plosser, Charles I., 1982. "Government Financing Decisions and Asset Returns", *Journal of Monetary Economics*, Vol.9.
- Plosser, Charles I., 1987. "Fiscal Policy and the Term Structure", *Journal of Monetary Economics*, Vol.20.
- Pritchett, Lant, 1996. "Mind Your P's and Q's : The Cost of Public Investment is not the Value of Public Capital", *World Bank Policy Research Working Paper* N°1660, octobre.
- Ragan, C. 1994. "A Framework for Examining the Real Effects of Inflation Volatility." In *Economic Behavior and Policy Choice Under Price Stability*. Proceedings of a conference held at the Bank of Canada, October 1993. Ottawa: Bank of Canada.
- Rama, Martin. 1993. "Empirical Investment Equations for Developing Countries", In Servén, Luis and Andrés Solimano (eds.), *Striving for Growth after Adjustment : The Role of Capital Formation*, Washington, D.C., World Bank.
- *Rapports de Bank Al-Maghrib*, divers numéros.
- Robertson, D., 1934. "Industrial Fluctuations and the Natural Rate of Interest", *Economic Journal*, 44.
- Rodríguez, Carlos Alfredo. 1989. « Macroeconomic Policies for Structural Adjustment », *Policy Research Working Paper* 247, World Bank, Country Economics Department, Washington, D.C.
- Rodríguez, Carlos Alfredo. 1991. « The Macroeconomics of the Public Sector Deficit : The Case of Argentina », *World Bank Policy Research Working Paper* 632, World Bank, Washington, D.C.

- Rodríguez, Carlos Alfredo. 1994a. « Argentina : Fiscal Disequilibria Leading to Hyperinflation », in Easterly, William, Carlos Alfredo Rodríguez and Klaus Schmidt-Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Rodríguez, Carlos Alfredo. 1994b. "The External Effects of Public Sector Deficits", in Easterly, William, Carlos Alfredo Rodríguez et Klaus Schmidt-Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Romer, C. 1986. "Inflation and the Growth Rate of Output." *NBER Working Paper* N° 5575.
- Rose, Andrew K., 1988. "Is the Real Interest Stable," *Journal of Finance* 43(5).
- Rosenstein-Rodan, P.N. 1964. *Capital Formation and Economic Development*. Cambridge, MIT Press.
- Rosenweing, J.A. et E.W. Tallman. 1993, "Fiscal Policy and Trade Adjustment : Are the Deficits Really Twins?" *Economic Inquiry*, N°31.
- Rossi, Nicola. 1996. « Government Spending, the Real Interest Rate, and the Behavior of Liquidity-Constrained consumers in Developing Countries », *IMF Staff Paper*.
- Roubini, N. 1988, "Current Account and Budget Deficits in an International Model of Consumption and Taxation Smoothing : A Solution to the 'Feldstein-Horioka Puzzle'?", *Working Paper*, N°2773, National Bureau of Economic Research (NBER), USA.
- Sachs, Jefferey, ed. 1989. *Developing Country Debt and the World Economy*, Chicago, III, University of Chicago Press.
- Sargent, Thomas J. et Neil Wallace, 1985. « Some Unpleasant Monetarist Arithmetic », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, N° 9, hiver.
- Schmidt-Hebbel, Klaus, Steven B. Webb. et Giancarlo Corsetti. 1992. "Household Saving in Developing Countries : First Cross-Country Evidence", *World Bank Economic Review*, Vol. 6, N° 3.
- Schmidt-Hebbel, Klaus et Tobias Müller. 1992. "Private Investment under Macroeconomic Adjustment in Morocco", in Ajay Chhibber, Mansoor Dailamai et Nemat Shafik (eds.), *Reviving Private Investment in Developing Countries*, Amsterdam, Holland.
- Seater, John.J. 1993. "Ricardian Equivalence", *Journal of Economic Literature*, N° 1, Vol. 21.
- Seccareccia M., 1993. "Keynesianism and Public Investment : Re-evaluating Social-Democratic Goals with a Left-Keynesian Perspective", *Ottawa University Working Paper* N°9307E, Université d'Ottawa, Canada.
- Seccareccia, M. et Sharpe, A. 1994. "Canada's Competitiveness : Beyond the Budget Deficit", *Economie et Sociétés*, N°9.
- Servén, Luis et Andrés Solimano. 1993. "Private Investment and Macroeconomic Adjustment : A Survey", in servén, Luis and Andrés Solimano (eds.), *Striving for Growth after Adjustment : The Role of Capital Formation*, World Bank, Washington, D.C.
- Shaw, Edward S., 1973. *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford University Press, New York.
- Sheffrin, S.M. et W. T. Woo. 1990. "Present-Value Tests of an Intertemporal Model of the Current Account", *Journal of International Economics*, N°29.
- Sjaastad, Larry A. 1980. "Commercial Policy, True Tariffs and Relative Prices", In Black, John et Brian Hindley (eds.), *Current Issues in Commercial Policy and Diplomacy*, St. Martin's Press, New York.
- Smithin, John, 1994. "Cause and Effect in the Relationship Between Budget Deficits and the Rate of Interest", *Economies et Sociétés*, janvier-février.

- Solimano, Andrés, 1992. "How Private Investment Reacts to Changing Macroeconomic Conditions : The case of Chile in the 1980s", in Ajay Chhibber, Mansoor Dailamai et Nemat Shafik (eds.), *Reviving Private Investment in Developing Countries*, Amsterdam, Holland.
- Stern, Nicholas, 1989. "The Economics of Development : A Survey", *Economic Journal*, Vol.99, septembre.
- Tanzi, Vito. 1977. "Inflation, Lags in Collection and the Real Value of Tax Revenue", *International Monetary Fund Staff Papers* N° 24.
- Tanzi, Vito. 1982. "Fiscal Disequilibrium in Developing Countries", *World Development*, Vol. 10, N°12.
- Tanzi, Vito. 1994. "The Political Economy of Fiscal Deficit Reduction", in Easterly, Williams, Carlos Alfredo Rodríguez et Klaus Schmidt-Hebbel (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press.
- Thirlwall, A.P. 1988, "Les Théories d'Ajustement de la Balance des Paiements : Une Analyse Critique", *Problèmes Economiques*, N°2093, Documentation Française, octobre.
- Tobin, J., 1993. "Thinking Straight About Fiscal Stimulus and Deficit Reduction", *Challenge*, mars-avril.
- Trehan, B. et C.E. Walsh. 1991. "Testing Intertemporal Budget Constraints : Theory and Applications to US Federal Budget and Current Account Deficits", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23 (2).
- Vamvoukas, G.A. 1997, "A Note on Budget Deficits and Interest Rates : Evidence from a Small Open Economy", *Southern Economic Journal*, 63.
- Vamvoukas, G.A. 1999, "The Twin Deficit Phenomenon : Evidence from Greece", *Applied Economics*, 31.
- Van Wijnbergen, Sweder. 1989a. "External Debt, Inflation and the Public Sector : Towards Fiscal Policy for Sustainable Growth", *World Bank Economic Review* (3).
- Van Wijnbergen, Sweder. 1989b. "Growth, External Debt and the Real Exchange Rate in Morocco", *Policy Research Working Paper* N°257, World Bank, Département Europe, Moyen-Orient et Afrique du Nord, Washington, D.C.
- Van Wijnbergen, Sweder, Ritu Anand, Ajay Chhibber et Roberto Rocha. 1992. *External Debt, Fiscal Policy, and Sustainable Growth in Turkey*, Baltimore Md., Johns Hopkins University Press.
- Vasseur, Daniel. 1995a. « Les Déficit Publics : Enjeu Central de la Politique et de la Théorie Economiques des Années Quatre-Vingt-Dix (les déficits publics et les taux d'intérêt) », *Revue Française d'Economie*, Vol.10, N° 1.
- Vasseur, Daniel. 1995b. « Les Déficit Publics : Enjeu Central de la Politique et de la Théorie Economiques des Années Quatre-Vingt-Dix (les déficits budgétaires sont-ils une dette sur les générations futures?) », *Revue Française d'Economie*, Vol.10, N° 2.
- Werner, Martin. 1991. "Is Mexico Solvent? Testing the Sustainability of the Government's Fiscal Policy" Presented at the *Tenth Latin American Meeting of the Econometric Society*, August, Punta del Este, Uruguay.
- Wicksell, Knutt, 1965. *Interest and Prices*, traduit du Suédois à l'Anglais par R.E. Kahn, Augustus M.Kelley, New York.
- Wilcox, David. 1989. "The Sustainability of the Government Deficits : Implications of the Present Value Borrowing Constraint", *Journal of Money, Credit and Banking*, N°21, août.
- World Bank, 1988. *World Development Report 1988*, New York, Oxford University Press.
- *World Development Indicators* (on CD-ROM). 1999, World Bank.

- Wray, L. 1989. "Government Deficits, Investment, Saving and Growth", *Journal of Economic Issues*, N°4.
- Wray, L. 1992. "Commercial Bank, the Central Bank and Endogenous Money", *Journal of Postkeynesian Economics*, Vol.14, N°3.
- Wray, L. 1994, "Government Deficits, Liquidity Preferences and Schumpeterian Innovation", *Economies et Sociétés*, N°9.
- Zejly, Ahmed. 1993. « Seigneuriage et Croissance Economique au Maroc », *Revue Marocaine De Droit et d'Economie de Développement*, N° 31.
- Zietz, J. et D.K. Pemberton. 1990. "The US Budget and Trade Deficits : A Simultaneous Equation Model", *Southern Economic Journal*, N°57.
- Ziller, Robert. 1989, «Discretionary and Induced Variations in Public Budgets », *European Economic Review*, Vol. 15, mars.

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE