



**Thèse Présentée
par Barthélemy
Mahugnon SENOU**

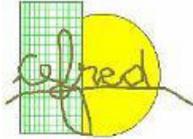
**Université
d'Abomey-Calavi,
Bénin**

**Contractualisation de la fonction
enseignante au Bénin : cas de
l'enseignement primaire**

30 juillet 2012



ECOLE DOCTORALE ECONOMIE-GESTION / FACULTE DES
SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION (FASEG)



CENTRE D'ETUDES, DE FORMATION ET DE RECHERCHES EN DÉVELOPPEMENT



NOUVEAU PROGRAMME DE TROISIEME CYCLE
INTERUNIVERSITAIRE EN ECONOMIE (NPTCI)
PROGRAMME DE Ph.D EN ECONOMIE



Thèse de Doctorat (Ph.D) ès Sciences Economiques

**CONTRACTUALISATION DE LA FONCTION ENSEIGNANTE AU BENIN :
CAS DE L'ENSEIGNEMENT PRIMAIRE**

Présentée et soutenue publiquement par :

Barthélemy Mahugnon SENOU

Le 30 juillet 2012

Directeurs de thèse

Aké G.M. N'GBO

Professeur Titulaire de Sciences Économiques
Université Cocody-Abidjan, Côte d'Ivoire

Fulbert AMOUSSOUGA GERO

Professeur Titulaire de Sciences Économiques
Directeur de l'Ecole Doctorale Economie-Gestion
Directeur du CEFRED
Université d'Abomey-Calavi, Bénin

Président

Monsieur Albert ONDO OSSA

Professeur Titulaire, Université de Libreville, Gabon

Suffragants

- **Monsieur Fulbert AMOUSSOUGA GERO**

Professeur Titulaire, Université d'Abomey-Calavi, Bénin - Co-directeur

- **Monsieur Georges KOBOU**

Maître de Conférence Agrégé, Université de Yaoundé II, Cameroun – Rapporteur

- **Monsieur Damien AGBODJI**

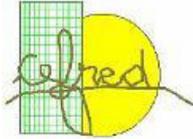
Maître de Conférence Agrégé, Université de Lomé, Togo – Rapporteur

- **Monsieur Denis ACCLASSATO**

Maître de Conférences Agrégé, Université d'Abomey-Calavi, Bénin



ECOLE DOCTORALE ECONOMIE-GESTION / FACULTE DES
SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION (FASEG)



CENTRE D'ETUDES, DE FORMATION ET DE RECHERCHES EN DÉVELOPPEMENT



NOUVEAU PROGRAMME DE TROISIEME CYCLE
INTERUNIVERSITAIRE EN ECONOMIE (NPTCI)
PROGRAMME DE Ph.D EN ECONOMIE



Thèse de Doctorat (Ph.D) ès Sciences Economiques

**CONTRACTUALISATION DE LA FONCTION ENSEIGNANTE AU BENIN :
CAS DE L'ENSEIGNEMENT PRIMAIRE**

Présentée et soutenue publiquement par :

Barthélemy Mahugnon SENOU

Le 30 juillet 2012

Directeurs de thèse

Aké G.M. N'GBO

Professeur Titulaire de Sciences Économiques
Université Cocody-Abidjan, Côte d'Ivoire

Fulbert AMOUSSOUGA GERO

Professeur Titulaire de Sciences Économiques
Directeur de l'Ecole Doctorale Economie-Gestion
Directeur du CEFRED
Université d'Abomey-Calavi, Bénin

Président

Monsieur Albert ONDO OSSA

Professeur Titulaire, Université de Libreville, Gabon

Suffragants

- **Monsieur Fulbert AMOUSSOUGA GERO**

Professeur Titulaire, Université d'Abomey-Calavi, Bénin - Co-directeur

- **Monsieur Georges KOBOU**

Maître de Conférence Agrégé, Université de Yaoundé II, Cameroun – Rapporteur

- **Monsieur Damien AGBODJI**

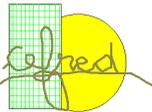
Maître de Conférence Agrégé, Université de Lomé, Togo – Rapporteur

- **Monsieur Denis ACCLASSATO**

Maître de Conférences Agrégé, Université d'Abomey-Calavi, Bénin



La présente thèse a bénéficié d'une part du financement du Nouveau programme de Troisième Cycle Interuniversitaire (NPTCI), et d'autre part du Conseil pour le développement de la recherche en sciences sociales en Afrique



Dans le cadre de la recherche, les travaux ont été conduits dans le Centre de d'Etudes, de Formations et de Recherche en Développement (CEFRED) de l'Université d'Abomey- Calavi, qui nous a offert tous les moyens logistiques dont nous avons eu besoin tout au long de la recherche.

L'Université d'Abomey-Calavi n'entend donner ni approbation ni improbation aux opinions émises dans la présente thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur l'auteur.

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Dédicaces

A

Hervé SENOU

et

Marie Victoire SENOU

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Remerciements

La présente thèse a reçu les contributions et soutiens de plusieurs personnes que je tiens sincèrement à remercier. Mes remerciements vont d'abord à mes Directeurs de thèse, les Professeurs Aké M. G. N'GBO et Fulbert AMOUSSOUGA GERO qui ont accepté de diriger cette thèse. Ils ont été tout au long de ce travail très disponibles à mes sollicitations, et j'ai bénéficié de leurs conseils et de leur rigueur scientifique durant cette période d'apprentissage.

Je veux souligner combien suis-je reconnaissant envers les corps professoraux des Universités d'Abomey – Calavi (Bénin), de Cocody Abidjan (Côte d'Ivoire), de Yaoundé II SOA (Cameroun) et des autres Universités partenaires du Nouveau Programme de Troisième Cycle Interuniversitaire (NPTCI).

Aux rapporteurs et à l'ensemble des membres du Jury, j'adresse mes sincères remerciements pour leur implication dans l'évaluation de cette thèse. Je remercie également le PASEC CONFEMEN pour avoir mis à ma disposition la base de données utilisée dans le cadre de la présente recherche, et le CODESREA pour avoir apporté son financement à la présente recherche. Enfin, je remercie mes collègues doctorants de l'université de Cocody et de l'université de Yaoundé II, en particulier Patrice ONGONO, Thierry YOGO, Mallaye DOUZENET, Gaelle Tatiana TIMBA, et autres avec qui j'ai passé d'agréables moments. Je n'oublie pas aussi mes collègues et amis doctorants de l'université d'Abomey - Calavi.

Liste des tableaux

Tableau n° 1 : distribution des enseignants selon le pays et le statut au début des années 2000 ..	6
Tableau n° 2 : évolution de la structure du personnel enseignant du primaire entre 2000 et 2005 au Bénin (en %)	7
Tableau n° 3 : taux de dépendance en 2015 selon trois hypothèses pour le salaire des enseignants recrutés pour assurer l'achèvement universel du primaire	9
Tableau n° 4 : niveau de rémunération des enseignants du primaire selon le statut et le pays (en unités de PIB / habitant)	10
Tableau n° 5 : évolution du ratio élèves/enseignants dans le primaire au Bénin entre 1996 et 2008	10
Tableau n° 7 : description, modalités et effets attendus des variables	53
Tableau n° 8 : caractéristiques de l'échantillon	56
Tableau n° 9 : quantiles d'absentéisme par type de contrat	57
Tableau n° 10 : quantiles de revenu extra-activité par type de contrat	58
Tableau n° 11: résultats d'estimation de l'équation du revenu hors activité	59
Tableau n° 12 : résultats d'estimation de l'équation d'absentéisme comportant le résidu de l'équation de revenu hors activité (Residu_1)	60
Tableau n° 13 : résultats d'estimation du modèle tobit d'absentéisme	61
Tableau n° 14 : effets marginaux des différentes variables sur l'absentéisme de l'enseignant pour l'ensemble de l'échantillon	65
Tableau n° 15 : élasticités de la fréquence d'absentéisme	68
Tableau n° 16 : résultats de simulation des effets du reversement des enseignants contractuels à la fonction publique	69
Tableau n° 17 : résultats de simulation des effets de la revalorisation de la fonction enseignante	70
Tableau n° 18 : description, modalités et effets attendus des variables	107

Tableau n° 19: Statistiques descriptives des principales variables	110
Tableau n° 20 : performances des élèves selon le statut de l'enseignant	112
Tableau n° 21: résultat de la transformation de Box-Cox sur les données de CP et CM1	114
Tableau n° 22 : résultats d'estimation de la performance initiale de l'élève	115
Tableau n° 23 : résultats du test de significativité de Lamda	116
Tableau n° 24 : Résultats d'estimation du modèle de performance finale des élèves	118
Tableau n° 25 : moyenne d'âge, écart-type, âge minimum et âge maximum des enseignants selon le statut	121
Tableau n° 26 : répartition des enseignants selon le statut et l'exercice d'autres activités	122
Tableau n° 27 : description des variables, modalités et effets attendus	160
Tableau n° 28 : statistiques descriptives de quelques variables niveau classe	163
Tableau n° 29 : résultats du test d'existence d'effets d'inefficience	165
Tableau n° 30 : Résultats d'estimation de la frontière de production éducationnelle	165
Tableau n° 31: quartiles des inefficiences par classes	168
Tableau n° 32 : résultats des estimations de la fonction d'inefficience aux deux niveaux (CP et CM1)	169

Liste des graphiques

Graphique n° 1 : Evolution du salaire moyen des enseignants de l'école primaire par région et sous-région du monde (PIB/tête) , pays ayant un PIB par tête inférieur à 2000\$US en 1993	8
Graphique n° 2 : Chômage d'Equilibre dans un Modèle de Tire au Flanc	23
Graphique n° 3 : niveaux de maladie acceptable et de réservation	26
Graphique n° 4 : représentation de l'estimation de l'absentéisme pour des observations où la fréquence d'absentéisme est supérieure à 0	46
Graphique n° 5 : revenu extra-activité d'enseignement et fréquence d'absentéisme de l'enseignant	58
Graphique n° 6 : Schéma d'analyse causale du PASEC	92
Graphique n° 7 : distribution de la performance des élèves en fin d'année	111
Graphique n° 8 : distribution de la performance finale des élèves par statut de l'enseignant	113
Graphique n° 9 : Représentation graphique de l'efficience technique et de l'efficience allocative	128
Graphique n° 10 : le modèle CCR	131
Graphique n° 11 : rendements d'échelles constants, variables et décroissants	134
Graphique n° 12 : les deux types de mesure de l'efficience technique	139
Graphique n° 13 : frontière de production stochastique : illustration de la décomposition du terme d'erreur dans le cas de deux observations i et j	140
Graphique n° 14 : cadre conceptuel du processus inputs-outputs	155
Graphique n° 15 : distribution de l'inefficience de la production éducationnelle	168
Graphique n° 16 : courbes de concentration de l'inefficience	169

Liste des sigles et abréviations

ACE	: Agents Contractuels de l'Etat
APE	: Agents Permanents de l'Etat
BEPC	: Brevet d'Etudes du Premier Cycle
BST	: Barmby, Sessions et Treble
CEFRED	: Centre d'Etudes, de Formations et de Recherche en Développement
CEPE	: Certificat d'Etudes Primaires Elémentaires
CONFEMEN	: Conférence des Ministres de l'Education Nationale
CREMIDE	: Centre de Recherche en Microéconomie de Développement
CRS	: Constant Rate Substitution
DEA	: Data Envelopment Analysis
DMCG	: Doubles Moindres Carrés Généralisés
DPP	: Direction de la Programmation et de la Prospective
EPT	: Education Pour Tous
FPI	: Formation Professionnelle Initiale
IREDU	: Institut de Recherche en Education
MCO	: Moindres Carrés ordinaires
MEPS	: Ministère des Enseignements Primaire et secondaire
MRS	: Marginal Rate of Substitution
NPTCI	: Nouveau Programme de Troisième Cycle Interuniversitaire
NSC	: No Shirking Condition
PAS	: Programme d'Ajustement Structurel
PASEC	: Programme d'Analyse des Systèmes Educatifs de la CONFEMEN
PIB	: Produit Intérieur Brut
PPO	: Pédagogie Par Objectifs
PTF	: Productivité Totale des Facteurs
SFM	: Stochastic Frontier Model
SPU	: Scolarisation Primaire Universelle.
TMST	: Taux Marginal de Substitution Technique

UFR-SEG	:	Unité de Formation et de Recherche en Sciences Economiques et de Gestion
UNESCO	:	Organisation des Nations Unies pour l'Education, la Science et la Culture
UP	:	Unité de production

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Sommaire

Introduction générale	1
Chapitre 1 : Contractualisation de la fonction enseignante et absentéisme des enseignants	16
1. L'analyse économique de l'absentéisme du travailleur : une revue de littérature	17
2. Type de contrat et absentéisme de l'enseignant du primaire au Bénin	43
Chapitre 2 : Contractualisation de la fonction enseignante et acquisition de performance chez les élèves du primaire au Bénin	73
1. La Fonction de production éducationnelle	74
2. Statut des enseignants et acquisitions à l'école primaire au Bénin : une évaluation empirique	98
Chapitre 3 : Contractualisation de la fonction enseignante et efficience de la production éducationnelle	126
1. L'efficience économique : une revue de littérature	127
2. Evaluation empirique de la relation entre le statut des enseignants et l'efficience de la production d'éducation primaire au Bénin	153
Conclusion générale	176
Références bibliographiques	179
Annexes	205

Résumé

L'objectif de la présente thèse est d'analyser la politique de contractualisation de la fonction enseignante au Bénin tant en rapport avec les objectifs de l'employeur qu'est l'Etat qu'avec le comportement du travailleur, l'enseignant. De façon spécifique, cette étude cherche à apprécier d'une part l'impact du statut de l'enseignant du primaire sur l'offre de travail de ce dernier et d'autre part l'impact du statut de contractuel des enseignants sur la réalisation des objectifs de l'employeur notamment l'acquisition de compétences chez les élèves et l'efficacité de la production éducationnelle.

La démarche méthodologique utilisée s'appuie sur une approche quantitative empirique utilisant la base de données du PASEC CONFEMEN Bénin. Elle a consisté en l'utilisation des méthodes économétriques telles que le modèle Tobit avec solution en coin, le modèle linéaire avec transformation de Box Cox, et le modèle de frontière stochastique, pour estimer l'impact du statut de l'enseignant respectivement sur l'absentéisme de l'enseignant, la performance des élèves et l'efficacité de la production éducationnelle.

Les résultats obtenus, après correction des différents biais, montrent que, par rapport aux enseignants contractuels, les enseignants permanents sont non seulement plus absentéistes, mais affectent aussi négativement les acquis des élèves aussi bien dans les classes de CP, que dans les classes de CM1. Quant à l'effet sur l'efficacité de la production éducationnelle, il est apparu que dans les classes de CP, le constat est encore en défaveur des enseignants permanents, l'effet n'étant pas établi dans les classes de CM1. Ces résultats ont d'importantes implications en matière de politique éducative.

Introduction générale

La présente recherche s'inscrit dans l'analyse de la contractualisation de la fonction enseignante ; en s'intéressant au cas de l'enseignement primaire, notre réflexion a consisté à analyser la politique de recours de plus en plus généralisée aux enseignants contractuels d'Etat et contractuels communautaires dans les écoles primaires publiques, compte tenu des contraintes budgétaires auxquelles le Bénin, à l'instar de tous les pays en développement fait face. La thèse a analysé cette politique dans le sens de son impact à la fois sur le comportement des enseignants dans l'exercice de leur fonction, sur l'acquisition de compétences par les élèves au primaire et sur l'efficacité de la production éducative dans l'école primaire béninoise. Dans ce chapitre introductif, nous présentons d'abord le cadre théorique de l'étude. Nous posons ensuite le problème de recherche et l'intérêt de l'étude, spécifions les objectifs de l'étude et les hypothèses de recherche ; enfin, nous faisons une présentation sommaire de la méthodologie adoptée et la structure de la thèse.

1. Contexte théorique de l'étude

Jusqu'aux années soixante-dix, la théorie économique dominante – la théorie néoclassique – s'est essentiellement intéressée aux mécanismes formels permettant d'établir l'existence et la stabilité de l'équilibre général (Guerrien, 1991). Cette situation, au regard de laquelle tout autre apparaît comme déviante, prend en compte l'interdépendance des marchés ; elle est définie par l'égalité, sur chaque marché, de l'offre et de la demande de bien. Celles-ci, à leur tour, dérivent de l'agrégation d'offres et de demandes individuelles censées résulter des comportements rationnels : les acteurs ont des objectifs économiques parfaitement définis (profit, utilité) et mettent en œuvre les moyens dont ils disposent pour atteindre la situation la meilleure (l'équilibre) au regard de leurs objectifs. A cet effet, longtemps considérés comme le plus efficace des moyens d'affectation des ressources, le marché, sous l'hypothèse de concurrence pure et parfaite reposant elle-même sur les hypothèses d'atomicité, d'absence des coûts de transaction, d'homogénéité du bien échangé et de perfection de l'information, est appelé à assurer l'optimum économique et social¹. Au sens de la théorie microéconomique classique, le prix, dans ces conditions, est sensé contenir toute la « vérité », c'est-à-dire toute l'information nécessaire à un individu pour toute prise de décision.

Il s'agit là d'une analyse occultant le rôle du temps dans la prise de décision des acteurs du marché ; on a considéré jusque là des formes très élémentaires des relations économiques entre les agents : un contrat est signé, puis les parties prennent des décisions fondées sur leurs préférences et sur les termes du contrat, avant de se séparer. La vie économique est évidemment plus complexe, notamment parce qu'elle met en présence des acteurs qui sont appelés à collaborer pendant une durée plus ou moins longue.

Depuis les travaux fondateurs de Walras, puis d'Arrow et Debreu, les très nombreux raffinements de la théorie de l'équilibre général se sont attachés à préciser les conditions sous lesquelles il est possible d'atteindre l'équilibre tel que défini dans la théorie traditionnelle, les hypothèses nécessaires à la

1 L'optimum social et économique représente ici le lieu où aucun agent n'a intérêt à changer de position ou de choix. C'est en d'autres termes l'optimum au sens de Pareto.

convergence spontanée de l'économie vers cette situation, et enfin, de manière dérivée, celles sous lesquelles les comportements individuels conduisent à la réalisation d'un optimum social. Le cadre analytique originel s'est progressivement enrichi de multiples manières : ainsi, la théorie des marchés contingents (voir par exemple Debreu, 1959), permet d'étendre les résultats de départ au cas où l'environnement est incertain, ce qui fonde la prise en compte de la dimension temporelle dans l'analyse des échanges sur le marché.

La prise en compte de la dimension temporelle des échanges en théorie des contrats a fait l'objet d'une littérature très abondante ces dernières années (Laffont et Tirole, 1987 ; Hart et More, 1988, Salanié, 1994). L'introduction du temps dans l'analyse implique un univers où différents états de la nature peuvent survenir, la valeur économique d'un bien dépend non seulement de la date à laquelle il est disponible mais aussi des circonstances qui peuvent s'imposer à cette date. Dès lors, la signature d'un contrat à une date 0, les livraisons souhaitées d'un bien suivant l'ensemble des états de la nature et la date de disponibilité constituent un contrat contingent complet. On peut dès lors redéfinir l'équilibre concurrentiel en termes de contrats contingents fermes (Arrow – Debreu, 1954). La coordination des individus via les contrats est source de plusieurs problèmes dont les moyens de résolution sont fournis par plusieurs théories des contrats (Hart et Holmström, 1987), à savoir la théorie des asymétries d'information, la théorie des contrats complets et la théorie des contrats incomplets ; chacune de ces théories se définissant comme un relâchement des hypothèses du modèle Arrow – Debreu (Bolton, 1990).

Dans l'univers walrasien, les agents n'interagissent que par l'intermédiaire du système de prix sur lequel ils n'ont aucune influence. Ainsi, même si ces interactions prennent la forme de contrats échanges, le rôle de ces contrats est réduit à leur plus simple expression dans la coordination des plans des agents. En effet, la centralisation des offres et des demandes par le commissaire-priseur empêche toute forme de négociation d'un contrat avant la définition d'un système de prix d'équilibre. Arrow (1953) et Debreu (1959) ont cherché à élargir cette vision du marché en proposant d'y introduire un système complet de marchés pour des biens datés et contingents. Sur ces marchés, les parties ont recours à des contrats fermes et contingents, dits contrats complets car publiquement observables. Ces contrats, vérifiables, prennent en compte les problèmes d'asymétrie d'information et remettent en cause le caractère impersonnel des contrats. Le marché cesse alors d'être considéré comme le lieu central où s'échangent des quantités globales d'une marchandise. Il devient *le face-à-face local d'échangistes* (Favereau et Picard, 1996) capables de s'identifier nommément pour conclure un contrat.

Malheureusement, Certains contrats atteignent des niveaux de complexité tellement importants qu'il devient rare pour les contractants de préciser des méthodes de renégociation complexes, avec échange de messages comme le voudraient les solutions généralement proposées par les théoriciens des contrats complets. Tous les contrats ne dépendent pas d'événements qui sont à la fois exogènes aux agents et publiquement observables. En effet, certains contrats passés entre des partenaires particuliers sont tels que l'ensemble de l'information n'est pas publiquement observable car l'une des parties détient une information privée. Cette information peut porter uniquement sur des variables exogènes, mais aussi sur des variables endogènes comme les caractéristiques (problème d'anti-sélection) ou les actions (problème d'aléa moral) d'une des parties. Dans ce cas, un problème de vérifiabilité apparaît car les contrats ne peuvent être contingents à des événements dont la réalisation n'est observable que par une seule partie. En effet, pour qu'un contrat soit exécutable, ses termes ne doivent pas inclure de variables non observables par la tierce partie (le juge) chargée de cette exécution. Cependant, si ce type de contrat n'est pas « contingent à certaines variables inobservables (anti-sélection ou aléa moral), il est néanmoins complet s'il est contingent à toutes les variables vérifiables par un juge » (Laffont et Tirole, 1993).

La théorie des contrats incomplets renvoie à l'hypothèse selon laquelle une séparation peut être établie entre les problèmes contractuels qui proviennent de l'incomplétude des contrats et ceux dont l'origine provient des asymétries d'information entre les co-contractants ou entre les contractants et des tiers. L'incomplétude des contrats est attribuée aux coûts d'écriture d'un contrat complet (Hart, 1995) et à la nature non vérifiable de certaines variables (Grossman et Hart, 1986). C'est la raison pour laquelle dans

la plupart des modèles de contrats incomplets, l'information entre les agents est supposée symétrique². L'analyse des contrats incomplets s'appuie sur une hypothèse fondamentale : celle de la rationalité illimitée des agents.

Si l'hypothèse de rationalité illimitée permet à certains auteurs d'établir une théorie des contrats Hart (1990), il semble évident que la compréhension de l'incomplétude des contrats nécessite un éclaircissement sur l'hypothèse de rationalité limitée. Anderlini et Felli (1994, 1998, 1999) définissent la rationalité limitée comme le fait de se plier à une procédure formelle dans la détermination des contingences à inclure dans le contrat. Formellement, les contrats sont définis comme des correspondances algorithmiques³ entre l'espace des états de nature et les actions que les parties doivent prendre lorsqu'un état de nature survient. De ce fait, même si les parties prévoient l'ensemble des contingences possibles, elles ne peuvent rédiger qu'un contrat incomplet si certaines contingences ne sont pas descriptibles dans le cadre de la procédure formelle, autrement dit, si la liste exhaustive des caractéristiques des contingences n'est pas générée par un algorithme fini (machine de Turing). Dans cette perspective, un contrat sera dit incomplet si la partition qu'il induit dans l'espace des états de nature n'est pas aussi fine que celle induite par un contrat contingent complet. Malgré cette contrainte formelle, il existe des contrats algorithmiques qui permettent d'atteindre la solution de *first best* des contrats contingents. En effet, un contrat contingent peut toujours être obtenu par raffinement dans la description des états de nature, puisqu'incrémenter une étape supplémentaire de calcul ne génère aucun coût, du fait de la nature algorithmique du contrat. Ce résultat d'approximation⁴ peut être vu comme un résultat négatif, au sens où la rationalité limitée des parties dans l'élaboration d'un contrat ne peut à elle seule générer une forme d'incomplétude significative.

Dans ces représentations du contrat, les agents économiques sont supposés établir des contrats de manière impersonnelle. Pour chaque bien, il existe un marché anonyme pour lequel ils envisagent le prix du marché. Si ces modèles concurrentiels représentent l'économie comme un ensemble de marchés centralisés, dans la réalité les agents économiques se coordonnent de manière décentralisée en signant des contrats personnels (Brousseau, 1993b). Ainsi, l'entreprise est en relation avec plusieurs autres acteurs économiques et est considérée comme un nœud de contrats (Williamson, 1990). Il en existe plusieurs parmi lesquels le contrat entre les détenteurs de capitaux et les dirigeants ; le contrat entre l'entreprise et ses fournisseurs, le contrat entre l'entreprise et ces clients, le contrat entre l'entreprise et les employés (le contrat de travail) etc.

Le contrat désigne un accord par lequel les agents s'obligent les uns envers les autres à céder ou à s'approprier, faire ou ne pas faire certaines choses (Brousseau, 1992). L'adaptation de cette définition au contrat de travail indique que le contrat de travail est un accord par lequel l'employé accepte de mettre sa force de travail à la disposition de l'employeur contre une rémunération. Au sens juridique, traditionnellement, le contrat de travail est considéré comme un pseudo-contrat, ouvrant certains droits pour le salarié plutôt que déclenchant des obligations réciproques pour les deux cocontractants. Le droit du travail étant un droit de protection de la partie faible (le salarié), le contrat de travail y est conçu au départ principalement comme l'acte juridique faisant du travailleur un salarié, placé dans une position de dépendance vis-à-vis de l'employeur, et devant être défendu à ce titre. L'autonomisation du droit du travail par rapport au droit civil aurait pour corollaire (ou pour origine ?) le caractère non contractuel du contrat de travail et le caractère statutaire de la situation de salarié (Bessy, 2007).

2 Cette hypothèse est justifiée le plus souvent par la difficulté de modélisation qui découlerait de l'hypothèse plus réaliste d'asymétrie d'information entre les parties (Hart, 1995 ; Tirole, 1994).

3 Est algorithmique tout ce qui peut être calculé en un nombre fini d'étapes.

4 Krasa et Williams (1999) parviennent à un résultat sensiblement similaire. En définissant un état de nature comme une séquence de 0 et de 1, ils montrent qu'un contrat contingent complet (contrat enregistrable dans leur terminologie) peut être approximé par une séquence de contrats incomplets si l'aléa contractuel a une *importance asymptotiquement décroissante*, c'est-à-dire si l'impact de la séquence de 0 et de 1 sur l'utilité des parties décroît lorsque la séquence augmente.

Certains théoriciens du droit ont ainsi enterré le contrat de travail, l'analysant comme un simple fait d'adhésion, ou, comme « un acte conditionnel déclenchant sur un individu l'application d'un certain statut, le soumettant à une certaine loi, la loi de l'usine ». Le contrat de travail est dit être un acte-condition, d'une part parce qu'il place le travailleur sous une autorité patronale validée par l'ordre juridique, et d'autre part parce qu'il insère le salarié dans une collectivité, puisque c'est en qualité de salarié de l'entreprise qu'il jouit de certains droits ou bénéficie de certaines protections. Le salarié était donc considéré comme étant plutôt soumis à un statut que lié par un contrat.

Simon (1951) définit le contrat de travail comme une relation dans laquelle l'employé accepte l'autorité de l'employeur et ce dernier est d'accord pour payer un salaire fixé w . Dans les contrats marchands, chaque partie promet une « considération » spécifique en retour d'une considération promise par l'autre. L'acheteur promet payer une somme spécifique d'argent, et le vendeur promet en retour une quantité d'un bien précis. En plus, le vendeur n'est pas intéressé par la façon avec laquelle le bien est utilisé une fois qu'il l'a vendu, alors que l'employé est intéressé par la manière avec laquelle l'employeur va l'utiliser.

L'introduction du concept d'autorité trace une ligne de démarcation entre le contrat de travail et les contrats marchands. En plus, les relations de travail résultent pour une grande part de la négociation entre les représentants des salariés (les syndicats), les groupes d'employeur (le patronat) et parfois l'Etat. Selon Bessy (2007), plusieurs classes typologiques de contrats de travail peuvent être distinguées :

- Le fordisme contractuel, avec les garanties juridiques qu'il offre, concerne certains types de relation de travail, en particulier les contrats de la classe typologique qui témoignent d'une relation à la frontière du travail salarié et du travail indépendant. Dans cette configuration, le salarié a un pouvoir de négociation du fait des compétences qu'il peut valoriser par ailleurs. Les exigences de flexibilité et de performance, mais aussi les obligations de non-concurrence, sont compensées par des contreparties financières explicitées dans le contrat.
- Pour toute une autre classe de contrats, il s'agit plutôt d'une contractualisation « forcée », du fait de la position de faiblesse du salarié. La multiplication des clauses de flexibilité, de contrôle du travail, ou de pré-qualification d'un motif de licenciement, donne une illustration à la fois de l'appui sur un certain formalisme et d'une politique systématique de réduction des coûts salariaux.
- Enfin, une dernière classe typologique témoigne d'une dimension plus collective dans la définition de la relation de travail associée à un horizon plus long de gestion de la main d'œuvre. Les documents écrits et signés par les parties poursuivent principalement une visée de clarification des conditions d'emploi qui sont déterminées par ailleurs. La flexibilité des conditions de travail y est plus limitée, que dans les deux classes précédentes, et surtout fait plus souvent l'objet d'une négociation collective (notamment en matière de polyvalence ou de temps de travail) au niveau de la branche ou de l'entreprise.

Quel que soit la forme que prend le contrat de travail, il met le travailleur et l'employeur dans une situation d'interdépendance, de coopération où les actions entreprises par l'un affectent d'une manière ou d'une autre l'utilité de l'autre. Dans cette situation d'interdépendance, chacun des acteurs a des comportements et / ou des informations dont le contrôle échappe à l'autre. Il en est ainsi particulièrement des caractéristiques du travailleur et de ses comportements qui ne sont ni totalement connus ni contrôlables par l'employeur au moment de la signature du contrat. C'est en ces termes que se posent les problèmes de sélection adverse et d'aléas moral largement débattus dans la théorie économique en général et en économie du travail en particulier. En effet, la connaissance des caractéristiques du

travailleur avant la signature du contrat de travail échappe à l'employeur au moment de la signature du contrat ; ceux-ci sont dus à une information cachée (sélection adverse) de la part de l'employé. D'autres échappent à l'autorité de l'employeur pendant le déroulement de la relation de travail. Il en est ainsi du niveau d'effort de l'employé, ce dernier pouvant adopter des comportements déviants notamment le tir au flanc. Se pose alors pour l'employeur qui propose un contrat la question de savoir comment prendre en compte ces problèmes d'asymétrie d'information.

Au nombre des solutions s'offrant à l'employeur se trouve l'indexation de la rémunération du travailleur à sa productivité observée, à l'image de la rémunération à la pièce, au lieu de la mise en relation du salaire au niveau d'effort du travailleur (Lazear, 1986). Une autre solution consiste à verser au travailleur un salaire binôme, composé d'une partie fixe et d'une partie variable selon la productivité du travailleur (Weitzman, 1989) ; d'autres solutions plus complexes peuvent être avancées, comme la mise en concurrence des agents au travers de primes offertes au vainqueur de « tournois » (Ehrenberg et Smith, 1997).

Même si toutes ces solutions tentent d'une manière ou d'une autre d'intégrer les questions d'asymétrie d'information dans l'analyse des contrats de travail, il faut souligner que l'incertitude liée à l'environnement et / ou à la rationalité des parties demeure un des problèmes cruciaux auxquels l'économie en générale et l'économie du travail en particulier doit faire face, et la théorie économique des contrats de travail y propose des solutions. Au nombre des solutions que propose la théorie se trouve le caractère implicite des contrats de travail, lequel conduit l'entreprise à gérer l'incertitude en opérant une meilleure distribution des risques. Selon les pionniers de la théorie des contrats implicites (Azariadis, 1975 ; Bailey, 1974 et Gordon, 1972), les fluctuations de la demande sur le marché des biens et services ne gouverne pas l'évolution des salaires, et en période d'expansion, suite à l'augmentation des prix des biens, les salaires restent en dessous de la valeur de la productivité des travailleurs, l'employeur jouant le rôle d'assureur en empochant la différence ; c'est dans la phase de récession que l'employeur compensera les travailleurs en maintenant le niveau des salaires.

La théorie des contrats implicites ne manque cependant pas de critiques : d'une part, elle n'est pas une théorie du chômage puisqu'elle ne permet pas d'expliquer le chômage, et d'autre part il est possible pour la firme et/ou l'employé de ne pas respecter pendant longtemps ces clauses implicites. La difficulté pour les clauses implicites d'être crédibles pendant une longue période appelle d'autres solutions. Il peut s'agir par exemple de signer plusieurs contrats de courte durée (Grossman et Hart, 1981). Ainsi, pendant les périodes d'expansion, l'emploi augmente via l'embauche, des employés pour des courtes durées et en période de récession, les embauches sont limitées. L'ajustement par le salaire est dès lors complété par l'ajustement par l'emploi⁵.

Les contrats de travail sont sujets à des procédures administratives particulières et certaines clauses de ceux-ci sont exogènes à l'employeur et à l'employé ; ces clauses sont fixées par des textes juridiques et autres accords, lesquels sont considérés comme des données par lesquelles les contractants font des contrats de travail des engagements différents des contrats marchands (Fomba, 2008). Ces clauses diffèrent d'un pays à l'autre et sont souvent susceptibles d'affecter la décision des contractants ainsi que leurs comportements dans l'exercice de leur fonction et par conséquent leur rendement au travail, et cela sur tous les segments du marché du travail. Intéressons-nous alors à la tendance de la relation de travail sur le segment du marché du travail que constitue le système éducatif.

2. Contexte empirique : tendance actuelle et évolution de la relation de travail dans le système éducatif

La relation de travail est une notion juridique largement utilisée dans des pays du monde entier pour désigner la relation entre une personne appelée «salarié» (souvent aussi «travailleur») et

⁵ Vu sous cet angle, les contrats de travail de courte durée sont des solutions au problème de chômage.

un «employeur» pour lequel le «salarié» exécute un travail dans des conditions définies, contre rémunération. Quelle que soit la définition qui en est donnée, c'est cette relation qui crée des droits et obligations réciproques entre le salarié et l'employeur. Depuis toujours, et aujourd'hui encore, c'est principalement par ce biais que les travailleurs accèdent aux droits et prestations associés à l'emploi en vertu de la législation du travail et de la sécurité sociale. C'est le critère clé pour déterminer la nature et l'ampleur des droits et obligations des employeurs vis-à-vis des travailleurs. Les profonds changements intervenus dans le monde du travail et notamment sur le marché du travail ont donné naissance à de nouvelles formes de relations qui ne cadrent pas toujours avec les paramètres de la relation de travail. La flexibilité s'est accrue sur le marché du travail mais un nombre croissant de travailleurs ont désormais un statut qui n'est pas clair en matière d'emploi et, de ce fait, ne bénéficient pas de la protection normalement associée à la relation de travail. Le segment du marché du travail du système éducatif n'échappe pas à ces changements et l'emploi contractuel a pris un pas important sur le statut de permanent dans la plupart des pays en développement. Fondamentalement, on peut observer la tendance actuelle et l'évolution de la relation de travail dans le système éducatif du point de vue de la composition du corps enseignant et de celui de la rémunération des enseignants.

2.1. Composition du corps enseignant au niveau primaire

Les systèmes éducatifs des pays en développement ont fonctionné pendant longtemps avec un personnel enseignant essentiellement permanent jusqu'à la fin des années 80, période où se sont accentués les difficultés financières qui ont conduit les pays à se mettre sous le régime des Programmes d'Ajustement Structurel (PAS). Pour faire face aux contraintes de maîtrise des charges salariales imposées par les Institutions de Bretton Woods, les pays ont développé des emplois contractuels dans tous les secteurs dont celui de l'éducation. De nouveaux enseignants ont été mis en service dans ces pays sous de nouveaux vocables : contractuels d'Etat, communautaires, vacataires, etc.

Aujourd'hui, la politique de recrutement de ces nouveaux enseignants (contractuels, volontaires, maîtres de parents) n'est pas au même stade de développement dans tous les pays. Le tableau n°1 présente la distribution des enseignants selon leur statut dans 12 pays francophones d'Afrique subsaharienne au début des années 2000.

Tableau n° 1 : distribution des enseignants selon le pays et le statut au début des années 2000

Pays	Fonctionnaires	Contractuels de l'Etat	Parents	Total
Bénin (2002)	55%	16%	29%	100%
Burkina Faso (2002)	64%	24%	12%	100%
Cameroun (2002)	35%	20%	45%	100%
Congo (2003)	42%	4%	54%	100%
Côte d'Ivoire (2001)	87%	0%	13%	100%
Guinée (2003)	31%	39%	30%	100%
Madagascar (2003)*	46%	0%	54%	100%
Mali (2000)	71%	8%	21%	100%
Niger (2003)	46%	50%	4%	100%
Sénégal (2003)	44%	41%	15%	100%
Tchad (2002)*	33%	0%	67%	100%
Togo (2001)	35%	30%	35%	100%
Moyenne	49%	19%	32%	100%

* les maîtres communautaires reçoivent une subvention salariale de la part de l'Etat.

Source : Mingat, A. (2003)

Il ressort qu'au début des années 2000, les enseignants fonctionnaires ne représentent que 49 % du corps enseignant au niveau de l'enseignement primaire. Les enseignants non fonctionnaires constituent l'autre moitié du personnel enseignant, avec 19 % de contractuels de l'Etat et plus de 30 % de maîtres payés par les parents. Ceci amène un premier constat : les nouveaux enseignants sont massivement présents dans ces systèmes éducatifs. Par ailleurs, on remarque que les maîtres rémunérés par les parents sont plus nombreux que les contractuels de l'Etat. En effet, les politiques de recrutement massif des contractuels par les pouvoirs publics sont relativement récentes (fin des années 90), alors que les communautés ont été plus proactives et ont depuis plus longtemps eu recours à des enseignants recrutés localement dans les écoles communautaires comme dans les écoles publiques sans oublier le développement des écoles privées. En effet, environ 13 % des élèves africains de l'enseignement primaire sont scolarisés dans des établissements privés (UNESCO/BREDA Pôle de Dakar, 2005).

La tendance globale masque cependant des disparités énormes entre les pays. Au Cameroun, au Congo et au Tchad, les maîtres payés par les parents occupent une place prépondérante qui souligne l'incapacité des systèmes éducatifs, au cours de la dernière décennie, à recruter suffisamment d'enseignants dans le secteur public. Dans l'ensemble, il convient malgré tout de prendre en compte les dynamiques actuelles qui voient l'accroissement des recrutements de contractuels de l'Etat et des collectivités locales qui devraient faire évoluer sensiblement les chiffres observés pour 2000 et 2001. Au Bénin, par exemple, en 2005, les enseignants fonctionnaires ne représentent plus que 43 % des enseignants du primaire.

Tableau n° 2 : Evolution de la structure du personnel enseignant du primaire entre 2000 et 2005 au Bénin (en %)

	2000-2001	2004-2005
Agents permanents de l'Etat	67	43
Contractuels d'Etat	20	23
Communautaires	13	34

Source : DPP/MEPS 2006, cité dans : Mahoudi C. Johnson 2006

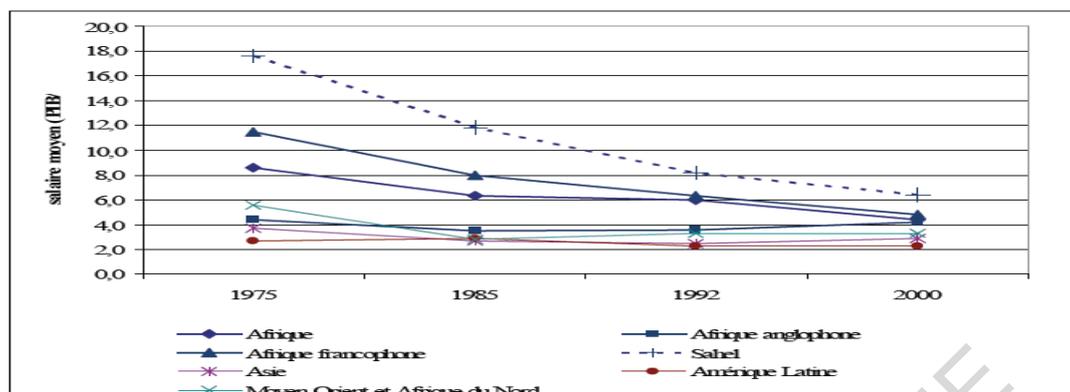
L'exemple du Bénin illustre bien l'évolution extrêmement rapide du corps enseignant dans certains pays avec l'arrivée massive d'enseignants contractuels de l'Etat et des collectivités locales, catégorie très minoritaire avant 2000.

En outre, ce changement, conforme à la réhabilitation du rôle de l'Etat dans la fourniture des services sociaux de base, pourrait avoir une incidence positive en matière d'équité. A l'heure actuelle, tandis que la communauté internationale prône une école primaire gratuite pour tous, des familles – généralement les plus défavorisées – rémunèrent elles-mêmes les enseignants pour pallier l'insuffisance de maîtres titulaires. Dans une logique d'équité et d'accès à une école primaire gratuite, conformément aux grandes résolutions prises par la communauté internationale, le recrutement des contractuels de l'Etat doit se concevoir, à terme, dans une perspective de substitution et non d'additivité aux maîtres de parents.

2.2 La rémunération des enseignants

Pour mieux comprendre les évolutions récentes des recrutements et des profils d'enseignants, il est instructif de se pencher sur l'évolution des niveaux de rémunération des enseignants. Un premier point important à considérer est le niveau relatif des salaires en Afrique francophone par rapport aux autres régions du monde. Le graphique n°1 montre que les pays africains, et plus précisément les pays d'Afrique francophone présentaient des salaires moyens relatifs nettement plus élevés que ceux observés dans les autres régions du monde en 1975 y compris l'Afrique anglophone. La situation des pays sahéliens est extrême avec un salaire moyen proche de 18 fois le PIB par tête contre moins de trois fois en Amérique latine.

Graphique 1 : Evolution du salaire moyen des enseignants de l'école primaire par région et sous-région du monde (PIB/tête)
(pays ayant un PIB par tête inférieur à 2000 \$US en 1993)



Source : Mingat (2001) reprise dans Bruns, Mingat et Rakotomalala (2003)

La situation des pays d'Afrique francophone, principalement des anciennes colonies françaises, au début des années 70 est en large partie imputable à l'héritage colonial. En effet, les salaires des enseignants étaient alors indexés sur ceux de la métropole, ce qui n'était pas le cas dans les pays sous administration britannique où l'éducation a été confiée à des missionnaires avec le soutien de subventions publiques. Pour Cogneau (2003), le poids de la politique d'assimilation française contribue à expliquer après les indépendances la tendance de long terme à maintenir des salaires des enseignants plus en rapport avec les salaires pratiqués en France qu'avec les capacités financières des pays. Il faut aussi signaler que la parité fixe du franc cfa avec la devise française a renforcé cette tendance dans les pays de la zone cfa.

Néanmoins, entre 1975 et 2000, on observe une convergence des différentes régions du monde avec une baisse du salaire relatif moyen qui passe de 6,6 à 3,7 fois le PIB par tête. En 2000, les écarts se sont largement réduits, mais les salaires relatifs demeurent plus élevés en Afrique francophone et notamment dans les pays du Sahel. Mingat et Suchaut (2000) montrent que l'un des principaux facteurs explicatifs du retard de scolarisation des pays d'Afrique francophone par rapport aux pays d'Afrique anglophone réside dans des coûts unitaires nettement plus élevés, ceux-ci dépendant essentiellement des salaires enseignants. L'objectif de scolarisation primaire universelle, devenu le leitmotiv de toutes les grandes réunions internationales, a contraint les pays à considérer cette dimension comme essentielle puisque le premier obstacle auquel ils sont confrontés est le recrutement en nombre suffisant d'enseignants. Une estimation de Mingat (2004) permet de mieux apprécier la situation inextricable à laquelle sont confrontés nombre de pays africains. Le taux de dépendance correspond ici à la proportion des dépenses courantes d'éducation primaire qui devrait être prise en charge par un financement extérieur faute de financement national suffisant. Ce taux est estimé en fonction de différents niveaux de rémunération des enseignants et sur la base des paramètres du cadre indicatif de l'initiative de mise en œuvre accélérée de l'Education Pour Tous ou Initiative Fast Track (tableau n°3).

Tableau n° 3 : Taux de dépendance en 2015 selon trois hypothèses pour le salaire des enseignants recrutés pour assurer l'achèvement universel du primaire.

Pays	Hypothèses		
	3,5 fois le PIB par tête	4,5 fois le PIB par tête	Salaires des fonctionnaires en 2001
Bénin	28,8%	40,6%	45%
Burkina Faso	46,2%	55,3%	71,9%
Cameroun	34,5%	45,9%	52,5%
Congo	8,4%	26%	0%
Côte d'Ivoire	18,4%	29,4%	39,1%
Guinée	30,4%	43,8%	32%
Madagascar	41,9%	53%	46,7%
Mali	47%	57,2%	67,2%
Niger	48,7%	57,6%	76%
Sénégal	31,8%	44,2%	54,2%
Tchad	41,2%	52,8%	72,6%
Togo	41,4%	52,3%	64,7%
Ensemble	31,4%	42,9%	52,2%

Source : Mingat (2004)

Les résultats sont assez inquiétants puisque dans l'hypothèse basse, avec une rémunération de 3,5 fois le PIB par tête, le taux de dépendance moyen est supérieur à 30 %, et dans l'hypothèse haute, c'est-à-dire en maintenant le niveau des salaires des enseignants fonctionnaires en 2001, on dépasse les 50 %. Il existe bien sûr des situations assez variables selon les pays. Ces estimations et les ordres de grandeur qu'elles fournissent amènent plusieurs remarques. Tout d'abord, on constate sans surprise l'impact considérable du niveau de rémunération des enseignants sur les budgets éducatifs. Ensuite, on voit que même avec un niveau de rémunération des enseignants correspondant au cadre indicatif de Fast Track, il faudra avoir recours de façon importante au financement extérieur pour les dépenses courantes d'éducation primaire. Cela laisse relativement peu de marges de manœuvre aux gouvernements sur ces questions de rémunérations des enseignants sauf à remettre en cause l'objectif de scolarisation primaire universelle.

Les éléments qui précèdent amènent un éclairage relativement cru sur les évolutions récentes observées dans les profils de recrutement des enseignants. En effet, comme le souligne Lambert (2004) le recrutement d'enseignants contractuels est probablement la voie la plus simple pour diminuer les coûts salariaux, cela ne signifie pas pour autant que ce choix soit facilement accepté par les acteurs.

Le tableau n°4 fournit des éléments d'appréciation sur la diminution des coûts qu'induit le recrutement d'enseignants non-fonctionnaires. Les renseignements sur les niveaux de rémunération des enseignants sont sans ambiguïté. Ils montrent qu'un fonctionnaire coûte, en moyenne, deux fois plus qu'un contractuel de l'Etat et quatre fois plus qu'un maître de parents, orientant ainsi les choix vers les enseignants non fonctionnaires vu le contexte décrit précédemment. Cela dit, on observe une nouvelle fois une certaine variété selon les pays. Ainsi, au Burkina Faso, le salaire des contractuels est à peu près équivalent à celui des fonctionnaires alors qu'au Cameroun et au Mali il est quatre fois inférieur. En outre, il faut relever les niveaux de rémunération extrêmement bas des maîtres directement recrutés par les familles.

Tableau n° 4 : niveau de rémunération des enseignants du primaire selon le statut et le pays
(en unités de PIB / habitant)

Pays	Fonctionnaires	Contractuels de l'Etat	Maîtres des parents
Bénin	5,2	2,1	1,3
Burkina Faso	5,8	5,6	2,2
Cameroun	5,3	1,4	0,8
Congo	2,4	0,9	0,6
Côte d'Ivoire	4,8	-	-
Guinée	3,5	1,1	-
Mali	5,8	1,5	0,9
Niger	8,9	3,5	-
Sénégal	5,7	2,6	-
Tchad	8,2	-	2,3
Togo	6,4	3,3	1,3
Moyenne	5,6	2,4	1,3

Source : Mingat (2004)

La coexistence de deux catégories d'enseignants, recrutés par les pouvoirs publics, dont les niveaux de rémunération sont très éloignés, ne va pas sans poser de problème notamment quand on s'inscrit dans une perspective de long terme, surtout lorsqu'il ne faut pas perdre de vue les bénéfices en matière de scolarisation et de qualité de l'éducation.

3. Problématique et intérêt de l'étude

La réalisation de l'objectif du millénaire « Education Pour Tous » (EPT) est considérée comme devant conduire à l'accès et l'achèvement universels de la Scolarisation Primaire Universelle (SPU), ceci constituant une action majeure du développement humain. En 1990, objectif réaffirmé en 2000, la communauté internationale s'est engagée à fournir à chaque individu au monde une éducation en mesure de lui apporter les compétences indispensables dans la vie courante ; cela suppose que tous les enfants doivent non seulement aller à l'école, mais aussi, accéder à une éducation de qualité. Depuis lors, de nombreuses politiques ont été mises en œuvre pour favoriser la scolarisation : scolarité obligatoire, gratuité de l'enseignement de base d'abord pour les filles et ensuite pour tous les enfants quel que soit le sexe, etc. Le résultat de ces politiques est une explosion des effectifs d'élèves scolarisés dans le primaire, notamment, dans les pays en développement ; conséquence, tous les pays en développement ont été confrontés à un besoin massif de recrutement d'enseignants pour faire face à cette demande croissante d'éducation.

Au Bénin, les effectifs d'élèves et ceux d'enseignants ont évolué depuis 1996 de façon disproportionnée comme l'indique le tableau suivant :

Tableau n° 5 : évolution du ratio élèves/enseignants dans le primaire au Bénin entre 1996 et 2008

Années	1996	2000	2003	2008
Effectif des élèves	722161	911335	1233214	1501146

Années	1996	2000	2003	2008
Effectif des enseignants	13556	12924	16155	20938
ratio élèves/enseignant	53,27	70,51	76,34	71,69

Source : PASEC CONFEMEN, 2005, DPP/MEPS, 2010

Les données de ce tableau laissent évident le constat du déséquilibre entre l'effectif à scolariser et le personnel nécessaire pour assurer cette scolarisation, et donc la pertinence de la préoccupation relative aux enseignants.

Cette préoccupation relative aux enseignants est double dans la mesure où, dans certaines régions, le manque d'enseignants est susceptible d'entraver la scolarisation des enfants de sorte que, en recruter conduirait à progresser dans le sens des objectifs de l'EPT (selon les estimations de l'UNESCO / GMR, 2007, 77 millions d'enfants restent non scolarisés, dont à peu près la moitié vivent en Afrique subsaharienne). L'horizon 2015 fixé par cet objectif est peut-être jugé trop ambitieux; il se peut aussi que certains pays connaissent des difficultés particulières ; néanmoins, la dynamique en cours se présente comme une action importante de l'économie politique du développement. Suivant les données les plus couramment admises, les progrès sont déjà significatifs, le taux d'accès à l'école s'est accru de plus de 10 points en dix ans en Afrique subsaharienne. Les pays francophones d'Afrique, en particulier ceux du Sahel compris dans la zone franc CFA, semblent éprouver ici les plus sérieuses difficultés. En effet, dans la sous-région, le coût d'un instituteur exprimé en PIB per capita est en moyenne beaucoup plus élevé (2 à 3 fois même au cours de l'année 2000), que dans les pays d'Afrique anglophone, ainsi que dans les pays à faible revenu des autres régions du monde.

Dans ce mouvement sont soulevées les questions relatives au curriculum, aux langues d'instruction et à la pédagogie tout comme celles portant sur l'utilisation plus efficace des ressources existantes (classes à double flux, classes multigrades...). Mais, concernant la réalisation de l'objectif d'éducation pour tous, c'est l'équation posée par le recrutement d'enseignants en nombre suffisant et en qualité qui figure parmi les questions les plus ardues. A l'échelle de l'Afrique au sud du Sahara, il est question de recruter quelque quatre millions (4.000.000) d'enseignants d'ici 2015 pour pouvoir atteindre les objectifs de scolarisation primaire universelle (UNESCO, 2005). Pour y faire face, plusieurs pays du Sahel expérimentent le recrutement et la mise en service de « nouveaux enseignants ». Derrière de multiples vocables (volontaires de l'éducation, maîtres contractuels, maîtres communautaires), il s'agit essentiellement de recourir à un personnel enseignant non fonctionnaire à moindre coût afin d'être en mesure d'élargir l'accès et de répondre aux besoins de massification et de démocratisation de l'éducation.

A défaut de pouvoir augmenter de manière suffisante les ressources ou de réviser à la baisse les objectifs de scolarisation, les pays s'efforcent de réduire les coûts unitaires dans lesquels la marge de manœuvre la plus importante est représentée pour les coûts des enseignants. Evidemment une telle option n'est pas sans risques. A côté des risques politiques, sont souvent évoqués des risques sociaux et ceux liés à la qualité qui menaceraient la stabilité des systèmes.

En dépit de ces interrogations, le recrutement « d'enseignants non fonctionnaires » se poursuit et, dans certains pays, il tend à devenir le mode principal, voire unique de recrutement. Cette stratégie a permis de résorber le déficit de scolarisation et parfois à renverser la tendance à la déscolarisation constatée dans certains pays. Selon Bourdon et Nkengné Nkengné (2007), en 2005, on dénombrait dans le personnel enseignant au Bénin, 50,4% d'enseignants fonctionnaires de l'Etat, 23,8% de contractuels d'Etat et 25,7% d'enseignants communautaires. Au cours d'un séminaire international sur

la professionnalisation des enseignants de l'éducation de base Gottelmann et Duret (2004) écrivaient qu'au Bénin, suite à l'accélération du recrutement d'enseignants non titulaire au début du millénaire, le ratio élèves /maître s'est amélioré non seulement au niveau global mais particulièrement dans les régions caractérisées par les ratios élèves/maîtres les plus élevés en 2001/2002 (Atacora-Donga, Mono-Couffo Zou-Collines Borgou-Alibori). Au niveau national, le rapport élèves/maîtres est passé de 55,3 en 2001-2002 à 52,7 en 2003-2004 (Gottelmann et Duret, 2007).

Toujours sur le plan quantitatif, les données extraites du rapport du Pôle de Dakar (2009) intitulé : le défi enseignant montrent pour beaucoup de pays dont le Bénin que des dizaines de milliers d'enfants, voire même des centaines de milliers pour certains pays sont scolarisés du fait de ces recrutements d'enseignants non fonctionnaires. Au Bénin, ce nombre est considérable puisqu'il conduit à 37 % d'enfants scolarisés en plus par le pays en 2006. En moyenne,

Les modalités de recrutement d'enseignants contractuels sont maintenant non seulement fixées en termes réglementaires, mais encouragées dans beaucoup de pays. En effet, beaucoup de gouvernements ont fait l'option de ne recruter que des enseignants non fonctionnaires pour les postes nouveaux. Les enseignants fonctionnaires sont recrutés au prorata des départs à la retraite du personnel d'encadrement. Il faut souligner que ces enseignants sous contrat ont des qualifications moindres et sont employés dans des conditions moins favorables que les enseignants titulaires. Ils ne sont pas fonctionnaires et dans la plupart des cas leurs contrats se limitent à un ou deux ans, avec le plus souvent la possibilité de les renouveler. Leurs salaires sont considérablement plus faibles que dans la fonction publique, et ils bénéficient rarement des mêmes droits au travail (perspectives de carrière plus incertaines voire inexistantes et de moins d'avantages sociaux).

Le recours à cette catégorie d'enseignants est censée contribuer à relever un double défi auquel de nombreux pays en développement sont en effet confrontés à présent : (i) mobiliser un grand nombre d'enseignants requis pour la scolarisation de tous alors que les institutions de formation des maîtres ne sont généralement pas en mesure de « produire » ces personnels au rythme exigé, et (ii) contenir l'augmentation galopante des dépenses salariales de l'Etat liée à la croissance de la demande d'enseignants. Elle soulève cependant de nombreuses critiques au sein du corps enseignant et dans d'autres milieux, qui mettent en doute tant la qualité de l'enseignement dispensé par ces « nouveaux enseignants », leurs comportements dans l'exercice de leur fonction que leur contribution réelle à l'atteinte de l'objectif de scolarisation pour tous.

La question centrale est de savoir quelle est l'efficacité du recours à cette nouvelle catégorie d'enseignants au Bénin? Plus spécifiquement, des réponses seront apportées à deux questions fondamentales :

- quelles ont été les conséquences de la contractualisation de la fonction enseignante sur le comportement d'offre de travail des enseignants du primaire ?
- la contractualisation de la fonction enseignante contribue-t-elle plus à l'acquisition de compétences chez les élèves du primaire et à l'amélioration de l'efficacité de la production éducative?

L'intérêt de la présente étude est à la fois théorique, méthodologique et politique. D'abord, du point de vue théorique, cette recherche intègre à la fois les questions d'offre de travail au-delà de l'approche statique néoclassique du marché du travail et une application de la théorie du capital humain à travers une analyse du canal par lequel le facteur « enseignant » agit sur la qualité du produit éducation. Ensuite, du point de vue méthodologique, elle explore les effets des contrats de travail sur les acteurs du marché du travail par les méthodes économétriques modernes, et met à contribution les nouveaux développements de l'analyse des frontières d'efficacité, notamment les méthodes de frontières

stochastiques. Enfin, du point de vue de politique publique, l'étude apporte une contribution à l'analyse de la production du capital humain dans les pays en développement qui ont pour la plupart fait l'option de l'utilisation de cette nouvelle catégorie d'enseignants. Nous limitons notre analyse du cas du Bénin à l'enseignement primaire.

4. Objectifs et hypothèses de la recherche

4.1. objectifs

Au regard des questions de recherche, l'objectif général de la recherche que nous avons entreprise est d'analyser la politique de contractualisation de la fonction enseignante au Bénin tant en rapport avec les objectifs de l'employeur qu'est l'Etat qu'avec le comportement du travailleur. De façon spécifique, il s'agit de:

- apprécier l'impact du statut de l'enseignant sur l'offre de travail de ce dernier.
- apprécier l'impact du statut de contractuel des enseignants sur la réalisation des objectifs de l'employeur notamment l'acquisition de compétences chez les élèves et l'efficacité de la production éducationnelle.

4.2. Hypothèses

En relation avec les objectifs de notre étude, nous faisons les hypothèses suivantes:

- le statut de contractuel réduit l'offre de travail en augmentant l'absentéisme de l'enseignant par rapport au statut de fonctionnaire.
- les enseignants contractuels contribuent moins à l'acquisition de compétence chez les élèves que les enseignants fonctionnaires d'Etat.
- le recours aux enseignants contractuels réduit l'efficacité de la production éducative.

5. Approche méthodologique

La présente étude portant sur l'analyse de la politique de contractualisation de la fonction enseignante se veut une étude essentiellement microéconomique ; à cet effet, la démarche méthodologique est essentiellement une démarche microéconométrique combinant aussi bien l'exploitation de données individuelles sur les élèves et les enseignants, mais aussi celle de données sur les écoles et les classes. Les données proviennent de la base de données du PASEC et sont relatives à un échantillon d'élèves, un échantillon de maîtres et à un échantillon de classes.

5.1. Description de la base de données et des informations

La base de données du PASEC a été constituée à l'aide d'une enquête menée par le PASEC CONFEMEN dans les écoles primaires au Bénin dans le but de collecter le maximum d'informations sur le système éducatif de l'enseignement primaire.

La procédure d'échantillonnage utilisée par le PASEC est un sondage stratifié à deux degrés ou sondage stratifié en grappes⁶. Le principe du sondage en grappe est de retenir dans un premier temps

⁶ Il ne s'agit pas ici de grappes dans le sens propre du terme où l'on enquête tous les élèves d'une classe choisie

un ensemble d'écoles proportionnellement à leurs poids en nombre d'élèves de 2^{ème} année et de 5^{ème} année.

Le PASEC a retenu un échantillon de 150 écoles primaires. Lorsqu'une école est choisie, s'il y a plusieurs classes de 2^{ème} ou de 5^{ème} année, une de ces classes est tirée au sort pour chaque niveau d'étude. On procède ensuite au tirage d'un nombre fixe d'élèves dans chacune des classes (15). Si le nombre d'élèves est compris entre 8 et 15 alors on enquête tous les élèves, si le nombre est inférieur à 8, on tire une autre classe dans l'école. Pour le cas du Bénin, notons que quatre critères de stratification ont été retenus. Ce sont le statut de l'école (public/privé) ; l'appartenance régionale (découpage départemental); l'organisation pédagogique des classes (multigrade/non multigrade) et l'organisation de l'école (cycle complet/incomplet).

Sur la base de ces éléments, un échantillon de 4132 élèves répartis en 2034 élèves de 2^{ème} année et 2098 élèves de 5^{ème} année a été tiré, ce qui a permis la constitution de plusieurs bases dont la « base élèves » et la « base maître ».

Le PASEC a administré trois types de questionnaire respectivement aux élèves, aux maîtres et aux directeurs d'école. Ces trois types de questionnaires ont permis de constituer les bases « élèves », « maîtres » et « directeurs ».

La base « élève » comporte les informations relatives aux caractéristiques personnelles de l'élève, son milieu familial, sa scolarité antérieure, ses conditions personnelles de scolarisation, les caractéristiques de son enseignant, celles de sa classe, de son établissement, l'organisation pédagogique, etc.

La base « maître » comporte les informations relatives à l'enseignant telles ses caractéristiques personnelles, celles de sa fonction, celles de son environnement, etc.

Enfin la base globale qui regroupe aussi bien les données sur les élèves, les classes, les enseignants et les directeurs d'école comportent l'ensemble des informations sur tout le système éducatif primaire.

5.2. Démarche globale d'investigation

Les approches modernes de la recherche en éducation, qui s'efforcent de répondre aux questions importantes liées à la qualité de l'éducation, tendent à se ranger dans deux grandes catégories:

- les approches «qualitatives/anthropologiques», qui cherchent à réaliser des études de cas approfondies sur les processus éducatifs et la dynamique des interactions entre parties prenantes telle qu'elle est vécue par les élèves et leurs enseignants dans un établissement scolaire donné, pour permettre aux acteurs de chaque établissement de corriger les lacunes et d'améliorer leurs prestations ;
- les approches «quantitatives/empiriques», qui essaient de mesurer les principaux résultats éducatifs obtenus ainsi que d'autres paramètres relatifs à l'organisation et au fonctionnement des systèmes d'enseignement et d'analyser les liens (corrélations, coïncidences) entre les résultats et les variables caractéristiques des systèmes d'enseignement.

Dans le cadre de la présente recherche, nous utilisons une approche «quantitative/empirique». Son principal objectif est d'estimer l'influence des principaux facteurs agissant sur l'ampleur de l'absentéisme des enseignants, les acquisitions des élèves et l'efficacité de la production éducative dans l'enseignement primaire au Bénin. A cet effet, partant des données d'enquêtes du PASEC CONFEMEN

Bénin de 2004-2005, nous estimons une série de modèles économétriques ayant chacun pour objectif la vérification d'une hypothèse de recherche. Il s'agit d'abord d'un modèle Tobit dans le but d'appréhender l'effet du statut de l'enseignant sur son absentéisme. Ensuite, nous recourons à la transformation de Box Cox (1964) pour déterminer la forme fonctionnelle d'une fonction de production éducative qui sera estimée par des méthodes prenant en compte d'éventuels biais d'endogénéité, le but étant d'identifier l'impact du type de contrat sur l'acquisition de compétence chez l'élève. Enfin, le recours à un modèle de frontière stochastique nous permettra d'estimer l'impact du type de contrat de l'enseignant sur l'efficience de la production éducative au primaire.

6. Structure de la thèse

La présente thèse est structurée en trois chapitres consacrés respectivement à la vérification des hypothèses de recherche et relatifs dans l'ensemble à l'objectif d'efficacité interne du système éducatif. La structure que nous adoptons est guidée par une décomposition de l'objectif général qui, rappelons-le, consiste en une analyse de la contractualisation de la fonction enseignante au niveau primaire au Bénin.

Bien qu'une analyse de la contractualisation puisse avoir une dimension multiple, nous retenons ici les axes qui découlent de l'objectif que vise l'Etat, employeur des enseignants qui internient dans les écoles publiques. En effet, en recourant aux enseignants contractuels dans le système éducatif, au-delà de la volonté d'atteindre les objectifs d'Education Pour Tous (EPT), l'employeur a à cœur le souci de la qualité de l'éducation, condition nécessaire pour une efficacité externe du système éducatif. Cet objectif de qualité nécessite une contribution réelle du facteur enseignant à la production d'éducation, ce qui ne saurait être effectif si l'enseignant est absentéiste.

Au regard de ce qui précède, une évaluation de la contractualisation de la fonction enseignante peut vraisemblablement porter non seulement sur la propension des enseignants à s'absenter, mais aussi sur leur contribution à la performance des élèves. Nous adoptons alors une structuration en trois chapitres.

Le premier chapitre est consacré à l'impact de la contractualisation de la fonction enseignante sur le comportement d'offre de travail des enseignants du primaire à travers l'analyse de leur absentéisme ; il s'agit dans cet essai de rechercher si le statut de contractuel est de nature à encourager davantage l'absentéisme chez l'enseignant du primaire par rapport au statut de permanent.

Dans le second chapitre consacré à l'impact de la contractualisation de la fonction enseignante sur l'acquisition de performance chez les élèves, il est question d'évaluer la contribution des enseignants à l'acquisition de compétence chez les élèves selon le type de contrat sous lequel se trouve l'enseignant afin de porter un regard appréciatif sur l'efficacité de la politique de contractualisation sur le produit de l'éducation incarné par l'apprenant.

Enfin, un troisième et dernier chapitre s'intéresse à l'analyse de l'efficience de la production éducative en relation avec le type de contrat de l'enseignant ; ce dernier chapitre fournit tout comme le précédent, des éléments d'appréciation sur l'intérêt de la politique de contractualisation relativement aux objectifs de l'employeur qu'est l'Etat.

Chapitre 1

Contractualisation de la fonction enseignante et absentéisme des enseignants

Introduction

L'absentéisme augmente depuis plusieurs décennies aussi bien dans les pays en développement que dans les pays développés. Ce phénomène constitue des pertes énormes de temps avec des conséquences à la fois sur le revenu du salarié et sur les bénéfices de la firme, conséquences qui ont engendré selon les statistiques en 2005 près de 70 milliards de francs de perte en finance publique à l'Etat Béninois⁷. En dépit de ces coûts, peu d'économistes se sont intéressés à ce sujet pour en connaître les véritables raisons et les conséquences. Dès lors, un certain nombre de travaux empiriques et théoriques ont vu le jour autour de deux théories : la plus développée pour expliquer l'absentéisme des salariés est sans aucun doute la théorie de l'offre de travail statique néoclassique basé sur le choix individuel entre consommation et loisir. La majorité des études empiriques en économie a été orientée sur ce modèle et sur les effets des différents termes du contrat qui unit l'employeur et l'employé. Une contribution importante au développement de cette théorie est celle d'Allen en 1981. Selon celle-ci, l'absentéisme survient quand l'employé doit travailler plus que ce qu'il souhaite travailler durant une période donnée, la réaction du travailleur étant de s'absenter pour ajuster son offre de travail optimale à celle que lui impose le contrat. Dunn et Youngblood le démontrent empiriquement en 1986. La seconde théorie la plus étudiée est la théorie du salaire d'efficience qui met en évidence le comportement de « tir au flanc » : l'employé évite le travail tant que le salaire n'est pas suffisant pour compenser l'effort qu'il doit consentir pour venir travailler.

La théorie d'offre de travail statique néoclassique de base est une façon d'appréhender l'absentéisme qui manque de certains développements pour dépendre la réalité ; bien qu'elle prend en compte certaines caractéristiques du travail telles que le niveau de salaire, le temps contractuel et les sanctions en cas d'absences, d'autres aspects des relations de travail susceptibles d'agir sur la satisfaction du travailleur dans l'exercice de sa fonction et par ricochet sur son comportement en termes d'assiduité sont moins explorés par cette théorie.

Le présent chapitre consacré à la relation entre la contractualisation de la fonction enseignante et l'absentéisme des enseignants se propose de combler cette limite de la théorie néoclassique. Après une synthèse de la littérature sur l'analyse de l'absentéisme, nous procédons à une étude empirique dont l'objet est d'appréhender l'impact du type de contrat qui le lie à l'Etat qui est son employeur, sur son comportement d'absentéisme, dans le cas de l'enseignement primaire au Bénin.

7 Statistiques du ministère de la Réforme Administrative, 2005.

1. L'analyse économique de l'absentéisme du travailleur : une revue de littérature

Le point de départ de l'analyse économique est la théorie économique ; de ce fait, il nous semble fondamental de structurer une revue de littérature sur l'absentéisme du travailleur en commençant par une revue des modèles théoriques ayant servi à expliquer le comportement d'absentéisme du travailleur. Une fois la revue théorique présentée, un exposé des spécifications empiriques sera ébauché dans le but de comprendre les méthodes par lesquelles les économistes ont traduit les résultats théoriques fournis par les modèles théoriques dans le but de les confronter aux réalités. Enfin, la revue des travaux empiriques permettra d'explorer les divers résultats obtenus de la confrontation des éléments théoriques aux faits à travers les spécifications empiriques.

1.1. La revue des modèles théoriques

Comme le soulignent Brown et Sessions (1996) dans leur synthèse, la littérature économique est longtemps restée discrète sur l'étude de l'absentéisme et de ses causes, contrairement à d'autres disciplines des sciences sociales. Un premier courant, datant des années 1970, s'est appuyé sur le modèle standard d'arbitrage travail/loisir et fait dépendre la propension à être absent de l'écart entre, d'une part, la durée contractuelle liant le salarié à son employeur et, d'autre part, la durée optimale pour l'individu, celle maximisant son utilité sous contrainte budgétaire. Les travaux empiriques sur cette idée théorique se sont développés au cours des années 1980 (voir par exemple Dunn et Youngblood, 1986). Un second courant a pris comme point de départ le modèle dit du « tire-au-flanc » (*shirking model*) développé par Shapiro et Stiglitz (1984) ; le salarié choisit le niveau d'effort qu'il doit fournir pour accomplir ses tâches ; le « tire-au-flanc » est celui qui maximise son utilité en fournissant l'effort minimal. Les travaux sur l'absentéisme qui se fondent sur ce modèle ont en commun de considérer l'absence comme révélant le niveau d'effort fourni par le salarié. Dans ce contexte, et à partir du moment où l'employeur ne peut pas le connaître avec certitude, le problème peut se poser en termes d'aléa moral. Plusieurs auteurs l'ont fait et ont alors centré leurs analyses sur les moyens d'en limiter les effets supposés. Dans les années 90, Barmby et al. (1994) procèdent à un enrichissement du cadre théorique découlant du modèle de Shapiro et Stiglitz en faisant dépendre la fonction d'utilité du travailleur de son revenu, du loisir et de son état de santé. Plus récemment, Case et Deaton (2005) tentent de prendre en compte simultanément les dimensions travail et santé dans un modèle théorique en adoptant le modèle de Grossman (1972) sur l'évolution de l'état de santé.

1.1.1. Le modèle de base d'arbitrage travail-loisir de Allen (1981)

L'un des modèles théoriques les plus anciens d'absentéisme du travailleur a été proposé initialement par Allen (1981a). Selon l'auteur, les employeurs portent un intérêt au moment et à la durée de travail de leurs employés. En conséquence, à chaque offre d'emploi correspond aussi bien un programme de travail qu'un taux de salaire. Dès lors que la recherche d'emploi a un coût, un travailleur accepterait une offre d'emploi même bien qu'au nombre d'heures de travail contractuel (t_c), son taux marginal de substitution entre la consommation et le loisir n'est pas égal au salaire. Lorsqu'un travailleur accepte une durée contractuelle au-delà du nombre d'heures qu'il désire, il a tendance à aller plus vers le loisir ; une manière de le faire est de s'abstenir au travail.

Même si t_c est inférieur ou égal au temps de travail qu'il désire, il peut tout de même choisir de s'abstenir par moment. L'absentéisme a pour conséquence la baisse de la production lorsque le travailleur absent est remplacé par un autre travailleur moins efficace ou n'est pas du tout remplacé. Dans ce modèle, qui s'inscrit dans le cadre néoclassique, les absences au travail permettraient « une réallocation du temps en évitant de constantes renégociations du contrat de travail et sans recherche d'un nouvel emploi » (Stephan, 1992) ; l'absentéisme est vu comme un moyen pour le salarié d'ajuster à la baisse son nombre d'heures de travail, lorsque le temps de travail contractuel est supérieur au volume horaire souhaité. Le salarié est supposé maximiser une fonction d'utilité du type :

$$U = U(C, L) \quad (1.1)$$

où C représente la consommation, et L le temps de loisir.

En cas d'absence non prévue, le salarié s'expose à des sanctions. Ces sanctions (D), qui peuvent se traduire par une moindre probabilité de promotion et par un risque accru de licenciement, sont déterminées à partir de la fonction suivante :

$$D = D(T_a) \text{ avec } D' \geq 0, D'' \geq 0, D(0) = 0 \quad (1.2)$$

T_a représente le temps d'absence.

La contrainte budgétaire du salarié s'écrit :

$$C + D(T_a) = w(T_c - T_a) + R \quad (1.3)$$

où w est le taux de salaire, T_c est le temps de travail contractuel et R désigne le revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu.

La contrainte de temps est donnée par :

$$T = T_c + T_l \quad (1.4)$$

où T est le temps total disponible et T_l représente le temps de loisir lorsque $T_a = 0$ (c'est-à-dire $T_c + T_l = L$).

Le salarié cherche à maximiser (1.1) sous les contraintes (1.3) et (1.4), soit

$$\begin{aligned} \text{Max} U &= U(C, L) \\ \text{s.c} \left\{ \begin{array}{l} C + D(T_a) = w(T_c - T_a) + R \\ T = T_c + T_l \\ D' \geq 0, D'' \geq 0, D(0) = 0 \end{array} \right. \quad (1.5) \end{aligned}$$

La résolution de ce programme (cf. Allen, 1981a, p. 79) permet de conclure que le temps d'absence est fonction de w , R , T_c et D . Plus précisément, les prédictions du modèle sont les suivantes :

- l'impact d'une variation du taux de salaire reste indéterminé, les effets de revenu et de substitution étant de signe opposé ;
- une hausse des autres revenus a pour effet d'accroître le temps d'absence, considéré ici comme un bien normal ;
- l'effet d'une augmentation du temps de travail contractuel est également positif (puisque, l'utilité marginale étant décroissante, la satisfaction associée à une unité de loisir supplémentaire est plus élevée) ;
- tout accroissement des sanctions est, au contraire, de nature à réduire le temps d'absence.

Les indemnités journalières de maladie, lorsqu'elles sont introduites dans un tel modèle, ont pour effet de réduire le coût de l'absence pour le salarié et donc d'accroître la probabilité que celui-ci ajuste ainsi à la baisse son temps de travail (Johanson et Palme, 1996 et 2002). De même, la prédiction théorique quant au rôle des sanctions conduit à avancer l'hypothèse d'une relation positive entre le degré de rigueur de la législation en matière de protection de l'emploi et la probabilité d'absence.

Une des critiques adressées à ce modèle est la non prise en compte de l'état de santé du salarié. Des extensions visant à intégrer ce facteur ont été proposées par plusieurs auteurs. Ainsi, Chatterji et Tilley (2002) ont introduit dans l'analyse un indice de morbidité, et ce, en faisant l'hypothèse que la préférence de l'individu pour le loisir est d'autant plus marquée que celui-ci est en moins bonne santé (d'où une probabilité d'absence croissante avec la morbidité). De même, Case et Deaton (2005) introduisent l'effet maladie et respécifient le modèle.

1.1.2. Le modèle de Shapiro Stiglitz (1984)

Le modèle de Shapiro Stiglitz (1984) dont l'objectif principal était de justifier la persistance du chômage involontaire et de la rigidité des salaires en s'appuyant sur la structure de l'information entre l'employeur et l'employé met à l'évidence une relation d'agence entre ces deux partenaires de l'entreprise. La firme va donc mettre en place une politique salariale incitative avec des salaires supérieurs à ceux proposés par le marché. La justification d'une telle politique est le fait que sous l'hypothèse de marché concurrentiel, la pire des situations pour un employé est d'être licencié. Or comme il peut être réembauché immédiatement et au même salaire, et ne payant aucune pénalité pour sa mauvaise conduite, les employés choisiront de tricher. Pour parer à cette tricherie des employés, la firme va donc payer un salaire supérieur au salaire du marché. Dans ce cas, si un employé triche et est surpris, il sera licencié. Même en présence du chômage, si toutes les firmes paient le même salaire, l'employé qui triche supportera toujours les pénalités car il n'est pas évident qu'il soit réembauché immédiatement. Ainsi, c'est l'existence de l'équilibre du sous emploi et la menace de licenciement qui constituent pour Shapiro et Stiglitz une méthode de discipline de l'employé; lequel est donc contraint de fournir l'effort maximal afin que la firme puisse réaliser le maximum de profit. Ces résultats découlent du modèle principal – agent développé par les auteurs. Dans ce modèle, la firme joue le rôle du principal et l'employé celui de l'agent.

— Les employés

Il y a un nombre fixe et identique N d'employé. L'effort fourni par les employés leur procure de la désutilité mais la consommation des biens et services leur procure de l'utilité. En supposant que l'employé est neutre face au risque et que sa fonction d'utilité est séparable, nous pouvons à l'aide d'une normalisation adéquate écrire l'utilité d'un employé par :

$U(w, e) = w - e$. L'effort est supposé discret et prend la valeur nulle pour l'effort minimal ou une valeur strictement positive. Lorsque le travailleur est au chômage, il reçoit les bénéfices du chômage \bar{w} et un niveau d'effort $e = 0$. Chaque travailleur est soit chômeur soit employé. La probabilité exogène que l'employé perde son emploi pour une quelconque raison est b par unité de temps.

Les travailleurs maximisent la fonction d'utilité espérée actualisée avec un taux d'escompte $r > 0$, laquelle est supposée continue et donnée par l'expression suivante :

$$W = E \left(\int_0^{\infty} U[w(t), e(t)] \exp(-rt) dt \right) \quad (1.6)$$

— La décision d'effort des employés

Le seul choix que l'employé peut faire est celui de son niveau d'effort, lequel est discret par hypothèse.

Si l'employé ne triche pas, il reçoit un salaire w et il sera retenu dans l'entreprise jusqu'à ce qu'un facteur exogène survenant avec la probabilité b cause son départ.

Si l'employé triche, il y a une probabilité q qu'il soit détecté et s'il est surpris, il sera licencié (et mis au chômage). La probabilité par unité de temps d'obtention d'un emploi lorsqu'on est au chômage détermine la durée espérée du chômage. Choissant un niveau d'effort qui maximise son utilité, le travailleur doit donc comparer son utilité lorsqu'il triche et celle lorsqu'il ne triche pas.

Soit V_E^N l'utilité tout au long de la vie de l'employé qui ne triche pas, V_E^S l'utilité tout au long de la vie de l'employé qui triche et V_U son utilité lorsqu'il est au chômage. Les équations des fonctions d'utilité sont données par :

$$rV_E^S = w + (b + q)(V_U - V_E^S) \quad (1.7)$$

De ces deux équations, peuvent être dérivées les expressions des fonctions d'utilité suivante :

$$V_E^S = \frac{w + (b + q)V_U}{r + b + q} \quad (1.8)$$

L'employé choisira de ne pas tricher si $V_E^N \geq V_E^S$, ce qui n'est autre que la condition non tricherie. La résolution de cette inéquation nous donne la condition de non tricherie suivante :

$$V_E^N = \frac{(w - e) + bV_U}{r + b} \quad (1.9)$$

$$w \geq rV_U + (r + b + q)e/q \equiv \hat{w} \quad (1.10)$$

Cette condition de non tricherie prend aussi la forme suivante :

$$q(V_E^S - V_U) \geq e \quad (1.11)$$

L'expression (1.12) souligne les implications de base de la condition de non tricherie ; à moins qu'il n'y ait une pénalité associée au chômage pour chaque tricheur. En d'autres termes, si un individu peut immédiatement obtenir un emploi après avoir été licencié, c'est-à-dire si $V_U = V_E^S$, la condition de non tricherie peut ne jamais être satisfaite.

Quant à l'équation (1.11), elle a plusieurs interprétations. Elle indique que si la firme paie un salaire suffisamment élevé, l'employé ne trichera pas. Ainsi, le salaire critique \hat{w} est :

- une fonction positive et croissante du niveau d'effort ;
- une fonction positive et croissante de V_U ;
- une fonction positive mais décroissante de la probabilité q d'être licencié après avoir été surpris en train de tricher ;
- une fonction croissante et positive du taux d'escompte r ;

— une fonction positive et croissante du taux exogène de licenciement ou de démission b .

▸ Les employeurs

Il y a M firmes identiques, $i = 1, \dots, M$. Chaque firme a une fonction de production $Q_i = f(L_i)$, laquelle génère une fonction de production agrégée donnée par : $Q = \sum_{i=1}^M f_i(L_i)$ où L_i est le nombre d'employé de la firme i et nous supposons que chaque employé contribue à hauteur d'une unité de travail effectif s'il ne triche pas, et ne contribue pas du tout sinon⁸. Ainsi, les firmes compétissent en offrant une rémunération sous la contrainte que les employés ne trichent pas. Nous supposons que $f'(N) > e$, ce qui signifie que tous les travailleurs sont efficaces. L'effort n'est pas contrôlable directement mais plutôt indirectement via la production.

La politique salariale de la firme est basée sur le salaire w reçu par les travailleurs et sur le bénéfice du chômage \bar{w} . Chaque firme trouve son optimum en licenciant tous les employés qui tirent au flanc, puisque l'autre alternative qui consiste à réduire le salaire va conduire les employés disciplinés à tirer aussi au flanc. De l'équation (1.11), nous remarquons que chaque firme offrira le bénéfice du chômage minimal afin de maintenir le salaire de la condition NSC⁹ au minimum. Ceci se justifie par le fait qu'une augmentation de \bar{w} augmentera V_U et par conséquent le salaire de NSC, w . Ayant offert \bar{w} minimum, une firme prise individuellement va payer un salaire de sorte que l'employé offre un niveau d'effort $e > 0$ c'est-à-dire $w = \hat{w}$; ce qui satisfait la condition de NSC.

La demande de travail de la firme est donnée par l'équation de la productivité marginale du travail, laquelle est égale au coût d'embauche d'un employé additionnel. Ce coût inclut le salaire ainsi que les bénéfices du chômage. Pour $\bar{w} = 0$, la demande de travail est donnée par $f'(L_i) = \hat{w}$ pour une firme individuelle et de façon agrégée par $F'(L) = \hat{w}$.

Lorsque $\bar{w} > 0$, l'expression de la productivité marginale sera donnée par :

$$f'(L_i) = w + \bar{w}b/(a+r) \quad (1.12)$$

où a est la probabilité par unité de temps pour le travailleur licencié d'obtenir à nouveau un emploi.

▸ Equilibre du marché

L'équilibre du marché consiste à déterminer le niveau d'emploi ainsi que le salaire. Avant cette détermination, quelques commentaires méritent d'être faits. Si le salaire est élevé, les employés revaloriseront leur travail pour au moins deux raisons. La première est que le salaire est élevé c'est-à-dire supérieur au bénéfice du chômage \bar{w} et la seconde est le faible niveau d'emploi (dû à la faible demande de travail au taux de salaire élevé. La conséquence pouvant être la longueur de la durée du chômage en cas de perte de son emploi).

Inversement, si le salaire est faible, les travailleurs tenteront de tirer au flanc pour au moins deux raisons. La première tient au fait qu'avec des salaires faibles, travailler est très proche du chômage. Pour ce qui est de la deuxième raison, avec les faibles salaires, le niveau d'emploi est élevé à cause de la forte demande de travail impliquant une courte durée de chômage en cas de perte de son emploi. Dans une telle situation, la firme a intérêt à accroître leur salaire afin d'égaliser au moins la condition de NSC.

L'équilibre s'établit lorsque chaque firme, prenant comme donné le niveau de salaire et d'emploi des autres firmes trouve son optimum en offrant le salaire en vigueur plutôt qu'un salaire différent.

⁸ Cette hypothèse est une simplification de la réalité.

⁹ Signifie No Shirking Condition ; qui est la condition pour laquelle l'employé ne tire pas au flanc.

La variable clé qui détermine le comportement individuel d'une firme est V_U . L'équation de V_U est donnée de façon analogue à celle de (1.7) et (1.8) par :

$$rV_U = \bar{w} + a(V_E - V_U) \quad (1.13)$$

Où a est comme précisé plus haut, la probabilité d'obtenir un emploi et V_E est l'utilité espérée d'un travailleur employé, lequel est égal à V_E^N à l'équilibre. De la résolution en V_U et V_E des équations (1.10) et (1.14), nous obtenons :

$$rV_E = \frac{(w - e)(a + r) + \bar{w}b}{a + b + r} \quad (1.14)$$

$$rV_U = \frac{(w - e)a + \bar{w}(b + r)}{a + b + r} \quad (1.15)$$

En substituant l'expression (1.16) dans la condition de NSC (1.11), nous obtenons la condition de NSC agrégée donnée par:

$$w \geq \bar{w} + e + e(a + b + r)/q \quad (1.16)$$

L'équation (1.17) suscite les commentaires préliminaires suivants : plus le niveau d'effort est élevé plus le salaire critique l'est aussi. Plus le taux de détection du travailleur tricheur est grand plus le salaire critique l'est aussi. Le salaire critique croît avec le bénéfice du chômage \bar{w} et le taux de démission b .

Si le bénéfice du chômage est élevé, l'utilité espérée d'un individu au chômage V_U est élevée et la punition associée au fait de devenir chômeur est faible. Pour amener l'individu à ne pas tirer au flanc, la firme doit payer un salaire élevé.

Si a est la probabilité par unité de temps d'obtenir un emploi, $1/a$ est la durée espérée d'être au chômage. Plus la durée du chômage est grande, plus le coût du chômage l'est aussi et le salaire pour éviter la tricherie est faible.

Le paramètre a est plus fondamental à l'équilibre. A l'état stationnaire, le flux dans le bassin du chômage est bL où L est l'emploi agrégé. La sortie du chômage par unité de temps est $a(N - L)$ où N est l'offre total du travail. L'expression de a est donnée par l'égalité entre le flux dans le chômage et la sortie du chômage c'est-à-dire $bL = a(N - L)$ et on obtient

$$a = bL/(N - L) \quad (1.17)$$

En substituant cette expression dans (1.17), nous obtenons l'expression de NSC suivante :

$$w \geq \bar{w} + e + \frac{e}{q} \left(\frac{bN}{N - L} + r \right) = \bar{w} + e + \left(\frac{e}{q} \right) \left(\frac{b}{u} + r \right) \equiv \hat{w} \quad (1.18)$$

Où $u = \frac{(N - L)}{N}$ est le taux de chômage.

Il est aisé de constater que la condition agrégée de NSC est incompatible avec le plein emploi. Si $N = L$, $a \rightarrow +\infty$, $u = 0$, et ainsi, tout employé qui tire au flanc et qui est licencié trouvera immédiatement un autre emploi. Sachant cela, l'employé va préférer tirer au flanc.

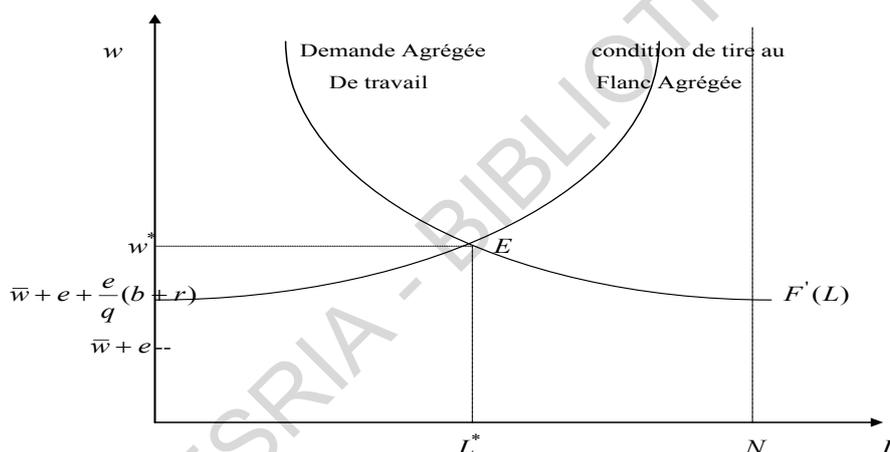
Chaque firme prenant le taux agrégé d'acquisition de l'emploi a comme donné doit offrir au moins le salaire \hat{w} . La demande de travail de la firme détermine le nombre d'employé embauché à ce salaire. L'équilibre se réalise à l'intersection de la demande agrégée de travail et de la condition agrégée de NSC. Pour $\bar{w} = 0$, l'équilibre est atteint lorsque :

$$F'(L) = e + \left(\frac{e}{q}\right)\left(\frac{bN}{N-L} + r\right) \quad (1.19)$$

Le point E d'équilibre est observé sur le graphique n°2. Il est important de savoir et de comprendre les forces qui font de E l'équilibre. Pour la firme, il n'y a pas un niveau de salaire supérieur à w^* car à ce salaire, les employés fournissent un niveau d'effort $e > 0$, la demande de travail de la firme est entièrement satisfaite et la productivité obtenue est optimale. Par contre, si la firme diminue le salaire en dessous de w^* , cela pousserait les employés à tirer au flanc et engendrerait une perte de productivité pour la firme car le niveau d'effort serait $e = 0$ et la production serait nulle.

Du côté de l'employé, le chômage est involontaire. Certains sans emploi pourraient être satisfaits de travailler au salaire w^* ou même en dessous, mais ne pourront pas faire une promesse ferme de ne pas tirer au flanc à ce salaire.

Graphique n° 2 : Chômage d'Equilibre dans un Modèle de Tire au Flanc



Source : Shapiro et Stiglitz (1984)

La limite de ce raisonnement tient au fait qu'il postule la transparence du marché du travail. Or les faits montrent qu'en réalité, le marché du travail, s'il existe au sens de la théorie néoclassique, ne saurait être aussi transparent compte tenu des multiples asymétries d'informations qui le caractérisent.

1.1.3. Le modèle étendu d'arbitrage de Barmby et al. (1994)

Le modèle considère des individus homogènes, neutres par rapport au risque, et maximisateurs d'utilité, dotés d'un stock de temps T, qu'ils affectent entre travail et loisir. L'utilité est fonction croissante du revenu et du loisir, les individus attachant un poids à un paramètre δ représentant leur niveau général de santé. δ est croissant avec la maladie et distribuée de façon aléatoire sur $[0,1]$, δ tendant vers 1 pour une grande importance accordée au loisir. La fonction d'utilité est sous la forme :

$$U = (1 - \delta)x + \delta l \quad (1.20)$$

Où x désigne le revenu et l le loisir. Un travailleur potentiel signe un contrat exécutoire de travail spécifiant un salaire w, en échange d'une offre donnée d'effort. On ignore l'intensité et la qualité

de l'effort et pour simplifier, la productivité est le fait d'un simple service. Il n'existe aucun coût de licenciement et l'entreprise est autorisée à licencier tout travailleur qui n'exerce pas le nombre d'heures contractuelles de travail. Après la signature du contrat, mais avant la production, chaque travailleur se rend compte de son état de santé et maximise ex-post son utilité en s'absentant au travail. Aucun contrat ne peut être renégocié. Deux situations sont possibles :

- tout travailleur qui s'absente au travail avec un état « acceptable » de maladie est autorisé à percevoir une indemnité de maladie s versée par l'entreprise. L'indemnité de maladie est exogène et payable à tout travailleur pour lequel $\delta > \delta^z$, où δ^z est un niveau minimum exogène de maladie acceptable.
- tout individu au chômage est autorisé à percevoir une indemnité de chômage b versée par l'Etat.

On suppose que l'indemnité de maladie s est supérieure à l'indemnité de chômage b , hypothèse impliquant deux (2) niveaux critiques de maladie en rapport avec la prise de décision de l'individu :

- premièrement, une limite supérieure d'état de maladie, δ^b , au-delà de laquelle l'individu ne travaillera jamais (il préférera le chômage), et définie de façon implicite par :

$$U^m(\delta^b) = U^u(\delta^b)$$

Où U^m désigne l'espérance d'utilité du non absentéisme, et U^u celle de la situation de chômage. On a donc :

$$\delta^b = \frac{w - b}{w - b + h^c} \quad (1.21)$$

- deuxièmement, un état limite de santé δ^s , auquel le travailleur sera indifférent entre l'absentéisme et le non-absentéisme, défini implicitement par $U^m(\delta^s) = U^a(\delta^s)$, où U^a désigne l'espérance d'utilité de l'absentéisme. On a :

$$\delta^s = \frac{w - s}{w - s + h^c} \quad (1.22)$$

BST¹⁰ suppose que $\delta^z \in [\delta^b, 1]$ ¹¹.

L'entreprise est tenue de payer s à tout travailleur pour lequel $\delta \geq \delta^z$. Le travailleur cependant, préfère s'abstenir au travail pour tout $\delta > \delta^s$, et étant donné l'asymétrie d'information, est motivé à exagérer en déclarant un mauvais état de santé pour tout $\delta \in [\delta^s, \delta^z]$. Ainsi, le tir au flanc est potentiellement coûteux pour l'entreprise et pourrait l'inciter à entreprendre une surveillance des travailleurs (monitoring). BST envisagent une technologie de monitoring dans laquelle il y a une probabilité $\alpha < 1$, pour chaque absence liée à un vrai état de santé, d'être révélée à l'entreprise. Le travailleur surpris en train de tirer au flanc est immédiatement licencié, et est (uniquement) en mesure de recevoir l'indemnité de chômage.

BST soutiennent que la possibilité de licenciement affecte le bien-être de l'individu comme suit : en formulant la règle de leur décision d'absentéisme, les individus vont égaliser l'espérance d'utilité du non-absentéisme, $E\{U^m\} = U^u$, à celle du tir au flanc,

$$E\{U^s\} = \alpha U^u + (1 - \alpha)U^a \quad (1.23)$$

10 Du nom des auteurs du modèle : Barmby, Sessions et Treble.

11 Bien que cette hypothèse simplifie le modèle, on pourrait améliorer l'analyse en supposant que l'entreprise préfère que les individus très malades ne travaillent pas, dans le but de minimiser le risque de contagions ou d'accidents.

ce qui signifie que les individus sont indifférents entre absence et présence, à un niveau d'état de maladie de réservation δ^* , si bien que :

$$U^m(\delta^*) = \alpha U^u(\delta^*) + (1 - \alpha)U^a \quad (1.24)$$

Où $\delta^* = \frac{w - \beta}{w - \beta + h^c}$

Avec $\beta = \alpha b + (1 - \alpha)s$ et $\delta^* \in (\delta^s, \delta^b)$. (Noter que $b \leq s$ et s'assurer que $\delta^* \leq \delta^z$).

La règle de décision de BST est très restrictive en supposant que les individus choisissent entre tirer au flanc et ne pas tirer au flanc.

Etant donné que les individus définissent leur niveau d'état de maladie avant que leur état de santé se révèle à eux, ils seront incertains quant à ce que leur niveau actuel de maladie dépassera ou sera moins que le niveau général minimum acceptable de santé. Par conséquent, il est plus commode de déduire leur niveau de maladie de réservation de l'équation des espérances d'utilité de l'absentéisme et du non absentéisme :

$$\begin{aligned} E\{U^m\} &= E\{U^a\} \equiv \delta^z E\{U^s\} + (1 - \delta^z)E\{U^a\} \\ \Rightarrow U^m(\tilde{\delta}^*) &= \delta^z [\alpha U^u(\tilde{\delta}^*) + (1 - \alpha)U^a(\tilde{\delta}^*)] + (1 - \delta^z)U^a(\tilde{\delta}^*) \end{aligned} \quad (1.25)$$

Le membre de droite de (1.25) représente l'espérance d'utilité du travailleur qui s'absente, et est donné par la moyenne pondérée de l'espérance d'utilité de l'absentéisme « justifiée » et de l'absentéisme non justifiée (c'est-à-dire le tir au flanc).

Dès lors que l'état de maladie est uniformément distribué dans [0,1], il y a une probabilité δ^z que le niveau actuel de maladie de l'individu soit jugé invalide par l'entreprise et par conséquent, toute absence sera non autorisée. Inversement, il y a une probabilité $(1 - \delta^z)$ que l'individu soit si malade que l'entreprise préférera qu'il s'absente et par conséquent, autorisera son absence. En résolvant (1.26) en fonction du niveau de maladie de réservation, $\tilde{\delta}^*$, on a :

$$\tilde{\delta}^* = \frac{w - \tilde{\beta}}{w - \tilde{\beta} + h^c} \quad (1.26)$$

Où $\tilde{\beta} = \delta^z \beta + (1 - \delta^z)s$

De (1.25) et (1.26), il est évident que le niveau de maladie de réservation est fonction du salaire, de l'indemnité de maladie, du nombre d'heures contractuelles et du niveau minimum acceptable de maladie δ^z :

$$\tilde{\delta}^* = \tilde{\delta}^*(\delta^z, w, s, h^c)$$

La nature de la relation entre le niveau de réservation de maladie et le niveau acceptable de maladie peut être obtenue par les dérivations et limites présentées dans (1.28) et (1.29) :

$$\frac{\partial \tilde{\delta}^*}{\partial \delta^z} = -\frac{\alpha(b-s)h^c}{(w - \tilde{\beta} + h^c)^2} > 0 ; \quad \frac{\partial^2 \tilde{\delta}^*}{\partial (\delta^z)^2} = -\frac{2\alpha^2(b-s)^2 h^c}{(w - \tilde{\beta} + h^c)^3} < 0 \quad (1.27)$$

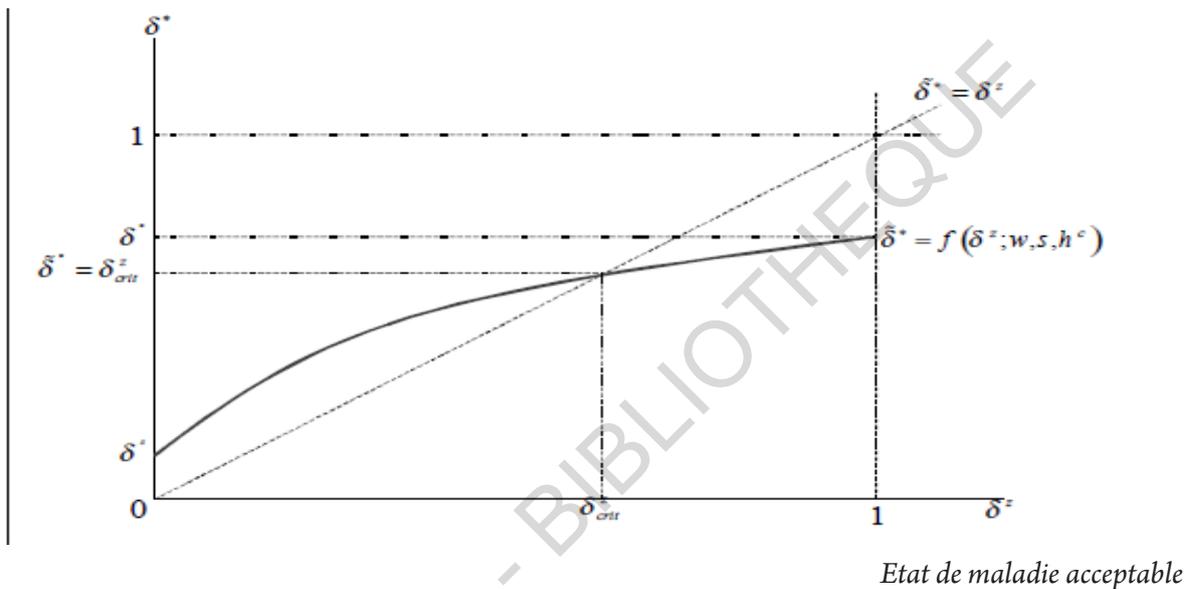
$$\lim_{\delta^z \rightarrow 1} \tilde{\delta}^* = \delta^* = \frac{w - \beta}{w - \beta + h^c} < 1 ; \quad \lim_{\delta^z \rightarrow 0} \tilde{\delta}^* = \delta^s = \frac{w - s}{w - s + h^c} > 0 \quad (1.28)$$

De (1.27) et (1.28), il est évident que le niveau de maladie de réservation est concave et croissant avec le niveau minimum acceptable de maladie.

Comme l'indique le graphique n°3, toutefois, $\delta \in [0,1]$, impliquant qu'il y a des variations d'état de santé au-delà desquelles le travailleur s'absentera toujours ou sera toujours présent, indépendamment du niveau acceptable de santé.

Graphique n° 3 : niveaux de maladie acceptable et de réservation

Etat de maladie de réservation



Source : Brown et Sessions, 2004

En effet, on peut définir un niveau critique acceptable de maladie, δ_{crit}^z , auquel $\tilde{\delta}^*(\delta_{crit}^z, w, s, h^c) = \delta_{crit}^z$, si bien que $\delta^z \leq \delta_{crit}^z \Rightarrow \tilde{\delta}^* \geq \delta^z$ et $\delta^z > \delta_{crit}^z \Rightarrow \tilde{\delta}^* < \delta^z$.

Fixer le niveau de maladie acceptable en dessous du niveau critique induit un niveau de maladie de réservation au dessus du niveau acceptable de maladie et vis-versa. Ce niveau critique est égal à :

$$\delta_{crit}^z = \frac{(w-s+h^c) - \alpha(s-b) \pm \sqrt{(w-s+h^c) - \alpha(s-b)^2 + 4\alpha(w-s)(s-b)}}{-2\alpha(s-b)} \quad (1.29)$$

Fixer le niveau acceptable d'absence en dessous de ce niveau critique implique un niveau de maladie de réservation au dessus du niveau acceptable si bien que l'individu peut s'engager à être présent, allant au travail au moment où l'entreprise préférerait qu'il s'absente. Inversement, fixer le niveau acceptable d'absence au-delà du taux critique implique un niveau de maladie de réservation au-delà du niveau acceptable si bien que l'individu peut tirer au flanc (s'abstenir de façon non justifiée).

Ce modèle inspire un certain nombre de conclusions qu'il convient de préciser. En effet, sans une spécification de la nature de la technologie de production et / ou du monitoring de l'entreprise, il est difficile de commenter de façon précise les implications de bien-être. Si l'absence illégale du travailleur (le tir au flanc) était sans équivoque coûteuse à l'entreprise, en terme de perte de production et de coût de monitoring, alors l'entreprise aurait besoin de s'assurer que $\delta^z \leq \delta_{crit}^z$. Inversement, si le non-

absentéisme affecte la production, soit à travers la perte de productivité du travailleur, soit à travers la propagation d'une épidémie coûteuse, alors l'entreprise devra s'assurer que $\delta^z > \delta_{crit}^z$. Le point clé de l'analyse est que la valeur donnée à δ^z est critique : s'il est trop élevé, les individus auront tendance à tirer au flanc, et s'il est trop bas, ils choisiront aller au travail quand leur état de santé nécessitera qu'ils s'absentent.

L'entreprise par conséquent, devra prendre des précautions, lorsqu'elle fixe le niveau d'état de maladie acceptable, non seulement parce qu'il affecte les absences actuelles, mais aussi parce que le moins d'absence n'est pas toujours préférable. Comme le conclut Labour Research (1998), « ... les plus bas taux d'absentéisme possible ne sont pas nécessairement pour de bons résultats de l'entreprise, puisque cela peut signifier le fait que les travailleurs viennent au travail quand ils devraient être à la maison, travaillent moins, encourent des risques énormes, transmettent la maladie à leurs collègues, ... » (p22).

1.1.4. Le modèle d'arbitrage consommation-santé de Case et Deaton (2005)

L'objectif de Case et Deaton (2005), repris par Afssa et Givord (2006) est de comprendre, grâce à un modèle théorique, les mécanismes qui sont en jeu dans la décision de s'arrêter pour raison de santé et le rôle joué en la matière par les conditions de travail. Pour simplifier, ils supposent que l'impact propre aux conditions de travail ne transite que par l'état de santé. A cet effet, ils partent de la modélisation proposée par Grossman (1972). Selon ce modèle, l'état de santé Z_t , mesurée à la date t (c'est-à-dire à l'âge t de l'individu), est un bien qui se déprécie à un rythme δ . Pour en ralentir la détérioration, l'individu se soigne, et ces soins « produisent » de l'état de santé en quantité i_t . L'évolution de Z_t obéit donc à la relation suivante :

$$z_{t+1} = (1 - \delta)z_t + i_t \quad (1.30)$$

Le taux δ est supposé dépendre des caractéristiques d'environnement, et notamment les conditions de travail (Sickles et Taubman, 1986 ; Wagstaff, 1986). Il est plus élevé chez les travailleurs exerçant des travaux pénibles susceptibles d'altérer leur état de santé.

Une formulation du lien entre santé et comportement d'absence consiste à intégrer directement la dimension santé dans les paramètres de préférence du modèle de comportement, à la manière de Barmy et al. (1994). Une des difficultés de cette approche est qu'elle conduit à endogénéiser les préférences. Si, par exemple, l'individu décide de consacrer du temps à se soigner, son comportement doit en principe influencer sur son état de santé en l'améliorant, donc sur ses préférences à partir du moment où elles en dépendent. Pour cette raison, les auteurs préfèrent suivre Case et Deaton (2005) et considèrent l'état de santé comme un bien durable, qui s'use au cours du temps et que l'individu doit entretenir. Dans ce contexte, l'état de santé est un argument direct de la fonction d'utilité. Plus précisément, ils supposent que l'utilité dépend de la consommation C_t et de Z_t :

$$u = u(C_t, Z_t),$$

avec les hypothèses habituelles de concavité : $u_c > 0$, $u_z > 0$, $u_{cc} < 0$, $u_{zz} < 0$. En outre, u est supposé additivement séparable en ses arguments : $u_c = u_z = 0$.

Le comportement d'absence du salarié résulte alors d'un arbitrage mettant en jeu la consommation et la santé. Pour le voir, il suffit de se restreindre à une seule période, bien que le modèle ait vocation à être inter-temporel. Soit h la durée contractuelle de travail du salarié sur la période considérée. Si le salarié est malade, il va se soigner en s'absentant pendant une durée s et en consommant une quantité x de soins qu'il achète au prix π . En d'autres termes, la fonction de production d'état de santé dépend de deux arguments : $i = i(s, x)$, avec $i_s > 0$ et $i_x > 0$. Bien qu'on s'intéresse ici uniquement à l'absence pour maladie, le modèle est enrichi en introduisant aussi la consommation de soins ou de médicaments.

Soit Z_0 l'état de santé du salarié au début de la période. L'état de santé du salarié en fin de période vaut d'après l'équation (1.30) :

$$z = (1 - \delta)z_0 + i(s, x) \quad (1.31)$$

Par ailleurs, la durée effective du travail du salarié sur la période est égale à $\bar{h} - s$. Soit w le taux de salaire et τ le taux d'indemnisation des arrêts-maladie. On suppose, pour simplifier, que le salarié n'a pas d'autre source de revenus que son salaire et les indemnités de maladie qu'il perçoit en cas d'absence, salaires et indemnités que l'individu consomme totalement au cours de la période. Sa consommation au cours de la période est alors égale à :

$$c = w(\bar{h} - s) + \tau ws - \pi x = w\bar{h} - w(1 - \tau)s - \pi x \quad (1.32)$$

Dans ce cadre, la détermination de la durée optimale de l'absence résulte d'un arbitrage : toutes choses égales d'ailleurs, une durée d'absence s plus élevée améliore l'état de santé - expression (1.31) - et augmente l'utilité, mais dans le même temps diminue la consommation pour autant que τ soit inférieur à 1 - expression (1.32) - ce qui génère une perte d'utilité.

Formellement, à l'optimum on a :

$$\frac{\partial}{\partial s} u(c, z) = 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial}{\partial x} u(c, z) = 0. \quad (1.33)$$

En retenant comme fonction d'investissement une Cobb-Douglas :

$i(s, x) = \theta s^\sigma x^{1-\sigma}$, où θ mesure l'efficacité des soins et σ le degré de substitution entre x et s , la double condition à l'optimum s'écrit :

$$\begin{cases} \frac{\partial}{\partial s} u(w\bar{h} - w(1 - \tau)s - \pi x, (1 - \delta)z_0 + \theta s^\sigma x^{1-\sigma}) = 0 \\ \frac{\partial}{\partial x} u(w\bar{h} - w(1 - \tau)s - \pi x, (1 - \delta)z_0 + \theta s^\sigma x^{1-\sigma}) = 0 \end{cases} \quad (1.34)$$

Ou encore

$$\begin{cases} w(1 - \tau)u_c(c, z) = \theta s^{\sigma-1} x^{1-\sigma} u_z(c, z) \\ \pi u_c(c, z) = \theta(1 - \sigma)s^\sigma x^{-\sigma} u_z(c, z) \end{cases} \quad (1.35)$$

La résolution de (1.35) fournit les durées s^* et x^* optimales. En divisant deux à deux les membres des deux équations de (1.29), on obtient :

$$\frac{x^*}{s^*} = w(1 - \tau) \frac{1 - \tau}{\pi} \quad (1.36)$$

En posant $\kappa = \theta \left(\frac{1 - \sigma}{\pi} \right)^{1-\sigma}$ et en utilisant (1.36), la première équation de (1.35) se réécrit :

$$[w(1 - \tau)]^\sigma u_c(c^*, z^*) = \kappa u_z(c^*, z^*) \quad (1.37)$$

Avec
$$\begin{cases} c^* = w\bar{h} - w \left(\frac{1 - \tau}{\sigma} \right) s^* \\ z^* = (1 - \delta)z_0 + \kappa [w(1 - \tau)]^{1-\sigma} s^* \end{cases}$$

On peut à présent introduire les conditions de travail dans le modèle. On suppose au préalable qu'on sait classer les emplois selon un indice p de pénibilité du travail, depuis les moins pénibles jusqu'aux plus pénibles, et que la pénibilité affecte le taux de détérioration de l'état de santé :

$$\delta = \delta(p), \text{ avec } \delta'(p) > 0$$

Cette hypothèse, traduit l'idée d'une usure (temporelle) du capital santé par des conditions de travail défavorables, On suppose enfin que le salaire dépend aussi de p :

$$w = w(p), \text{ avec } w'(p) \geq 0$$

Cette hypothèse s'appuie sur les pratiques salariales des entreprises, prévues par les conventions collectives, qui consistent à accorder aux salariés soumis à des conditions de travail à priori défavorables des suppléments de rémunération sous la forme de primes spécifiques (prime de nuit, de salissure, etc). Elle ne s'appuie pas expressément sur la théorie des différences compensatrices, et ne dépend donc pas de sa validité. Elle est toutefois renforcée si la théorie trouve des confirmations empiriques. Enfin, l'inégalité large ($w'(p) \geq 0$) laisse ouverte la possibilité que les travaux pénibles ne soient pas spécifiquement rémunérés.

En considérant p comme exogène, le théorème des fonctions implicites appliqué à (1.37) nous dit que le choix optimal s^* est fonction de p : $s^* = s^*(p)$. En dérivant (1.37) par rapport à p , on obtient, tous calculs faits :

$$\frac{\partial s^*}{\partial p} = w'(p) A + \delta'(p) B \tag{1.38}$$

avec

$$A = \frac{\left[\sigma w^{\sigma-1} (1-\tau)^\sigma u_c + w^{\sigma-1} (1-\tau)^\sigma c^* u_c - \kappa^2 \sigma (1-\sigma) w^{-\sigma} (1-\tau)^{1-\sigma} s^* u_z \right]}{\left[\frac{w^{\sigma+1} (1-\tau)^{\sigma+1}}{\sigma} u_c + \kappa^2 \sigma w^{1-\sigma} (1-\tau)^{1-\sigma} u_z \right]}$$

et :

$$B = \frac{\kappa^2 z_0 u_z}{\left[\frac{w^{\sigma+1} (1-\tau)^{\sigma+1}}{\sigma} u_c + \kappa^2 \sigma w^{1-\sigma} (1-\tau)^{1-\sigma} u_z \right]}$$

Où $u_c = u_c(c^*, z^*)$ et $u_z = u_z(c^*, z^*)$.

D'après les hypothèses posées sur les dérivées partielles de la fonction d'utilité, le dénominateur de A et B est négatif. Le numérateur de A est positif à condition que l'utilité ne soit pas trop concave en c (c'est-à-dire que u_c reste faible). Le numérateur de B est négatif. Dans ces conditions, si la pénibilité est compensée même partiellement par un supplément de salaire ($w'(p) > 0$), alors son impact sur l'absence est ambigu puisqu'il résulte de deux mécanismes antagonistes :

- un effet incitatif au travail ou désincitatif à l'absence, lié au fait qu'un travail plus pénible offre aussi une rémunération plus avantageuse ;
- un effet incitatif à l'absence, lié au souci du salarié de préserver son état de santé.

Dans ces conditions, déterminer lequel de ces deux effets l'emporte devient une question empirique. Si on considère h et τ comme des paramètres exogènes, en appliquant le même raisonnement qu'avec p , on obtient :

$$\left[\frac{w^{\sigma+1}(1-\tau)^{\sigma+1}}{\sigma} u_c + \kappa^2 \sigma w^{1-\sigma} (1-\tau)^{1-\sigma} u_z \right] \frac{\partial s^*}{\partial h} = w^{\sigma+1} (1-\tau)^\sigma u_c \quad (1.40)$$

et

$$\left[\frac{w^{\sigma+1}(1-\tau)^{\sigma+1}}{\sigma} u_c + \kappa^2 \sigma w^{1-\sigma} (1-\tau)^{1-\sigma} u_z \right] \frac{\partial s^*}{\partial \tau} = \frac{w^{\sigma+1}(1-\tau)^\sigma}{\sigma} s^* u_c - w^\sigma (1-\tau)^{\sigma-1} u_c$$

On retrouve ainsi les résultats classiques qui seront largement débattus dans la littérature économique : la propension à s'abstenir augmente avec la durée contractuelle du travail ($\frac{\partial s^*}{\partial h} > 0$) et augmente avec le taux de compensation du salaire ($\frac{\partial s^*}{\partial \tau} > 0$)

Si les différents modèles théoriques explorent le phénomène d'absentéisme par des approches si variées, il est tout aussi opportun d'investir les principales approches économétriques utilisées par les auteurs pour expliquer le phénomène. Cette démarche s'avère tout aussi utile pour apprécier l'efficacité des différentes approches économétriques et dégager par suite une approche susceptible d'apporter des éléments nouveaux à l'analyse de l'absentéisme en rapport avec la nature du contrat de travail.

1.2. La revue des spécifications économétriques

La première tentative rigoureuse d'analyse économétrique de l'absentéisme est celle de Allen (1984), article découlant du modèle de base d'arbitrage travail-loisir de Allen (1981a). Dans ce cadre, Allen (1984) estime l'effet du syndicalisme sur l'absentéisme des travailleurs et identifie les sources de cet effet. A cet effet, il utilise un modèle binaire dont la variable expliquée est l'adhésion ou non du salarié à un syndicat, dans un modèle de régression contenant d'autres variables explicatives susceptibles d'influencer le taux d'absentéisme. Les sources de l'effet du syndicalisme estimé sont identifiées en ajoutant des variables qui représentent les canaux à travers lesquels cet effet peut transiter, et en examinant les modifications du coefficient lié à l'appartenance au syndicat.

La question qui survient immédiatement est de savoir comment identifier et contrôler les autres variables exogènes. La différence entre les taux moyens d'absence des travailleurs syndiqués et ceux non syndiqués renseigne peu au sujet de l'effet du syndicalisme, parce que l'adhésion syndicale est à une grande ampleur déterminée par les mêmes caractéristiques de l'emploi et des travailleurs qui déterminent l'absentéisme. Si ces caractéristiques ne sont pas incluses dans la régression, l'estimation du coefficient de la syndicalisation sera biaisée. Aussi, des caractéristiques des travailleurs et de l'emploi, tel que la sécurité de l'emploi, et la satisfaction du travail, semblent être déterminées par le syndicalisme. Si ceux-ci sont inclus dans la régression, les estimations de l'effet du syndicalisme sur l'absentéisme seraient encore biaisées (mais pourrait apporter des éclaircissements sur les sources de cet effet).

Pour éviter ces deux types de biais, le modèle estimé inclut les caractéristiques de l'emploi et des travailleurs qui sont des sources potentielles de biais d'omission de variables, mais cela ne représente pas les canaux par lesquels l'appartenance syndicale peut influencer les taux d'absentéisme. Ces caractéristiques sont l'industrie, l'occupation, la situation géographique, l'éducation, le sexe, l'âge, la race, et la situation matrimoniale.

Le salaire devrait-il être pris comme une variable de contrôle ? Une omission du salaire du modèle aura pour conséquences des biais dans l'estimation du coefficient relatif à l'appartenance syndicale à cause de l'effet du salaire du syndicat.

La simultanéité entre salaires et absence introduit un biais à la baisse quand le salaire est inclus dans le modèle. Puisqu'un taux d'absence élevé entraîne une réduction du taux de salaire, la spécification entraîne un biais à la baisse du coefficient du salaire et, à cause de l'effet du salaire du syndicat, un biais de surestimation du coefficient de l'appartenance syndicale. Puisque le biais dans chacune de ces spécifications est dans le sens contraire, (à moins qu'il y ait dans le secteur syndical, un compromis de relation croissante entre salaire et absentéisme), la procédure la plus appropriée est de rapporter les deux ensembles de résultat. Les méthodes des équations simultanées standards ne sont pas efficaces pour l'estimation, parce que dans le modèle théorique développé par Allen (1981a), l'équation d'absentéisme ne peut pas être identifiée sans des restrictions faites sur la forme fonctionnelle, les covariances de l'erreur, ou les coefficients de variables exogènes. Aucun des variables dans l'équation du salaire ne peut être exclue pour quelques raisons à priori de l'équation de l'absentéisme.

Dunn et Youngblood (1986), examinent l'absentéisme comme une réponse à la non optimalité de l'équilibre du marché du travail. L'idée de base est que les travailleurs peuvent utiliser l'absentéisme comme un moyen pour se rapprocher d'un équilibre optimal dans les situations où, du fait que le nombre d'heures de travail effectué est plus grand que celui désiré, le taux marginal de substitution travail-loisir du travailleur (MRS) est plus faible que le taux du salaire pour la dernière heure travaillée. Dunn et Youngblood (1986) testent cette idée pour un échantillon de travailleurs à l'aide d'un modèle Tobit sur des données individuels de travailleurs d'une entreprise disposant d'informations sur l'absentéisme et les salaires des travailleurs et une mesure empirique du taux marginal de substitution travail-loisir de chaque travailleur. L'équation estimée est de la forme

$$Absence = a + b(MRS - Marginal\ wage) + \sum_i c_i z_i \quad (1.40)$$

Les z_i représentent des variables socio-économiques, et *Absence* est soit le nombre d'heures, soit une fréquence d'absentéisme. MRS est le taux marginal de substitution à la dernière heure de travail de la semaine ; *Marginal wage* est le salaire horaire en temps normal des travailleurs pour qui la dernière heure n'est pas une heure supplémentaire, et le salaire en temps normal multiplié par le taux d'heures supplémentaires pour ceux qui ont effectué des heures supplémentaires. Dunn et Youngblood (1986) utilisent l'estimation Tobit dans la mesure où toutes les données sur l'absentéisme sont tronquées à zéro. Ils utilisent des données d'heures de travail obtenues d'un échantillon en référence à une semaine typique, et supposent que cela exclut l'absentéisme. Le MRS de ces ouvriers devrait être comparé au salaire de leur dernière heure travaillée. Afin de contrôler les différences dans l'âge, le sexe, la race, le niveau d'éducation, l'ancienneté, le revenu de la famille et le nombre total d'enfants à charge, des variables indépendantes ont été introduites dans le modèle. Les deux dernières variables ont été incluses pour appréhender si le revenu familial élevé donne une marge de manœuvre plus grande au travailleur de perdre le salaire à travers l'absentéisme, et si un ménage de taille élevée induit une forte propension d'absentéisme de la part du travailleur. Le sexe et la race sont des dummy prenant la valeur 1 pour les femmes et les non-blancs respectivement. L'âge, l'ancienneté, le revenu annuel de la famille et le nombre d'enfants à charge sont représentés comme les écarts à la moyenne de l'échantillon. L'éducation est représentée par des dummy.

Tout comme la plupart des analyses économétriques, l'analyse de l'absentéisme au travail pose un certain nombre de problèmes d'ordre économétrique, notamment les problèmes de biais tels que les biais d'endogénéité et des problèmes d'hétérogénéités aussi bien observées que non observées.

Analysant le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie en France, Afsa et Givord (2006) contrôlent l'hétérogénéité observée entre les salariés en horaires irréguliers et les salariés en horaires réguliers, hétérogénéité due pour beaucoup au fait que les postes de travail ne se situent pas dans les mêmes entreprises. A cet effet, ils recourent à une méthode dite d'appariement (matching) qui consiste à associer à chaque salarié travaillant en horaire irréguliers, un « jumeau » - un salarié ayant les mêmes caractéristiques (observables) que lui - qui travaille en horaires réguliers, puis à comparer les absences

pour maladie des salariés en horaires irréguliers et de leurs « jumeaux ». L'originalité de la méthode consiste à systématiquement définir pour chaque salarié, qu'il soit ou non en horaires irréguliers, deux « variables de résultat » : $M_{(1)}$ mesurant l'absence pour maladie s'il travaille ou s'il travaillait en horaires irréguliers, et $M_{(0)}$ mesurant l'absence pour maladie s'il travaille ou s'il travaillait en horaires réguliers. Bien entendu, pour chaque salarié, une seule de ces deux variables est observée : $M_{(1)}$ pour celui qui, de fait, travaille en horaires irréguliers, $M_{(0)}$ pour celui qui travaille en horaires réguliers. Ce que les auteurs cherchent à estimer ici est l'impact (moyen), chez les salariés en horaires irréguliers, que le fait de travailler en horaires irréguliers peut avoir sur l'absence pour maladie¹².

Si l'analyse de l'absentéisme du travailleur a fait l'objet d'approches économétriques telles que discutées, des travaux empiriques ont été menés en application aux différentes approches théoriques et économétrique. Nous proposons ici une revue de ces travaux empiriques.

1.3. Revue des travaux empiriques

La présente section fait une synthèse critique des travaux empiriques sur l'analyse de l'absentéisme au travail. S'il est vrai que les tous premiers travaux en la matière ont été effectués majoritairement dans les sciences sociales, il n'en demeure pas moins que la fin des années 70 aura marqué un regain d'intérêt des économistes à l'analyse de l'absentéisme. Cette renaissance de la fin des années 70 va ouvrir la voie à des incursions diverses d'économistes, avec une multitude d'outils d'analyse microéconométrique de plus en plus performants, et la prise en compte de nombreux facteurs susceptibles d'influer sur le comportement d'absentéisme du travailleur.

1.3.1. Des origines au début des années 70

Selon Treble (1990), les premières tentatives sérieuses et remarquables d'analyse de l'absentéisme sont deux rapports publiés par le Conseil de la Recherche Médical à Londres (Vernon et Bedford, 1928, et Vernon, Bedford et Warner, 1931). Les rapports sont basés sur des données micro économétriques sur les mineurs Britanniques de dix mines de charbon dans le Nottingham sur les périodes 1920-1926 et 1926-1928 et ont porté sur la relation entre des variables proxy des conditions de travail (exemple, la profondeur, la température, l'humidité et la circulation de l'air) et trois classes différentes d'absence : l'absence due à la maladie, l'absence due aux accidents, et une classe résiduelle, considérée comme absence volontaire. Il a été établi que l'absence totale augmente avec l'ampleur (la difficulté) des conditions de travail pour toutes les classes d'ouvrier, pendant que l'absence due à la maladie est liée positivement à la température souterraine. L'absence due aux accidents mineurs augmente avec la température souterraine, bien qu'un tel rapport n'ait été prouvé pour les accidents majeurs.

Malgré les multiples biais caractérisant ces deux rapports (Treble, 1990), ils ont mis en exergue pour la première fois l'influence de multiples caractéristiques du contrat de travail, tel que le plan de la rémunération et l'existence d'indemnités de malade, pour l'absence observée - les deux études ont trouvé que l'absence est significativement affectée par l'existence d'une indemnité de maladie et est très sensible au taux de salaire - Les rapports ont aussi mis en exergue l'influence de l'environnement de travail (température et humidité) sur l'absentéisme - un thème qui a été depuis fort longtemps débattu dans la littérature de la psychologie appliquée. Les autres contributions notables récentes sont celles de Ehrenberg (1970), Flanagan et al. (1974), Reza (1975) et Dearnorff et Stafford (1976).

Ehrenberg (1970) remet en question l'idée contemporaine des dirigeants d'entreprise selon laquelle l'absentéisme était la cause fondamentale des heures supplémentaires. L'argument de base avancé par ces dirigeants était que les grandes entreprises tiennent généralement compte de l'absentéisme pour embaucher des travailleurs de réserve; cependant, du fait de la nature aléatoire de l'absentéisme, il est

¹² Une résolution du modèle d'estimation de cet impact est proposée dans Afsa et Givord (2006).

impossible pour elles d'avoir toujours des remplaçants disponibles, et donc les heures supplémentaires doivent être exécutées par des travailleurs en place pour satisfaire les plans de production. Ehrenberg s'insurge contre cette idée et montre qu'une réponse économique rationnelle à un accroissement du taux d'absentéisme implique une augmentation du nombre d'heures supplémentaires par travailleurs, pendant que l'effet sur le niveau d'emploi est ambigu. Une augmentation du taux d'absentéisme accroît la réserve d'emploi et, dans au moins un cas, réduit le niveau moyen d'heures supplémentaires. L'intuition de ses résultats réside dans la « fixité » des coûts du travail; beaucoup de coûts du travail doivent être supportés même quand un travailleur s'absente, et sont donc indépendant du nombre exact d'heures de travail de chaque employé (exemple, vacances payées, fêtes publiques payées, bien-être privé, assurance ...).

En résumé, il est évident que vers les années 1970, peu d'économistes se sont intéressés à l'absentéisme.

1.3.2. La renaissance

En dépit d'un début quelque peu prometteur, la littérature économique sur l'absentéisme a été négligée ces soixante dernières années. C'est seulement au cours des trois décades passées qu'on a observé une forme de renaissance, avec un accent particulier mis sur l'analyse empirique pour une grande part. La performance déçue de positions des économistes est en contraste avec les psychologues appliqués qui ont maintenu une longue tradition d'investigation dans les motivations qui sous-tendaient la décision d'absentéisme d'un travailleur. Le thème général abordé par ces chercheurs était que l'absentéisme pourrait être analysé comme un signe d'insatisfaction du travail.

Une des contributions majeures en la matière est l'article de Steers et Rhodes (1978) dans lequel les auteurs entreprennent de construire une théorie de l'absentéisme basé sur les résultats d'enquêtes empiriques. Bien que les auteurs ne disposent pas de spécification formelle pour leur modèle, certains traits intéressants peuvent être discernés. S'accordant avec Chadwick-Jones et al. (1973), une distinction est faite entre « l'absence inévitable » (type A), par laquelle l'individu est incapable d'aller au service pour cause de maladie, et « l'absence évitable » (type B), par laquelle l'individu manque de motivation pour se rendre au service. La satisfaction du travail, résultat d'une interaction entre travail et caractéristiques personnelles, détermine le second type, pendant que la maladie est cruciale dans le premier. L'absence observée est alors interprétée comme le résultat d'une interaction complexe entre capacité et motivation.

Barmby et al. (1991) ont formulé une critique économique du modèle de Steers-Rhodes (1978). Pour eux, le modèle a essentiellement un défaut dans la mesure où il n'est pas exempt de falsification. Beaucoup des variables utilisées sont peu définies et non mesurables (exemple, le rôle du stress, les normes de travail de groupe, l'éthique personnelle de travail), et le sens dans lequel beaucoup de variables agissent n'est pas spécifié. Par exemple, la contrainte de se rendre au service augmente ou diminue-t-elle l'absence observée ? De même, les responsabilités familiales augmentent ou diminuent-elles la présence au travail ?

Cependant, en dépit de ses limites, l'étude de Steers-Rhodes (1978) reste une contribution importante à la théorie économique de l'absentéisme ; en particulier elle met en valeur les implications en terme d'efficacité de l'absentéisme, un aspect considérable dans la mesure où, aujourd'hui encore, bon nombre de chercheurs, en particulier dans le domaine de la gestion, considèrent l'absentéisme sans équivoque comme néfaste. Cependant, Steers et Rhodes notent que certains absentéismes peuvent être bénéfiques pour l'entreprise par le fait qu'un tel comportement peut préserver à certains moments le travailleur des situations stressantes. Forcer le travailleur à être présent au service peut mener aux conséquences involontaires et nuisibles sur le travail. . . (Steers et Rhodes, 1978).

L'étude de Steers - Rhodes a aussi inspiré la critique relative à la littérature de la psychologie appliquée. Fichman (1984), par exemple, critique à la fois le contenu théorique et empirique du modèle de Steers-

Rhodes et esquisse un modèle théorique d'absentéisme basé sur un modèle dynamique d'allocation de temps, supposé apporter des réponses aux aspects problématiques de la contribution de Steers-Rhodes. Cependant, Steers et Rhodes acceptent bon nombre des critiques adressées à leur travail de 1978 et dans une étude plus récente, (Steers et Rhodes, 1984) procèdent à une extension de leur modèle à la lumière des critiques à eux adressées.

Premièrement, ils répondent à la critique de Chadwick-Jones et al. (1982) pour qui le modèle tel que présenté par Steers et Rhodes est concentré sur le rôle de la prise de décision individuelle sans une attention particulière accordée aux considérations d'ordre sociale. Steers et Rhodes reconnaissent que, quand bien même leur modèle original a reconnu l'existence de normes du travail comme une contrainte pour obliger le travailleur à être au présent au poste, ils auraient pu mettre un accent quelque peu apparent sur l'influence de ce concept.

Deuxièmement, ils épousent les conclusions de Cheloha et Farr (1980) selon lesquelles, parmi les facteurs d'attitude au travail, la participation au travail peut être un meilleur indicateur d'absence plutôt que la satisfaction au travail.

Troisièmement, ils partagent les arguments de Smith (1977) selon lesquels c'est la perception d'un individu de sa capacité d'être présent au travail, plutôt que la capacité réelle de l'individu à être présent qui est pertinente dans la détermination de l'absentéisme. Finalement, ils reconnaissent que l'absentéisme n'est qu'un aspect d'un phénomène plus général, lequel peut être par exemple, simplement le retard, le tir au flanc. Steers et Rhodes font aussi la remarque plus générale que la modélisation scientifique est un processus évolutionnaire. Ceci est d'autant plus vrai pour la littérature de la psychologie appliquée dans laquelle il y a eu un débat virulent, mais sain entre plusieurs chercheurs. La même remarque, malheureusement, ne peut être faite de la littérature économique, et c'est ce à quoi nous nous intéressons à présent.

1.3.3. La littérature économique des années 80 à la fin des années 90

Les années 1980 ont témoigné un regain d'intérêt sur les causes et conséquences de l'absentéisme du travailleur parmi les économistes, qui ont finalement pris le rôle principal dans les études en la matière, nonobstant les avancées faites dans les autres disciplines. Ces économistes ont appliqué les techniques traditionnelles de modélisation du marché du travail à l'analyse de l'absentéisme du travailleur et sont parvenus à des résultats variés. Le modèle de Steers-Rhodes est typique de la littérature de la psychologie appliquée dans laquelle il manque une base théorique rigoureuse. De plus, la satisfaction du travail est mise en exergue comme le facteur clé de la décision d'absentéisme volontaire d'un travailleur. Il y a une évidence qui suggère, cependant, une corrélation positive forte entre satisfaction du travail et salaires (Freeman, 1978; Borjas, 1979), d'où l'effet de la satisfaction du travail sur le comportement d'absentéisme pourrait être surévalué. Depuis les années 1980, avec les travaux des économistes, le rôle du salaire dans l'absentéisme a été enfin formellement démontré.

1.3.3.1. Absentéisme et offre de travail

La majorité des études économiques modélisent l'absentéisme en termes de modèle basique d'offre de travail, avec un accent mis sur les facteurs qui représentent le contrat de travail. Au nombre de ces travaux, nous pouvons citer ceux de Allen (1981b), Scott et Markham (1983), Dunn et Youngblood (1986), Chelius (1981), Dalton et Perry (1981), Deitsch et Ditts (1981), Youngblood (1978, 1984) et Winkler (1980). Un point commun des résultats de ces travaux est que les effets du salaire sur l'absentéisme sont ambigus. Dans ces conditions, l'évidence empirique joue un rôle clé dans l'analyse.

Un autre résultat commun à bon nombre d'études basées sur l'offre de travail est que les femmes sont plus absentéistes que les hommes (Allen, 1981b et 1984 ; Leigh, 1991 ; Drago et Wooden, 1992; et

Paringer, 1983). Un tel résultat est quelque peu difficile d'interprétation à partir du modèle standard d'arbitrage travail-loisir d'offre de travail. Cela peut signifier que les femmes jouent un plus grand rôle dans les travaux domestiques, et par conséquent pourraient s'absenter au travail dans le but de jouir d'une grande flexibilité. En effet, il a été démontré que les femmes ont tendance à assurer la responsabilité des enfants dans le ménage, et donc auront tendance à rester à la maison si ceux-ci sont malades. Leigh (1986, 1991), par exemple, trouve une relation positive et significative entre l'absentéisme et une variable d'interaction entre sexe et jeune dépendants. Ce résultat est aussi conforme aux conclusions empiriques de la littérature médicale sur absentéisme.

Pour résumer, il semble que quelques différences existent dans la littérature empirique. Les résultats curieux qui ont obtenus sont vraisemblablement dus à un défaut théorique préalable.

1.3.3.2. Absentéisme et demande de travail

Barmby et Treble (1991a) démontrent que la faiblesse et la nature conflictuelle des évidences obtenues dans bon nombre d'études sont la conséquence d'un problème d'identification; le comportement d'absentéisme a été examiné avec une référence limitée aux aspects de la demande de travail. C'est inévitable, par conséquent, que l'interprétation des résultats empiriques devienne problématique étant donné que la demande et l'offre de travail sont liées. Par conséquent, exclure les aspects de la demande de travail implique une mauvaise spécification du modèle. Pour présenter une approche plus équilibrée, on devrait considérer pourquoi certains contrats de travail prédominent-ils dans des secteurs particulier de l'économie. La question de la demande de travail se trouverait ainsi clairement posée. Il est cependant apparent, lorsqu'on explore la littérature sur l'absentéisme, qu'il y a une pénurie d'analyses théoriques qui incorporent les aspects de la demande de travail, en dépit du fait que l'évidence empirique a indiqué l'importance de type du contrat sur le comportement d'absentéisme du travail.

Des études ont essayé de prendre en compte les considérations de demande de travail. Allen (1981b) traite l'absentéisme comme une caractéristique non-pécuniaire de l'ensemble de compensation en développant un modèle hédonique proposé par Rosen (1974). Allen dérive une fonction d'offre de l'employeur qui indique les combinaisons de salaires et de taux d'absentéisme qu'il est disposé à fournir pour un niveau donné de profit. Etant donné que chaque employeur est caractérisé par une telle courbe de l'offre, l'enveloppe de toutes les courbes représente le taux de substitution entre salaires et absence sur le marché. De la même façon une famille de courbes d'indifférence qui représentent des préférences entre salaires et absence est dérivée pour chaque individu, qui choisira un employeur tel que sa courbe d'indifférence est tangente à l'enveloppe des courbes de l'offre de l'employeur. Etant donné que l'absentéisme est un attribut « agréable » du travail, le modèle prédit une relation inverse entre le taux de salaire et l'absentéisme.

L'absentéisme dans le contexte d'une simple analyse de l'offre de travail vient du fait de l'imposition d'une contrainte horaire. Si le nombre d'heures contractuel n'était pas défini, alors le concept d'absentéisme n'existerait pas. Pour présenter une théorie plus complète de l'absentéisme, des éclaircissements sur la détermination de contraintes d'heures de travail sont nécessaires.

Certaines idées suggèrent que l'introduction d'un degré de flexibilité dans les contrats de travail peut permettre à l'entreprise d'exercer un contrôle sur le niveau d'absentéisme. Dans ce sens, les systèmes d'heure supplémentaire ont été proposés comme un moyen pour lutter contre l'absentéisme. Leslie (1982), par exemple, montre que les niveaux élevés d'heures supplémentaires devraient avoir pour conséquence de faibles taux d'absentéisme. Par ailleurs, Chaudhury et Ng (1992) montrent que ces heures supplémentaires peuvent être associées à une augmentation de l'absentéisme dans la mesure où cela peut conduire à moins de flexibilité des conditions de travail et plus de jours de travail. De plus, l'effet revenu associé aux heures supplémentaires peut augmenter l'absentéisme.

En clair, il existe quelques confusions dans la littérature économique quant à l'effet des heures supplémentaires sur le comportement d'absentéisme. Pour résoudre le débat théorique, il urge de recourir aux études empiriques. Le manque de données, a cependant limité la capacité des chercheurs à analyser le rôle des heures supplémentaires. Kenyon et Dawkins (1989) ont quand même établi que la disponibilité des heures supplémentaires devrait avoir des implications sur les taux d'absentéisme. Ils utilisent la proportion d'ouvriers travaillant à des heures supplémentaires dans leur analyse en séries temporelles. Une fois disponible la série des heures supplémentaires à partir des moyennes des heures supplémentaires effectuées dans chaque entreprise, ils utilisent cette variable. Les résultats sont tels que seule la variable représentant les heures supplémentaires moyennes travaillées par chaque travailleur est significative, montrant que l'accroissement des heures supplémentaires par travailleur réduit l'absentéisme.

Il est clair selon ce qui précède que les heures supplémentaires affectent en partie l'absentéisme à travers les modifications à la longueur de la journée de travail. Même si le rôle de la flexibilité des heures de travail dans l'absentéisme du travailleur a été mis en exergue par des études notamment celle de Chaudhury et Ng (1992), le fait est problématique dans la mesure où la flexibilité est un concept difficile à définir et à mesurer. Balchin et Wooden (1992) se consacrent à ce problème en incluant une variable dummy dans leur analyse empirique pour tester les effets de la flexibilité. La variable dummy indique si la majorité des groupes de travail d'un lieu de travail est ou non en mesure d'exercer des tâches en dehors du temps de travail. Les résultats montrent que la flexibilité a un effet non significatif. Plus loin les problèmes de contradiction entre données d'entreprises et données individuelles peuvent se poser. Etant donné que l'absentéisme est essentiellement le résultat d'un processus de prise de décision individuel, les données individuelles semblent plus appropriées.

Leigh (1991) introduit une variable de « non flexibilité » dans son modèle qui suggère que les individus à horaire de travail non flexibles sont plus enclins à l'absentéisme que ceux à horaires flexibles. Un point important exploré dans la littérature est la différence entre le comportement d'absentéisme de cadres (cols blancs) et celui des ouvriers et exécutants (cols bleus). Kenyon et Dawkins (1989) ont trouvé que les cols blancs sont moins enclins à l'absentéisme. Cet avis est aussi partagé par Leigh (1986). Les cols blancs font face à plus de flexibilité des horaires de travail puisqu'ils ne sont pas rattachés à une chaîne de production.

Les résultats ci-dessus cités mettent en évidence l'impact du type du contrat dans les décisions d'absentéisme. A la lumière de ces considérations, Barmby et Treble (1991b) montrent que les mesures mises en œuvre pour contrôler l'absentéisme devraient être considérées dans le contexte de la théorie de la demande de travail en plus de la réaction des travailleurs face aux contrôles de l'absentéisme. Le concept de la contribution marginale du travailleur au profit est utilisé pour spécifier le choix de l'employeur du nombre d'heures contractuelles qui maximisent ses profits (étant donné un taux de salaire). L'entreprise doit comparer les contributions du sur-emploi et du sous-emploi des travailleurs.

La question de l'analyse de l'absentéisme intégrant les aspects demande et offre de travail refera surface au milieu des années 2000 avec les travaux de Afsa et Givord (2006) et Chaupain-Guillot et Guillot (2007)¹³.

1.3.3.3. Absentéisme et tir au flanc

Si l'absentéisme est coûteux pour l'entreprise, on s'attendrait à ce que l'entreprise sanctionne toute absence volontaire de la part de ses travailleurs, et limite ainsi de façon légitime les coûts occasionnés, et par conséquent l'absentéisme. En interprétant l'absentéisme volontaire comme une forme de tir au flanc de la part du travailleur, l'entreprise sera motivée à contrôler les absences et punir tout travailleur surpris en train de tirer au flanc. Une telle punition peut prendre la forme de contravention ou de renvoi.

¹³ Nous reviendrons plus en détail sur ces travaux dont les résultats nécessitent une lecture minutieuse, vu l'importance que revêtent les approches économétriques qu'utilisent les auteurs dans la microéconométrie moderne.

Toutes sanctions de cette nature pourront accroître l'espérance de coût de l'absentéisme supporté par le travailleur. Ainsi, l'effet du comportement d'absentéisme sur la probabilité d'être renvoyé peut agir comme un instrument pour discipliner le travailleur, une approche logique avec l'hypothèse du salaire d'efficience selon laquelle l'existence de chômage est un moyen de limitation du tir au flanc de la part du travailleur (voir par exemple Akerlof et Yellen, 1984 et Shapiro et Stiglitz, 1984).

Weiss (1985) postule une relation du type du salaire d'efficience entre les travailleurs le long d'une chaîne de production, et montre que le salaire optimal pour les entreprises qui opèrent un processus de production à la chaîne est nettement une fonction décroissante de la probabilité d'absentéisme du travailleur. Weiss montre que toute évaluation du coût de l'absentéisme pour l'entreprise dépend fortement de la nature du processus de production. La théorie de la standardisation supposerait que la productivité marginale d'un travailleur est bien définie et est égale à son salaire. Dans un tel modèle, le coût de l'absentéisme du travailleur pour l'entreprise est tout simplement son salaire (ou son indemnité de maladie) si le travailleur est rémunéré lorsqu'il est absent, et nul sinon. L'histoire de l'absentéisme du travailleur, par conséquent, ne devrait pas affecter sa contribution au produit de l'entreprise, sauf au cas où il a été rémunéré pendant son absence.

Weiss rationalise l'opinion classique en modélisant un processus de production en chaîne nécessitant un nombre critique de travailleurs pour son fonctionnement. L'excès de travailleurs est licencié pendant que la production tend à s'annuler si moins que le nombre critique de travailleurs sont présents. Dans une telle situation la propension d'un travailleur à s'absenter aura un effet significatif sur le produit de l'entreprise même si les travailleurs absents ne sont pas rémunérés.

Barmby et al. (1994) explorent explicitement la relation entre absentéisme et salaire d'efficience. Leur modèle incorpore une fonction d'utilité basée sur la santé, dans laquelle des niveaux de maladie diminuent le taux marginal de substitution en faveur du loisir. Un niveau de maladie de réservation est calculé, lequel offre une tentation pour les individus à tirer au flanc et à s'absenter illégalement. Les résultats théoriques indiquent une corrélation négative entre le salaire et la probabilité de s'absenter.

Bien que le travail empirique dans ce domaine soit encore quelque peu non développé, quelques progrès limités ont été faits. Leigh (1985), par exemple, inclut une variable qui capture la durée moyenne de la période de chômage en cas de licenciement. Un effet négatif sur l'absentéisme en a été estimé¹⁴. Balchin et Wooden (1992) procèdent à une extension de l'analyse et définissent une fonction de sanction, laquelle est une fonction du coût d'opportunité du licenciement et du niveau de la menace de licenciement choisi par l'entreprise. Les résultats empiriques suggèrent que l'absentéisme est affecté par tous ces deux facteurs¹⁴. En conséquence, les sanctions peuvent servir à accroître le coût de l'absentéisme au travailleur.

L'efficacité d'un système de sanction basé sur le licenciement peut être influencée par les facteurs supplémentaires tels que la syndicalisation. Par exemple, un travailleur membre du syndicat peut se sentir plus à l'abri d'un licenciement qu'un travailleur non syndiqué. En effet les employeurs peuvent trouver relativement coûteux le licenciement d'un travailleur si un ensemble de procédures réglementaires doivent être effectuées.

Par ailleurs, les membres du syndicat peuvent être moins motivés à s'absenter en raison des avantages que la syndicalisation pourrait offrir, par exemple des salaires élevés et des horaires de travail plus attrayants. Leigh (1985) et Allen (1984) trouvent des résultats montrant que les travailleurs syndiqués sont plus enclins à s'absenter que les travailleurs non syndiqués, pendant que Chaudhury et Ng (1992) trouvent que la syndicalisation augmente le nombre total de jours perdus du fait de l'absentéisme. La corrélation positive entre absentéisme et syndicalisation peut être tout simplement le résultat d'un

¹⁴ Ces résultats devraient cependant être traités avec prudence, dans la mesure où des problèmes ont été rencontrés dans le choix de proxy convenables pour certaines variables spécifiées dans le modèle théorique. La variable de menace de licenciement par exemple, est approximée par le taux de licenciement actuel.

niveau élevé d'indemnité de maladie négocié par les syndicats. Cependant, Allen (1984), trouve que la non-satisfaction du travail est plus grande parmi les travailleurs syndiqués, une position défendue par Freeman (1978) et Borjas (1979) qui suggéreraient pour leur part que les syndicats ne sont pas efficaces dans l'amélioration des conditions de travail.

1.3.3.4. *Maladie, santé et absentéisme*

Les débats précédents supposent que l'absentéisme de la part du travailleur est dans une certaine mesure volontaire, dans la mesure où l'individu sait le niveau d'utilité obtenu du contrat de travail, et ceci peut être comparé au niveau d'utilité procuré par la décision de maximisation de l'utilité de l'offre de travail. L'absentéisme par conséquent apparaît non pas parce que l'individu est incapable de travailler mais parce qu'il choisit de ne pas le faire. Les études empiriques du comportement d'absentéisme ont été limitées du fait des difficultés liées à la distinction entre absences volontaire et involontaire.

Les travailleurs avancent généralement des arguments de maladie pour justifier leur absence, même si ce n'est pas le cas, puisque cela est considéré comme un argument valable pour ne pas travailler. Les résultats de Dunn et Youngblood (1986) épousent le point de vue que la maladie est utilisée comme un argument par les travailleurs pour atteindre leur optimum. Nicholson (1976) découvre que le contrôle des absences pour cas de non maladie a pour effet d'accroître le niveau d'absentéisme. Il y a cependant, une autre dimension du problème dans la mesure où le degré auquel les individus se croient dans l'incapacité de travailler pour un état donné de maladie varie d'un individu à l'autre. Dans le cas d'une main-d'œuvre hétérogène, le niveau de maladie pour lequel un travailleur se croit incapable d'aller au travail peut être différent de celui d'un autre. De plus, différentes entreprises peuvent avoir des opinions différentes à propos de ce qui constitue un niveau « acceptable » de maladie. Ceci conduit à la question de savoir quel est le niveau de maladie au-delà duquel l'entreprise croit qu'il est raisonnable de s'absenter.

La littérature économique a relativement ignoré la prise en compte de l'état de santé dans les études théoriques de l'absentéisme, ce qui semble cependant irréaliste. Les études empiriques, quand à elles, ont reconnu l'influence de la santé sur le comportement d'absentéisme (Allen (1981a), Leigh (1991), Paringer (1983)). Il est clair alors que la gravité de l'épisode morbide a des implications non seulement sur la décision d'absentéisme des travailleurs, mais aussi sur les actions entreprises par les employeurs. Si un individu devient gravement malade, alors l'entreprise peut prendre des mesures pour contenir d'éventuelles absences. Évidemment l'entreprise peut encore encourir des dépenses en ajustant la main-d'œuvre, mais l'ampleur du coût dépendra de la nature du travail. Cependant, si un individu est gravement malade, l'application des sanctions de l'absentéisme, ne l'encouragera pas à revenir à son poste. Par conséquent, le contrôle des absences devient inefficace. Dans le but d'analyser le comportement imprévu des travailleurs, par conséquent, l'attention devrait être portée non pas sur les événements affectant négativement la santé dans le long terme, mais sur ceux l'affectant dans le court terme. En outre, les résultats de Chaudhury et Ng (1992) indiquent que le nombre total de jours perdus et les absences de longue durée (plus de cinq jours) sont influencées par différents facteurs, les absences de longue durée étant affectées par des caractéristiques personnelles.

Pour rendre le modèle d'offre de travail plus réaliste, on peut explicitement introduire l'état de maladie dans les fonctions d'utilité de l'individu. Viscusi et Evans (1990), par exemple, analysent les implications empiriques et économiques des fonctions d'utilité qui dépendent de l'état de santé. Leur analyse empirique indique que les désagréments du travail réduisent l'utilité et l'utilité marginale du revenu.

Une critique majeure de presque tous les modèles théoriques d'absentéisme à ce jour est leur ignorance de considérations dynamiques. Comme le fait remarquer Carlin (1989), la détection du tir au flanc ne conduit pas toujours à un licenciement immédiat. Ainsi, l'interaction entre travailleurs et employeurs pourrait être modélisée en termes de jeu répété.

La première idée de modélisation adéquate de l'absentéisme dans un contexte dynamique fut avancée par Johns et Nicholson (1982). Dans leur travail, les auteurs proposent six critiques pour aller contre les théories existantes de l'absentéisme. Au nombre des critiques, l'absentéisme est un comportement temporel et continuellement sujet au changement dynamique. Par définition, l'absentéisme transfère la distribution du temps du travail vers le « non-travail ». Ainsi, la signification de l'absentéisme peut être perçue aussi bien par rapport au temps que par rapport aux causes. Ceci conduit à envisager l'absentéisme comme un processus récursif et à nous attendre à des « changements légaux » dans le comportement d'absentéisme dans le temps et d'une période à l'autre. ((Johns et Nicholson, 1982, p. 136)

Une fois la nécessité d'une analyse dynamique reconnue, il est question de connaître quelle approche particulière d'estimation dynamique adoptée. Ceci se révèle plutôt problématique, avec la pénurie de fondements théoriques, entraînant des spécifications empiriques ad hoc. De plus, tous les résultats empiriques obtenus sont quelque peu difficiles d'interprétation, étant donné le manque de fondement théorique. Mais en dépit du manque de ferveur des contributions théoriques en la matière, des avancées empiriques ont été faites.

La littérature empirique depuis le milieu des années 1980 a pris en compte beaucoup des suggestions relatives à l'aspect dynamique dans la synthèse de Atkins et Goodman (1984). Fichman (1988, 1989) d'une part, construit un modèle dynamique qui met un accent sur les aspects motivationnels des décisions d'absentéisme. Barmby et al. (1991), d'autre part, prennent en compte les aspects de demande en incorporant les tentatives de surveillance de l'absentéisme des travailleurs à travers l'usage d'un plan de paiement d'indemnité de maladie, qui comprend des primes pour « assiduité » et des modifications dans le niveau des indemnités de maladie selon les absences passées. Si le niveau des indemnités de maladie dépend des comportements d'absentéisme passés, alors une approche temporelle des décisions d'absentéisme se révèle nécessaire.

Ces travaux, et celui de Harrison et Hulin (1989), ont un trait commun quant aux méthodes statistiques en termes d'analyse de l'absentéisme et de l'assiduité comme un phénomène dynamique. Avec le temps l'individu change d'un état à un autre, et il est question d'identifier les déterminants de ces changements. Les méthodes utilisées par les chercheurs sont aussi semblables. Fichman (1989) utilise une fonction de hasard de Weibull pour modéliser la probabilité de transition de l'assiduité à l'absentéisme et trouve des différences significatives dans la fonction de hasard associée au début d'une période d'absentéisme dépendant du fait que la période soit payée ou non. Harrison et Hulin (1989) appliquent le modèle à hasard proportionnel (ou modèle de Cox) à l'assiduité journalière enregistrée pour 2130 travailleurs, tous des cadres. Leur analyse qui n'inclut aucune mesure quantitative de variables financières, a démontré que les variables temporelles et historiques ont un effet significatif sur le taux du hasard de l'absentéisme volontaire. Les variables démographiques qui sont significativement corrélées à l'absentéisme global, n'améliorent cependant pas la prédiction du taux du hasard.

Barmby et al. (1991) introduisent à la fois des considérations financières et des caractéristiques personnelles dans un modèle de hasard Weibull de la durée d'absence dans le but de modéliser la transition de l'assiduité à l'absentéisme. Le sexe et la situation matrimoniale apparaissent comme des déterminants importants de la durée, avec les travailleurs de sexe féminin et ceux mariés ayant tendance à s'absenter de plus longues périodes que les hommes et les célibataires. En outre, les durées d'absence « acceptables » (certifiées par le médecin) ont été trouvées plus longues que celles « inacceptables »

En dépit de leur exploit dans l'introduction de la dynamique dans l'analyse empirique de l'absentéisme, tous ces modèles sont néanmoins limités à plusieurs égards (Treble, 1990). En premier lieu, aussi bien Fichman que Harrison-Hulin regroupent quelque peu synthétiquement, les durées d'absence, soit en volontaire ou involontaire. Barmby et al. (1991) ne partagent pas cet avis, et trouvent des effets significatifs des variables d'indemnité de maladie sur la durée d'absence, ce qui implique que la contrainte imposée au système par la classification involontaire-volontaire est probablement non justifié.

Si l'analyse de l'absentéisme des années 80 et 90 met l'accent sur les aspects offre et demande de travail et sur les questions liées à l'état de santé du travailleur, les analyses des années 2000 mettent plus l'accent sur les questions d'ordre méthodologiques aussi bien en termes de mesure de l'absence qu'en termes de dynamique et d'évaluation.

1.3.4. L'analyse de l'absentéisme des années 2000 à nos jours

Deux études remarquables sur l'absentéisme au cours de la dernière décennie sont celles de Afsa et Givord (2006) et Chaupain-Guillot et Guillot (2007).

Afsa et Givord (2006) étudient le rôle des conditions de travail sur les absences pour maladie, à partir d'un modèle théorique fondé sur l'hypothèse que les conditions de travail ont un effet indirect sur les comportements d'absentéisme, effet transitant par l'état de santé de l'individu. Dans ce cadre, l'impact de mauvaises conditions de travail sur l'absence pour maladie est ambigu, car il résulte de deux effets antagonistes : un effet « salaire » désincitatif à l'arrêt, dû au fait que les travaux pénibles sont mieux rémunérés, toutes choses égales d'ailleurs ; et un effet « santé » incitatif à l'arrêt, consécutif à la dépréciation plus rapide du capital santé de l'individu exposé à des conditions de travail pénibles. L'étude possède cependant plusieurs limites :

D'abord, Afsa et Givord (2006) retiennent un aspect particulier des conditions de travail (l'irrégularité des horaires) ; ils écartent d'autres dimensions qui ont a priori un impact plus immédiat sur l'état de santé, celles qui sont liées aux pénibilités physiques et psychiques, ou aux risques professionnels ; ils ignorent en particulier si les postes de travail soumis à l'irrégularité des horaires sont aussi exposés à ces autres types de nuisances. Plus fondamentalement, et au plan empirique, l'étude fait l'hypothèse qu'il n'y a pas de phénomènes de sélection ou d'auto-sélection des individus dans les postes de travail reposant sur des déterminants individuels inobservés par l'économètre, et en premier lieu l'état de santé du salarié. Or ceci va à l'encontre d'un constat maintes fois rapporté dans la littérature épidémiologique, connu sous l'appellation « effet du travailleur sain » (healthy worker effect). L'état de santé pourrait jouer à plusieurs niveaux : d'une part, les salariés candidats aux postes de travail pénibles seraient a priori en meilleure santé que les autres, et d'autre part, les salariés les moins résistants en emploi dans ces types de postes quitteraient davantage ces postes que les autres, pour éventuellement être réaffectés dans des emplois moins pénibles. L'idéal aurait été de connaître l'état de santé du salarié. A défaut, les auteurs supposent que les salariés en horaires irréguliers et ceux en horaires réguliers ont en moyenne le même état de santé, conditionnellement aux caractéristiques observées.

En suite, l'étude ignore l'aspect « demande de travail », par exemple le fait que l'employeur a la possibilité de se séparer de son salarié si celui-ci désorganise le processus de production à cause d'absences répétées¹⁵.

Enfin, une limite de l'étude est liée au fait qu'elle a fondamentalement adopté un cadre statique, et ne capte pas les effets à moyen ou long terme des mauvaises conditions de travail sur la santé du salarié, qui conditionnent sa productivité et sa propension à rester en emploi.

Un autre essai plus récent dans l'analyse de l'absentéisme est celui de Chaupain Guillot et Guillot (2007). Cette étude a particulièrement abordé un certain nombre de problèmes d'ordre méthodologiques notamment la question de la mesure de l'absentéisme et les problèmes d'ordre économétrique.

¹⁵ Ce type de phénomène a été mis en évidence par Hesselius (2003) dans le cas de la Suède.

↳ *La difficulté de mesurer les absences au travail*

L'étude des absences au travail soulève de multiples questions de mesure, en particulier lorsque se pose la question du rôle de l'activité professionnelle sur ces absences. Les hommes exerçant des fonctions de cadre sont moins souvent absents. Dans la mesure où les conditions de travail sont fort différentes suivant les professions, est-il possible de considérer de manière agrégée l'ensemble de la population pour examiner les déterminants des absences au travail ? Rien n'est moins sûr, les absences aux âges jeunes ou bien en fin de carrière n'ayant sans doute que peu de caractéristiques communes. Il est très vraisemblable que la pénibilité au travail soit beaucoup plus supportable pour (et supportée par) les plus jeunes employés que pour des travailleurs proches de la retraite.

La solution adoptée par Chaupain-Guillot et Guillot (2007) consiste à prendre en compte le rôle de la profession, du secteur d'activité ou bien encore du type de contrat dans les différentes absences pour raisons de santé. Néanmoins, la taille de l'échantillon composant le panel français utilisé par les auteurs n'autorise pas de telles analyses à un niveau plus désagrégé.

L'hétérogénéité des absences au sein de la population soulève une difficulté liée à la nature même des variables d'intérêt retenues. Pour l'ensemble des absences, la variable dépendante reste auto-déclarée, ce qui n'est pas sans donner lieu à des biais potentiels, tandis que les périodes de maladies enregistrées sont assimilées à des arrêts de travail. Les problèmes posés par de telles variables sont connus. Il est ainsi difficile de penser que tous les enquêtés vont répondre de la même manière à ces questions, les arrêts pour raisons de santé ou autres raisons personnelles n'ayant pas nécessairement la même signification pour tous. Surtout, les personnes qui sont insatisfaites du type d'activité qu'elles exercent ou bien de leurs conditions de travail peuvent être incitées à déclarer plus fréquemment que les autres des absences au travail, ce phénomène conduisant à des estimations biaisées de l'impact du travail sur la santé (Bound, 1991).

↳ *La question de la dynamique*

Comme le soulignent Afssa et Givord (2006), les données idéales pour étudier avec précision le lien entre les conditions de travail, incluant la satisfaction dans l'emploi et les absences pour maladie, sont quasi inexistantes. A ce titre, le recours à des données longitudinales représente un atout indéniable pour l'étude. Au-delà de la variabilité accrue des facteurs explicatifs, le panel a l'avantage de permettre le contrôle de l'hétérogénéité inobservée au niveau individuel, par des modèles à effets aléatoires et à effets fixes. Chaupain-Guillot et Guillot (2007) utilisent une spécification conditionnelle à la Andersen-Chamberlain permettant ainsi de dissocier les effets des facteurs en un élément permanent lié à l'effet individuel et un effet dynamique, puisqu'il s'agit d'expliquer les variations observées dans les absences au cours du temps. Les résultats de Chaupain-Guillot et Guillot (2007) indiquent que les estimateurs obtenus sous l'hypothèse de corrélation des effets individuels avec les variables explicatives (modèle à effets fixes) diffèrent peu de ceux obtenus par le modèle à effets aléatoires.

Les données longitudinales peuvent aussi permettre d'identifier des relations causales entre les variables. En particulier, l'incidence des conditions de travail sur la santé ne se manifeste sans doute pas immédiatement. C'est plus certainement le fait de répéter certaines tâches difficiles au cours des années qui peut conduire les actifs à souffrir de certains symptômes.

↳ *Une évaluation délicate*

Dans tous les cas, la relation étudiée entre l'absence pour raison de santé et la gêne dans les activités quotidiennes ainsi que la satisfaction au travail demeure complexe. Se posent en effet

plusieurs questions relativement standard dès lors que l'économètre cherche à mettre en évidence des relations causales.

Une première difficulté tient à la possibilité de causalités inverses. Comment être certain par exemple que l'insatisfaction au travail n'ait qu'un effet sur les absences, tandis que la réciproque ne serait pas vraie ? Être souvent absent peut traduire de mauvaises conditions de travail ou bien une pénibilité forte des tâches exécutées, qui en retour donnera lieu à une appréciation subjective négative de leur situation de la part des enquêtés. Ceci est d'autant plus probable que dans l'étude de Chaupain-Guillot et Guillot (2007), le degré de satisfaction au travail est celui donné à la date de l'entretien, tandis que les absences au travail sont celles des quatre dernières semaines. Si elle ne permet pas de prendre en compte une totale simultanéité entre les différentes variables d'intérêt, la spécification récursive retenue par Chaupain-Guillot et Guillot pré-suppose que les gênes dans les activités quotidiennes et l'insatisfaction au travail vont influencer les absences au travail.

Cela renvoie à la seconde difficulté dans ce genre d'exercice d'évaluation, à savoir l'existence d'instruments appropriés. Dans l'idéal, l'économètre aimerait disposer de variables qui influencent seulement les gênes ou bien l'insatisfaction au travail, sans avoir d'influence directe sur les absences au travail. De telles variables existent-elles ? Dans l'estimation des modèles trivariés adoptée par les auteurs, le type de commune semble jouer un tel rôle, puisque ce facteur est exclu de l'équation d'absence. Toutefois, il se peut que l'offre médicale, par exemple la densité de médecins dans une aire géographique donnée, ait une incidence sur les absences tout en étant très corrélée avec la taille de la commune. La tâche est ardue, et avait conduit Afsa et Givord (2006) à passer par une méthode alternative d'appariement fondée sur le score de propension. Avec cette technique, la sélection entre les personnes ayant par exemple de bonnes conditions de travail (ou bien étant satisfaites) et celles en ayant de mauvaises s'effectue seulement sur la base de variables observables dans l'enquête. La question centrale demeure de savoir si les facteurs retenus sont suffisants pour rendre compte avec pertinence du phénomène étudié. Malheureusement, il est fort probable qu'il existe des variables non prises en compte qui influencent à la fois le traitement (l'insatisfaction au travail ici) et le résultat (les absences au travail).

En ce sens, le recours à une méthode de sélection sur inobservables apparaît plus appropriée, comme cela est fait par Chaupain-Guillot et Guillot sur la base de modèles discrets multivariés, les deux méthodes ayant en tout cas fourni des résultats similaires pour le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie (Afsa et Givord, 2006). La non-linéarité de la régression de type *Probit* multivariée permet de s'affranchir d'instruments au profit d'une identification faible, mais avec l'hypothèse sous-jacente que la loi des résidus est bien spécifiée. Quoi qu'il en soit, le recours à cette spécification trivariée soulève d'autres difficultés. Comment prendre en compte l'hétérogénéité inobservée dans ce cadre ? Sur le plan technique, il n'est guère possible de tenir compte des facteurs permanents dans le temps dans les régressions, alors qu'ils ne sont pas sans incidence sur les estimateurs. Cette étude ouvre par ailleurs de nouvelles pistes, ignorées à ce jour. Ainsi, l'analyse des conditions de travail mériterait d'être placée dans le cadre de données appariées employeurs-employés. Par le biais de modèles à effets fixes, il serait possible de prendre en compte les caractéristiques observées et inobservées relatives aux firmes.

Au-delà de sa contribution, ce travail ouvre de nouvelles pistes de recherche et il serait ainsi souhaitable d'explorer plus en détail l'éventuelle incidence d'autres attributs de la demande de travail sur les absences au travail.

2. Type de contrat et absentéisme de l'enseignant du primaire au Bénin

Si la littérature sur l'analyse de l'absentéisme du travailleur fournit assez d'éléments d'appréciations pour la compréhension de l'absentéisme du travailleur en général, on ne saurait généraliser les constats qu'elle enseigne ni à toutes les catégories de travailleurs, ni à tous les contextes aussi bien économique, sociologique que professionnel. Les contextes ainsi énumérés varient d'un pays à l'autre. Pays en développement, le Bénin est caractérisé par un système éducatif confronté à d'énormes difficultés sans conséquences sur la structure du personnel enseignant, dominé aujourd'hui par une hétérogénéité dans le statut des enseignants ; avec la montée de la proportion des enseignants contractuels dans ce corps et toutes les suspicions qui ont fait cours quant à l'efficacité de cette catégorie d'enseignant, il est tout à fait opportun de s'intéresser à l'analyse de l'absentéisme des enseignants en relation avec le type de contrat de l'enseignant. La présente section est consacrée à cet exercice ; après avoir décrit la démarche méthodologique utilisée, nous abordons une présentation et une analyse des résultats d'investigation avant de procéder à quelques simulations de mesure de politique.

2.1. Démarche méthodologique

Après avoir présenté et discuté un modèle théorique d'analyse de l'absentéisme, nous décrivons la méthodologie de mesure de l'impact du statut de l'enseignant sur son absentéisme, avant de procéder à une description des données, unités d'analyse et une présentation des variables utilisées.

2.1.1. Modèle théorique d'absentéisme des enseignants : discussion et application économétrique

Le modèle théorique sous-jacent à la présente étude est inspiré de celui proposé initialement par Allen (1981a), dans lequel nous introduisons une variable relative aux avantages que procure la nature du contrat sous lequel se trouve l'enseignant. Dans ce modèle, qui s'inscrit dans le cadre néoclassique d'arbitrage travail - loisir, l'absentéisme est considéré comme un moyen pour le salarié d'ajuster à la baisse son nombre d'heures de travail, lorsque le temps de travail contractuel est supérieur au volume horaire souhaité. Les absences au travail permettraient « une réallocation du temps en évitant de constantes renégociations du contrat de travail et sans recherche d'un nouvel emploi » (Stephan, 1992).

L'enseignant est supposé maximiser une fonction d'utilité (dont les deux arguments sont la consommation et le temps de loisir, incluant le temps d'absence) sous une contrainte de temps (le temps total disponible étant réparti entre le loisir et le travail marchand) et une contrainte de budget (faisant intervenir le taux de salaire, le taux des indemnités journalières maladie, le temps de travail contractuel, le temps d'absence, les sanctions éventuelles en cas d'absence – qui peuvent se traduire par une moindre probabilité de promotion et par un risque accru de licenciement (Allen, 1981a) – ainsi que le revenu non salarial, notamment les revenus hors activité d'enseignement).

$$U = U(C, L) \quad (1.40)$$

où C représente la consommation, et L le temps de loisir.

En cas d'absence non prévue, le salarié s'expose à des sanctions. Ces sanctions (D), qui peuvent se traduire par une moindre probabilité de promotion et par un risque accru de licenciement, sont déterminées à partir de la fonction suivante :

$$D = D(T_a) \text{ avec } D' \geq 0, D'' \geq 0, D(0) = 0 \quad (1.41)$$

T_a représente le temps d'absence.

La contrainte budgétaire du salarié s'écrit :

$$C + D(T_a) = w(T_c - T_a) + R + \mu(K) \quad (1.42)$$

où W est le taux de salaire, T_c est le temps de travail contractuel et R désigne le revenu de l'enseignant en dehors de son activité d'enseignement, $\mu(K)$ désigne les avantages financier que procure le type de contrat K sous lequel se trouve l'enseignant.

Par rapport à $\mu(K)$, il faut signaler que dans la mesure où les enseignants permanents et ceux contractuels ne bénéficient pas des mêmes avantages dans leurs traitements par l'employeur et que les permanents bénéficient de plus d'avantages que les contractuels (cf par exemple Bourdon et Nkengué Nkengué 2007), il va de soit que ces avantages influencent positivement la structure de consommation de l'enseignant.

La contrainte de temps est donnée par :

$$T = T_c + T_l \quad (1.43)$$

où T est le temps total disponible et T_l représente le temps de loisir lorsque $T_a = 0$ (c'est-à-dire $T_c + T_l = L$).

L'enseignant cherche à maximiser (1.40) sous les contraintes (1.42) et (1.43), soit

$$\begin{aligned} \text{Max} U &= U(C, L) \\ \text{s.c} \left\{ \begin{array}{l} C + D(T_a) = w(T_c - T_a) + R + \mu(K) \\ T = T_c + T_l \\ D' \geq 0, D'' \geq 0, D(0) = 0 \end{array} \right. \quad (1.44) \end{aligned}$$

La résolution de ce programme permet de conclure que le temps d'absence est fonction de W , R , T_c , D et $\mu(K)$. On s'attend à ce que :

- l'impact d'une variation du taux de salaire reste indéterminé, les effets de revenu et de substitution étant de signe opposé ;
- une hausse des autres revenus a pour effet d'accroître le temps d'absence, considéré ici comme un bien normal ;
- l'effet d'une augmentation du temps de travail contractuel est également positif (puisque, l'utilité marginale étant décroissante, la satisfaction associée à une unité de loisir supplémentaire est plus élevée) ;
- tout accroissement des sanctions est, au contraire, de nature à réduire le temps d'absence.
- Le type de contrat sous lequel se trouve l'enseignant affecte aussi son absentéisme, le sens de l'effet étant indéterminé.

Ainsi présenté, le modèle d'absentéisme de l'enseignant montre que le temps d'absentéisme de l'enseignant dépend non seulement de facteurs économiques notamment le salaire et les autres revenus hors activité, mais aussi de facteurs liés à la nature du contrat sous lequel se trouve l'enseignant.

Plusieurs applications économétriques ont été utilisées dans la littérature économique notamment celle de Allen (1984) utilisant une spécification binaire, celle Dunn et Youngblood (1986) utilisant une spécification Tobit. Cette dernière spécification paraît plus adaptée dans la mesure généralement, les données sur l'absentéisme sont tronquées à 0. La spécification binaire ne permet pas de prendre en compte l'importance de l'absentéisme, et traite donc des individus faiblement absentéistes au même titre que ceux fortement absentéistes.

2.1.2. Méthodologie de mesure de l'impact du statut de l'enseignant sur son absentéisme

2.1.2.1. Description générale, spécification du modèle économétrique et méthode d'estimation

La littérature sur l'analyse de l'absentéisme, fait état de l'utilisation de plusieurs méthodes économétriques. Les choix se justifient selon la nature de la variable expliquée qu'est l'absentéisme ; en effet, selon que l'on considère l'absentéisme comme une variable binaire ou discrète, on est en mesure d'utiliser un modèle binaire ou un modèle à variable dépendante polytomique à plus de deux modalités ; A la suite de Dunn et Youngblood (1986), nous utilisons un modèle Tobit avec solution en coin, le choix de ce type de modèle étant justifié par au moins deux raisons :

- D'abord, nous considérons l'absentéisme non pas sous sa forme brute on l'on cherche à savoir si l'enseignant a été absent ou non, mais de manière à mesurer le degré d'absentéisme, en mesurant la fréquence de son absentéisme sur une période de référence. La variable absentéisme se trouve donc être ici mesurée en termes de proportion, et comprise entre deux bornes, son minimum étant 0 lorsque l'enseignant n'a pas du tout été absent sur la période considérée.

- En suite, il existe un grand nombre d'individus pour lesquels l'absentéisme est nul, ces individus n'ayant pas du tout été absents sur la période de référence. Le fait que l'absentéisme pour un individu soit nul n'est pas ici un cas où l'information n'est pas disponible, mais plutôt la conséquence d'un choix rationnel de l'individu ; il ne s'agit donc pas de cas censure, mais plutôt d'un cas de solution en coin.

Une fois cette précision donnée, l'interprétation que l'on fera des coefficients estimés et la façon de calculer les effets marginaux de ces coefficients ne devront plus être les mêmes que si l'on était dans un cas de censure, où l'on considère que les valeurs limites sont attribuées par manque de valeur observée.

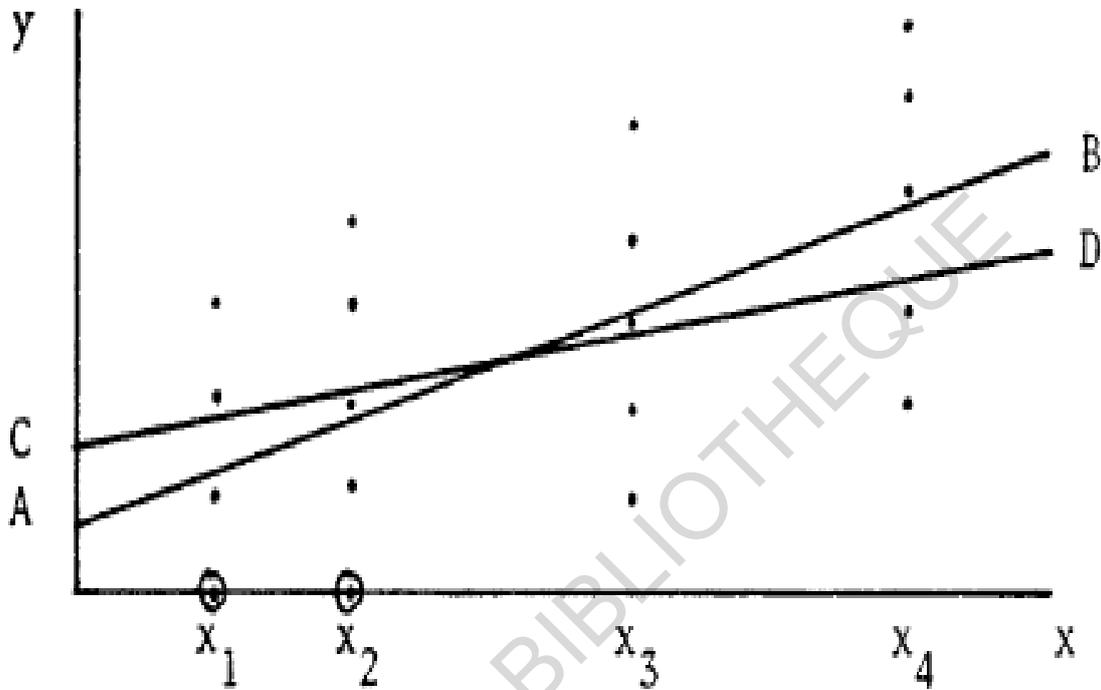
Procédons à présent à la description d'un tel type de modèle avant d'en donner la spécification.

J. Tobit proposa en 1958 un modèle de régression linéaire avec variables dépendante limitée, qu'il appelle par la suite modèle de Tobit ; l'estimation des paramètres de ce modèle est basée sur la méthode du maximum de vraisemblance. Nous présentons à cet effet le modèle dans les lignes qui suivent.

Nous désirons estimer l'absentéisme de l'enseignant en fonction d'un ensemble de variables explicatives dont le statut de l'enseignant. Posons Y la variable dépendante, représentant la fréquence de l'absentéisme de l'enseignant sur une période de référence, et X un vecteur de variables explicatives. Sur la période concernée, S_1 enseignants ont eu une fréquence d'absentéisme ($Y_i > 0, i=1, \dots, S_1$) alors que S_2 enseignants n'ont pas du tout été absents ($Y_j = 0, j=1, \dots, S_2$). Les fréquences d'absentéisme ne pouvant être négatives, elles sont donc sujettes à une limite inférieure égale à 0. Les fréquences

d'absentéisme de même que S_1+S_2 sont de plus connus. Si l'on utilise les moindres carrés ordinaires pour estimer l'absentéisme, en utilisant uniquement les observations pour lesquelles la fréquence d'absentéisme est supérieure à 0, on obtient alors une estimation biaisée de l'effet des variables explicative sur l'absentéisme. Ceci peut être démontré plus aisément à l'aide du graphique ci-après.

Graphique n° 4 : représentation de l'estimation de l'absentéisme pour des observations où la fréquence d'absentéisme est supérieure à 0



Source : Tobin, 1958

L'importance du biais selon Hausman et Wise (1977) dépend de la limite de la variable dépendante, des coefficients à estimer et des valeurs prises par la variable explicative.

Par ailleurs, on peut aussi estimer l'absentéisme en utilisant cette fois l'ensemble des observations ; cependant, si on utilise encore les MCO, on obtiendra à nouveau une estimation biaisée de l'effet des variables explicatives sur l'absentéisme. Ce biais est analogue à celui obtenu précédemment en se sens qu'il dépend aussi de la limite de la variable dépendante, des coefficients à estimer et des valeurs prises par la variable explicative.

Face à ces constats, Tobin (1958) développe pour l'estimation de tels modèles une procédure permettant d'obtenir un estimateur du maximum de vraisemblance convergent et asymptotiquement normal, le modèle Tobit. Appliqué à l'analyse de l'absentéisme des enseignants, le modèle peut donc être défini de façon générale comme suit :

En supposant que la fréquence d'absentéisme de l'enseignant est un processus simultané, l'équation de l'absentéisme est définie comme :

$$Y_h^* = X_h' B + e_h \quad (1.45)$$

Où Y_h est une variable latente qui permet d'approcher la fréquence de l'absentéisme de l'enseignant sur la période de référence. En nous basant sur le modèle d'offre de travail de Allen (1981a), nous

supposons que Y_h^* est fonction des caractéristiques de l'enseignant, de celles de l'emploi qu'il occupe, et d'autres variables dont les revenus extra activité. X_h est le vecteur de ces variables explicatives, B le vecteur des paramètres du modèle et e_h , est un terme d'erreur indépendamment et identiquement distribué selon une loi normale, avec une moyenne nulle et une variance constante σ^2 .

Soit Y_h , l'absentéisme effectif de l'enseignant h sur la période de référence :

$$Y_h = \begin{cases} X_h' B + e_h & \text{si } Y_h^* > 0 \\ 0 & \text{si } Y_h^* \leq 0 \end{cases} \quad (1.46)$$

Le modèle Tobit permet d'estimer les paramètres B et σ^2 à partir des observations de Y_h et X_h . L'absentéisme effectif Y_h , étant soit positif soit nul, la fonction de vraisemblance peut s'exprimer de la manière suivante :

$$L(B, \sigma^2 / Y_h, X) = \prod_{Y_h=0} \left[1 - \Phi \left(\frac{X_h' B}{\sigma} \right) \right] \prod_{Y_h>0} \left[\frac{\phi \left[(Y_h - X_h' B) / \sigma \right]}{\sigma} \right] \quad (1.47)$$

Où Φ et ϕ représentent respectivement la fonction de répartition et la fonction de densité.

Le recours à la méthode du maximum de vraisemblance pour estimer le modèle Tobit se justifie par la nécessité d'obtenir un estimateur convergent asymptotiquement normal.

2.1.2.2. Test d'endogénéité

2.1.2.2.1. Position du problème d'endogénéité

En économétrie, le biais d'endogénéité est, en plus de celui de sélectivité, l'un des problèmes les plus rencontrés dans les estimations de modèle. Une variable explicative x_k est dite endogène si, elle est corrélée avec le terme d'erreur ε . De façon formalisée $Cov(x_k, \varepsilon) \neq 0$. On rencontre les problèmes d'endogénéité dans les conditions suivantes (Wooldridge, 2002) :

- i- *l'omission de variables* : Elle arrive souvent à cause de la non disponibilité des données relatives à une ou plusieurs variables. Par conséquent, on ne peut pas inclure ces variables dans le modèle de régression. Supposons q une variable inobservée, si q et x_k sont corrélées alors x_k est endogène. La corrélation de variables explicatives avec une variable inobservée est souvent due à l'auto sélection parce que le choix de la valeur de x_k dépend des facteurs inobservables par le chercheur.
- ii- *l'erreur de mesure sur variable* : La variable explicative est mesurée avec erreur.
- iii- *la simultanéité* : Elle arrive quand au moins une variable explicative est déterminée simultanément avec la variable dépendante. Autrement dit, x_k est déterminée en partie comme fonction de la variable dépendante et par conséquent, x_k et ε sont corrélés.

L'analyse de l'absentéisme au travail peut se heurter à un problème d'endogénéité de certaines variables explicatives. C'est le cas par exemple des variables d'ordre économique notamment le revenu hors activité du travailleur. Il est nécessaire de prendre en compte l'endogénéité des revenus hors travail car ils dépendent, pour la partie concernant les revenus de transfert tout au moins, des choix d'heure de travail de l'enseignant. L'endogénéité des revenus hors travail peut aussi provenir du fait qu'ils peuvent refléter le résultat d'un processus de négociation se concrétisant par des transferts monétaires

à l'intérieur du couple ou par des stratégies d'épargne des conjoints différentes, pour les enfants par exemple. On pourrait de même expliquer l'endogénéité de ce revenu par le fait que le besoin de compléter les revenus d'activité principale jugés trop faibles pour satisfaire les besoins de l'enseignant peut conduire ce dernier à avoir un portefeuille d'activités connexes, génératrices de revenus pouvant accroître considérablement le pouvoir d'achat de l'enseignant ; Postuler une exogénéité du revenu hors activité dans ces conditions biaiserait considérablement les paramètres estimés dans le modèle d'absentéisme avec pour variable explicative le revenu hors activité principale.

Une autre variable jugée endogène dans la littérature économique est le salaire du travailleur, et ce salaire est généralement comme le montre Allen (1981a, 1984) un des facteurs explicatifs de l'offre de travail, et donc de l'absentéisme ; cependant, dans le cas présent, la grille salariale est bien connue dans l'enseignement et la variabilité dans les salaires ne pourrait être attribuée à un quelconque jeu de l'offre et de la demande conduisant à la détermination d'un salaire d'équilibre. Dans ces conditions, postuler une endogénéité du salaire ne semble pas trop pertinent.

Dans tous les cas, aussi bien le salaire de l'enseignant que le revenu hors activité principale constituent des variables de niveau de vie généralement soupçonnées d'endogénéité dans la littérature économique ; dans le cas d'espèce, il semble plus justifié de prioriser un éventuel biais d'endogénéité au niveau des revenus hors activité principale plutôt qu'au niveau des salaires.

Comme dans la plupart des études antérieures, nous tiendrons compte d'une éventuelle endogénéité du revenu hors activité. En présence de biais d'endogénéité, les MCO sont inconsistants. La solution aux problèmes d'endogénéité est l'utilisation de la méthode de variables instrumentales (Greene, 2003, Wooldridge, 2002). Pour appliquer cette méthode à la variable explicative x_k nous avons besoin d'une variable observée z_1 qui remplit les conditions suivantes :

- i- $Cov(z_1, \varepsilon) = 0$, z_1 non corrélée avec ε , ε étant le terme d'erreur de la régression ;
- ii- z_1 corrélée avec x_k , le coefficient de z_1 dans la régression de x_k sur les autres variables explicatives de l'équation structurelle doit être différent de zéro.

Les doubles moindres carrés constituent l'approche de variable instrumentale la plus utilisée et consistent à utiliser les valeurs prédites de la régression de x_k sur z_1 et les autres variables explicatives de l'équation structurelle comme instruments de x_k . Notons par ailleurs que, la méthode de maximum de vraisemblance à information complète est aussi utilisée.

2.1.2.2.2. Mise en œuvre du test d'endogénéité

Le test d'endogénéité est important pour deux principales raisons. La non correction de l'endogénéité quand elle existe, biaise l'estimation des coefficients du modèle. Ensuite, corriger l'endogénéité quand elle n'existe pas conduit à des écarts types élevés et par conséquent, à moins de précision (Ribar, 1994). Dans le cas de la présente étude, nous utilisons le test de significativité des résidus ou des valeurs prédites de l'équation secondaire comme régresseurs dans l'équation primaire (Smith et Blundell, 1986). Ce test requiert la spécification de la forme réduite de la variable suspectée endogène. Les valeurs prédites de cette équation réduite sont insérées dans l'équation d'absentéisme. La significativité du coefficient des valeurs prédites indique que la variable suspectée endogène est en fait endogène. Intuitivement, ce test examine si les facteurs inobservables dans l'équation de la forme réduite aident à expliquer la variation de l'absentéisme après avoir contrôlé l'effet des variables explicatives observables. Si le coefficient de la valeur prédite est significativement différent de zéro, alors les composantes inobservables influençant la valeur prédite doivent être corrélées avec le terme d'erreur de l'équation primaire. Quand dans l'équation secondaire, la variable dépendante est binaire, les résidus de l'équation secondaire sont équivalents à la valeur prédite (Kennedy, 1992).

2.1.2.3. Test des variables d'identification

Pour obtenir des estimateurs consistants, des restrictions ou conditions d'identification doivent être imposées sur les variables exogènes du modèle. L'identification du modèle Tobit requiert qu'au moins l'une des variables présentes dans l'équation secondaire soit absente dans l'équation primaire (Mroz et al, 1995 ; Waters, 1999). Le principal critère utilisé pour imposer les restrictions ou trouver les variables d'identification (Z) est que les variables d'identification doivent avoir un effet sur le plan théorique et conceptuel sur la variable endogène suspectée, et ne doivent pas être directement liées à la fréquence d'absentéisme de l'enseignant. Deux méthodes sont utilisées pour tester la pertinence des variables d'identification proposées:

- i- L'impact de la variable d'identification sur la variable endogène suspectée : toutes les variables d'identification proposées sont incluses dans la régression Tobit avec la variable endogène suspectée comme variable dépendante. Si le coefficient de la variable d'identification est significativement différent de zéro, alors la variable d'identification concernée est retenue comme pertinente.
- ii- Le test de ratio de probabilité : Ce test implique la comparaison de ratio de probabilité obtenu de l'estimation de la forme réduite de l'équation primaire sans restriction avec le ratio de probabilité obtenu de l'estimation de l'équation structurelle (équation primaire) lorsque les valeurs prédites du revenu extra activité remplacent le revenu extra activité. Donc, le test de ratio de probabilité utilise deux différentes versions de l'équation primaire : une première version dans laquelle les variables d'identification sont substituées à la variable endogène, et une seconde version dans laquelle les valeurs prédites de l'équation secondaire sont remplacées par la variable endogène.

$$e_i^* = X_i\beta + \xi Z_i + \varepsilon_{1i} ; \text{forme réduite sans restriction} \tag{1.48a}$$

$$e_i^* = X_i\beta + \alpha \hat{y}_i + \varepsilon_{2i} \tag{1.48b}$$

L'équation réduite sans restriction doit toujours avoir un ratio de probabilité plus élevé que celui de l'équation restreinte parce qu'elle inclut toutes les variables indépendantes qui déterminent \hat{y} . Mais, si les restrictions sont valides, les deux ratios de probabilité seront proches. Si la différence entre les deux log probabilité est significative, cela implique qu'une ou plusieurs variables d'identification ne sont pas pertinentes. Le ratio de probabilité suit un χ^2 dont le degré de liberté est égale au nombre de variables d'identification moins un.

2.1.2.4. Interprétation et détermination de la significativité des coefficients estimés

Comme nous l'annoncions plus haut, deux situations peuvent se présenter lorsqu'on estime un modèle Tobit : la première est celle dans laquelle les données sont censurées, cas d'observations manquantes. La deuxième est celle dans laquelle le grand nombre de 0 est le résultat d'un processus de maximisation de l'utilité par les individus, et on est donc dans un cas de solution en coin. Dans le cas de l'estimation de la fonction d'absentéisme par un modèle Tobit, le grand nombre de 0 dans les fréquences d'absentéisme est le résultat d'un processus de maximisation de la part des enseignants, et par conséquent, les 0 ne représentent pas des valeurs manquantes ; il s'agit alors ici d'un cas de Tobit avec solution en coin.

Selon le cas dans lequel on se situe, l'interprétation des résultats du modèle Tobit diffère. Alors que dans les cas de censure, les résultats importants et intéressants sont les paramètres B et leurs écarts-

type, dans le cas des solutions en coin, il est important d'interpréter en plus des B, les effets marginaux des variables explicatives aussi bien sur l'espérance mathématique de la variable expliquée sachant que cette dernière est positive, que sur celle de la variable expliquée sachant la variable explicative. Dans le cas présent, il s'agira donc d'interpréter les grandeurs suivantes :

$$\beta_j; \frac{\partial E(y/x, y > 0)}{\partial x_j}; \frac{\partial E(y/x, y)}{\partial x_j} \text{ à la moyenne de l'échantillon.}$$

Les interprétations de ces paramètres seront faites au seuil de significativité de 95% comme c'est généralement le cas dans les modèles économétriques.

2.1.3. Données, unités d'analyse et ajustements, et variables du modèle

2.1.3.1. Données, unités d'analyse et ajustements

L'analyse de l'absentéisme a généralement été menée à partir de données individuelles, notamment les données sur les travailleurs dans le cadre d'entreprises. C'est le cas par exemple des travaux menés par Allen (1981 b, 1984), Barmby et al. (1991, 1994), Brown et Session (2004), Chaupain-Guillot et Guillot (2007). Le recours aux données individuelles a pour avantage de cerner aussi bien les facteurs liés à l'individu qu'à son environnement qui sont en mesure d'impacter la propension à l'absentéisme. Cependant, certaines études ont utilisées des données agrégées pour analyser le phénomène d'absentéisme au travail ; il s'agit par exemple des travaux de Scott et Markhan (1983), Coles et treble (1993) ; une telle procédure rend possible l'identification des facteurs communs à l'entreprise dans la détermination du taux d'absentéisme des travailleurs. Dans le cadre du présent travail, nous utilisons les données individuelles sur les enseignants du primaire pour analyser l'impact du statut de l'enseignant sur son absentéisme. Les données utilisées à cet effet proviennent de la base de données de l'enquête PASEC-CONFEMEN BENIN 2004-2005. La base « maître » constituée d'un échantillon de 283 enseignants dont 118 enseignants des classes de CP et 119 enseignants des classes de CM1. La base utilisée est celle qui a été entièrement traitée par le PASEC et les données ont donc éventuellement été imputées pour permettre l'exploitation efficace de la base. Les enseignants de l'échantillon ont été tirés sur toute l'étendue du territoire national, selon la méthodologie du PASEC.

L'unité d'analyse est donc l'enseignant, le questionnaire ayant permis la constitution de la base ayant été adressé aux enseignants. Toutefois, il faut remarquer que cette base comporte des informations relatives non seulement aux enseignants, mais aussi aux caractéristiques de la classe et à l'environnement de l'enseignant. La disponibilité de ces informations est de nature à permettre de situer l'enseignant dans un système au sein duquel il travaille et évolue, puisque ces différents éléments sont susceptibles d'inférer sur son comportement.

Il faut signaler cependant qu'au départ, la base de données n'a pas été constituée pour servir à étudier l'absentéisme de l'enseignant, mais plutôt dans le cadre d'un examen global du système éducatif béninois en ce qui concerne l'enseignement primaire.

Un autre élément important à préciser est la justification des classes retenues dans l'enquête du PASEC ; le PASEC a retenu les classes de CP et de CM1 ; la raison selon le PASEC en est simple : la classe de CP est celle où l'on peut réellement considérer que l'enfant commence par apprendre, étant donné que la classe de CI est une classe qui permet seulement à l'enfant de s'habituer à l'école. La classe de CM1 est retenue et non celle de CM2 puisque retenir la classe de CM2 pourrait ne pas permettre une bonne évaluation de la qualité de l'éducation, étant une classe d'examen où les comportements des enseignants risquent de ne pas être leurs comportements habituels, mais plutôt des comportements contraints par la nécessité d'obtenir des résultats meilleurs aux examens, l'évaluation étant au plan national.

2.1.3.2. *Les variables¹⁶ du modèle*

Il existe plusieurs facteurs susceptibles d'impacter l'absentéisme d'un travailleur en général, et celui des enseignants du primaire en particulier. Il est donc important de spécifier la variable dépendante et les variables explicatives les plus importantes en dehors du statut de l'enseignant qui est la variable d'intérêt dans l'exercice d'analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur son absentéisme.

i- La variable dépendante est la fréquence d'absentéisme de l'enseignant au cours d'une période de référence. La période de référence ici est une période de un mois soit les 30 jours avant le jour de réalisation de l'enquête. Il s'agit donc du rapport à 30 du nombre de jours d'absence de l'enseignant pendant cette période ; ainsi donc, les modalités de la variable dépendante sont des proportions, dont le minimum est 0, la fréquence ne pouvant excéder 1 soit 100%. 0 correspond à la fréquence d'absentéisme d'un enseignant n'ayant pas du tout été absent un mois avant l'enquête du PASEC. Il est à noter que l'information sur l'absentéisme est déclarée non pas par l'enseignant même, mais par le directeur de l'école.

ii- Les variables explicatives pertinentes utilisées dans les limites des données disponibles sont constituées de certaines caractéristiques des enseignants et de leur statut, de la classe, des activités annexes que mènent les enseignants en dehors de l'enseignement, des variables de niveau de vie des enseignants. Au nombre de ces variables, nous avons :

ii-1. *Les variables de statut de l'enseignant* : il s'agit du type de contrat qui lie l'enseignant à son employeur, l'Etat. L'enseignant peut être sous un statut de permanent, de contractuel.

— Le statut de permanent est celui qui correspond aux enseignants recrutés par l'employeur pour être des agents permanents de l'Etat, avec tous les avantages régulièrement reconnus dont un fonctionnaire d'Etat peut bénéficier dans l'exercice de sa fonction.

— Le statut de contractuel (contractuel d'Etat ou communautaire) est celui sous lequel évoluent les enseignants recrutés soit par l'Etat pour une durée courte et renouvelable sous condition, pour suppléer le manque d'enseignant dans les écoles, soit par les associations de parents d'élèves en collaboration avec les écoles pour suppléer le manque d'enseignant dans les écoles que l'Etat n'arrive pas à pourvoir suffisamment ni en enseignants permanents, ni en contractuels d'Etat.

Ainsi présenté, le statut d'emploi apparaît comme un des indicateurs de la sécurité de l'emploi en dehors du salaire, et dans la mesure où un emploi plus sécurisé est de nature à fidéliser le travailleur, on s'attend à ce que le statut de contractuel soit plus incitatif à s'absenter au travail.

ii-2. *Les caractéristiques de l'enseignant* : il s'agit de l'âge, du sexe et de la situation matrimoniale.

— *L'âge* : Lorsque l'enseignant est d'un âge plus élevé, il a beaucoup plus d'ambitions en matière de réalisation et pourrait de ce fait être tenté de se créer plus de ressources financières pour survenir à ses besoins ; l'un des moyens par lesquels il peut atteindre ce objectif, lorsque les revenus salariaux ne lui suffisent pas, est de s'absenter à des moments donnés

16 En se basant sur le modèle théorique, les considérations pratiques, les spécificités béninoises, les tests de variables d'identification et de multi colinéarité, les variables à effectivement utiliser dans le modèle sont retenues. En conséquence, les variables contenues dans les résultats des régressions ont subits ces critères.

pour se consacrer à d'autres activités génératrices de revenus, notamment le commerce, les cours de répétition dans les maisons, et toutes autres activités susceptibles de lui générer des revenus. On s'attend donc à ce que l'âge ait un effet positif sur la fréquence d'absentéisme de l'enseignant.

- **Le sexe** : il possède deux modalités à savoir Femme (pour la valeur 1) et Homme (pour la valeur 1). Il est prouvé que les femmes ont généralement plus tendance à s'absenter au travail surtout pour des raisons liées à leur vie conjugale notamment l'entretien des enfants en bas âge. Les études de Allen (1981a, 1984), Leigh (1985, 1991), Drago et Wooden (1992), et Parenger (1983) l'ont clairement démontré et, à la suite de ces auteurs, nous nous attendons à ce que les femmes soit plus absentéistes que les hommes.
- **La situation matrimoniale** : l'enseignant est soit célibataire (pour la valeur 0) soit marié (pour la valeur 1) ; l'effet de la situation matrimoniale sur l'absentéisme tel que débattu dans la littérature reste encore ambigu ; en effet, l'enseignant célibataire peut avoir beaucoup plus d'ambitions futures et se montrer plus absentéiste dans un contexte où les salaires sont faibles en vue de se créer d'autres sources de revenu. De même, l'enseignant marié quant à lui, fait déjà face à d'énormes difficultés financières dans le contexte de faiblesse de salaires et par conséquent adoptera non plus un comportement prévisionniste, mais carrément une solution défensive face à la situation de précarité qu'il vit, et par conséquent sera plus absentéiste, toujours pour se créer d'autres sources de revenu. L'effet attendu de cette variable sur l'absentéisme est donc dans les deux sens.

ii-3. *Les variables économiques* : il s'agit des activités que mène l'enseignant en dehors de l'enseignement et leur nombre de même que des revenus extra activité (les revenus que l'enseignant gagne en dehors de sa profession d'enseignant).

- **Les autres activités de l'enseignant** : ce sont entre autre le commerce, les travaux agricoles, les cours de répétition en dehors des heures de travail. Ces différentes activités étant des activités potentiellement génératrices de revenus, on s'attend à ce que leur exercice accroisse la propension à s'absenter au travail, dans le contexte de faiblesse des salaires des enseignants.
- **Le revenu extra activité** : Le revenu extra activité de l'enseignant représente les autres revenus de l'enseignant, à lui procurés par les activités qu'il mène en dehors de son l'enseignement dans la classe à lui affectée ; ces revenus peuvent provenir du commerce, des travaux agricoles, des cours de répétition dans les maisons, etc. La préférence de cette variable au salaire de l'enseignant qui est également un indicateur de niveau de vie vient du fait que dans la fonction publique en général et dans le secteur de l'enseignement en particulier, les salaire ne sont pas déterminés par le marché et considérer la variable salaire conduirait à biaiser les paramètres estimés ; l'effet des autres revenus à été mis en évidence aussi bien du point de vue théorique que du point de vue empirique par Allen (1981a, 1984) et les résultats postulent un effet positif de ces revenus sur le temps d'absence au travail. On s'attend aussi dans le cadre de la présente recherche à un effet positif de ces revenus sur la fréquence d'absentéisme de l'enseignant.

ii-4. *Le niveau d'éducation* : l'enseignant peut avoir un niveau d'éducation inférieur au niveau BEPC, un niveau BEPC ou un niveau supérieur au BEPC. Les enseignants ayant un niveau supérieur au BEPC (le BAC ou plus) ont généralement des ambitions de continuer les études pour sortir un jour du système éducatif primaire ; l'enseignement primaire devient alors pour eux, un passage provisoire, le temps d'obtenir des diplômes supérieurs pour se trouver une autre opportunité. Contrairement à eux, ceux nantis du BEPC au plus n'ont généralement pas de telles ambitions, et on s'attend donc à ce que ces derniers soient moins absentéistes que les premiers.

ii-5. *Les variables de satisfaction du travail* : l'effet de la satisfaction du travail sur l'absentéisme à été largement débattu dans la littérature notamment par Freeman (1978), Borjas (1979), Afsa et Givord (2006) ; en général, un travailleur moins satisfait de ses conditions de travail a plus tendance à s'absenter au travail qu'un travailleur plus satisfait de son travail ; le problème qui se pose est la difficulté de mesure de la satisfaction (Borjas, 1979). Il existe des proxy de la satisfaction au travail dans la littérature ; par exemple, un travailleur manifestant la volonté de ne pas changer d'emploi et de rester donc dans son emploi actuel peut être qualifié de travailleur satisfait ; dans ce cadre, à défaut de disposer d'indicateur de satisfaction déclaré par l'enseignant, nous choisissons comme proxy de la satisfaction au travail la volonté ou non de demeurer enseignant. Par conséquent, déclarer vouloir demeurer enseignant est supposé avoir un impact négatif sur la fréquence d'absentéisme de l'enseignant.

ii-6. *L'appartenance syndicale de l'enseignant* : le rôle de la syndicalisation a aussi été débattu dans la littérature depuis les travaux précurseurs de Allen (1984) en passant par ceux de Chaudhury et Ng (1992) et les faits empiriques démontrent une plus grande propension des travailleurs syndiqués à l'absentéisme, la non satisfaction au travail étant plus grande parmi les travailleurs syndiqués (Borjas, 1979 ; Allen, 1984 ; Freeman, 1978). Nous supposons ici que le fait que l'enseignant appartienne à un syndicat augmentera sa fréquence d'absentéisme, mais cette variable sera plus précisément croisée avec la variable de type de contrat.

Le tableau suivant présente l'ensemble des variables, leurs modalités et les signes attendus de l'effet de ces variables sur l'absentéisme de l'enseignant.

Tableau n° 7 : description, modalités et effets attendus des variables

Indicateur	Variable	Description	modalité	Effets attendus
absentéisme de l'enseignant	FRQABSENCE	fréquence d'absentéisme de l'enseignant sur la période de référence	en pourcentage	
statut de l'enseignant	MTPERMANENT	indique si l'enseignant est permanent ou non	1 si enseignant permanent, 0 sinon	+
	MTCONTRACTUEL	indique si l'enseignant est contractuel ou non	1 si enseignant contractuel, 0 sinon	-
indicateur d'expérience	ANC_ECOL	indique le nombre d'années d'ancienneté de l'enseignant dans l'école	discrète	+
	ANCIEN_ENS	indique le nombre d'années d'ancienneté de l'enseignant dans la fonction	discrète	+

2. Type de contrat et absentéisme de l'enseignant du primaire au Bénin

Indicateur	Variable	Description	modalité	Effets attendus
indicateurs démographiques de l'enseignant	MARIE	indique si l'enseignant est marié ou non	1 si enseignant marié, 0 sinon	+/-
	FEMME	indique le sexe de l'enseignant	1 si l'enseignant est une femme, 0 sinon	+
	AGE	indique l'âge de l'enseignant en années	discrète	+
indicateurs économiques	AUTRACTIVITE	indique si l'enseignant exerce d'autres activités génératrices de revenus	1 si l'enseignant exerce d'autres activités, 0 sinon	+
	NBRE_ACTIV	indique le nombre des autres activités qu'exerce l'enseignant	discrète	+
	PRIME_LOIN	indique si l'enseignant bénéficie de primes d'éloignement	1 si l'enseignant bénéficie de primes, 0 sinon	-
	AUTREREVENU	indique le montant en f cfa des autres revenus de l'enseignant	en franc cfa	+
	AGRICULTURE	indique si l'enseignant exerce les travaux agricoles	1 si l'enseignant exerce des travaux agricoles, 0 sinon	+
	ENSEIGNMT	indique si l'enseignant fait des cours de maison	1 si l'enseignant fait des cours de maison, 0 sinon	+
	COMMERCE	indique si l'enseignant fait du commerce	1 si l'enseignant fait du commerce, 0 sinon	+
Indicateurs de Niveau D'instruction	INFBEP	indique si l'enseignant a un niveau inférieur au BEPC	1 si l'enseignant a un niveau inférieur au BEPC, 0 sinon	-
	BEP	indique si l'enseignant a juste le BEPC	1 si l'enseignant a juste le BEPC, 0 sinon	-
	BACPLUS	indique si l'enseignant a le BAC ou plus	1 si l'enseignant a le BAC ou plus, 0 sinon	+
appartenance syndicale	SYNDIC	indique si l'enseignant est syndiqué	1 si l'enseignant est syndiqué, 0 sinon	+
indicateur de satisfaction	RESTE_ENSEIG	indique si l'enseignant désire rester enseignant	1 si l'enseignant désire rester enseignant, 0 sinon	-

Source : de l'auteur

2.2. Analyses, discussion des résultats et implications de politiques économiques

L'objectif de cette section est de présenter et de discuter essentiellement les résultats des estimations économétriques relatifs à l'impact du type de contrat sur l'absentéisme de l'enseignant du primaire ainsi que les simulations de politiques de santé. Mais, avant de présenter les commentaires des résultats économétriques, présentons quelques résultats descriptifs.

2.2.1. Analyses descriptives

Nous présentons ici les caractéristiques générales de l'échantillon d'enseignant en mettant l'accent sur les variables les plus pertinentes dans l'analyse de l'absentéisme de l'enseignant. Le recours aux analyses descriptives est d'autant plus important dans la mesure où il permet d'avoir une vue générale de la situation avant de procéder à une analyse économétrique dont le but fondamental est de comprendre les relations de cause à effet dans l'analyse. Dans la présente analyse descriptive, l'accent est d'abord mis sur le profil de l'enseignant à partir des informations telles que le genre de l'enseignant, son niveau d'éducation, son statut, son ancienneté et son absentéisme. En suite, une analyse croisée entre l'absentéisme et un certain nombre de variables sera faite afin de tirer les premières conclusions sur le lien entre l'absentéisme et le statut de l'enseignant.

2.2.1.1. Le profil des enseignants

De manière générale et non exhaustive, la description du profil d'un professionnel en général ou d'un enseignant en particulier se base sur son genre, son statut dans la fonction, son niveau de formation académique et professionnelle, ses expériences en termes d'années de service ou d'activité réalisées et ses compétences. Cependant, l'analyse de « l'expérience » se limitera et sera appréciée à travers l'ancienneté dans la présente étude. Nous allons étudier successivement ces différents aspects.

i- Le genre des enseignants

La proportion de femmes enseignantes des classes observées lors de l'enquête est relativement faible, soit environ 26% en 2^{ème} année et 10% en 5^{ème} année. Ces résultats reflètent la faiblesse existante du nombre de femmes enseignantes dans le système d'enseignement béninois.

ii- Le niveau académique des enseignants

Le niveau académique auquel il faut recruter les enseignants constitue une préoccupation majeure pour l'ensemble des décideurs des systèmes d'enseignement des pays africains francophones. Dans le cas du Bénin, un arrêté fixe le niveau de recrutement des enseignants du primaire au niveau baccalauréat depuis 1981. (ce niveau était celui exigé dans beaucoup de pays européens jusqu'à ce moment-là). Le coût du recrutement s'avérant lourd à supporter depuis les années 2000, les exigences ont été abaissées au niveau BEPC. Cependant, une exception demeure quant au recrutement des maîtres communautaires. Ces derniers dépendent exclusivement des parents dont les principaux critères de sélection sont relatifs au fait que la personne ait suivi sa scolarité dans la localité et soit disponible pour encadrer les élèves. Ainsi, les enseignants au Bénin ont des niveaux académiques variés, allant du niveau CEPE jusqu'au baccalauréat et même davantage.

Les enseignants titulaires ayant un baccalauréat sont légèrement plus nombreux (16%) dans les classes de fin de cycle que dans celles de début de cycle (10%). A contrario, les maîtres ayant le BEPC sont légèrement plus nombreux dans les classes de CP que dans les classes de CM1. Quant aux enseignants non titulaires du BEPC, ils sont relativement minoritaires, 3% en CP et 1% en CM1.

iii- Le statut des enseignants

Au Bénin, pour couvrir les besoins en encadrement des élèves, trois types d'enseignants sont recrutés et mis à la disposition de l'enseignement primaire public. Il s'agit :

- des fonctionnaires appelés aussi Agents Permanents de l'Etat (APE) ;
- des agents contractuels de l'Etat (ACE) ;
- des contractuels de la communauté connus sous le nom « enseignants communautaires ».

Les données de l'échantillon montrent que les trois quarts des enseignants sont soit contractuels soit communautaires. On observe également qu'un peu moins de la moitié des enseignants sont communautaires.

iv- L'ancienneté des enseignants

Les enseignants de l'échantillon ont une ancienneté variant de 1 an à 29 ans avec une moyenne de 7 ans. Trois catégories ont été considérées pour l'analyse de l'ancienneté : ancienneté inférieure à 5 ans (enseignants débutants), ancienneté comprise entre 5 et 12 ans non inclus (enseignants expérimentés), ancienneté supérieure ou égale à 12 ans (enseignants âgés). Ces seuils ont été retenus afin de capter une certaine variabilité entre les trois catégories. La moitié des enseignants enquêtés ont moins de cinq années d'expérience ; si la plupart des enseignants de CP, soit 62% se trouvent dans cette catégorie, en CM1, elle représente 40% des enseignants tandis que 24% déclarent avoir une expérience supérieure à douze ans.

v- L'absentéisme

Les raisons d'absentéisme peuvent être d'ordres familiaux, administratifs (grève, perception de salaire,...) ou pédagogiques (formation, réunions,...). Afin d'étudier le rôle de ces absences sur les acquisitions des élèves, il a été demandé aux directeurs d'écoles de déclarer le nombre de jours d'absences des enseignants.

Le mois précédant l'enquête, les enseignants ont été absents en moyenne 1,93 jours soit une fréquence moyenne d'absentéisme de 8,8%, avec cependant des disparités par année : 2,3 jours au CP contre 1,8 jours au CM1.

Le tableau suivant donne une synthèse des caractéristiques de l'échantillon.

Tableau n° 8 : caractéristiques de l'échantillon

Variable	Moyenne / proportion	Ecart-type	minimum	Maximum
FRQABSENCE *	8,8%	10%	0	48%
MTPERMANENT**	25%			
MTCONTRACTUEL**	75%			
ANC_ECOL *	2,18 ans	1,95 ans	0	13ans
ANCIEN_ENS *	7,39 ans	7,34 ans	0	29 ans
MARIE **	69%			
FEMME**	18%			
AGE *	32,28 ans	8,65 ans	17 ans	59 ans

2. Type de contrat et absentéisme de l'enseignant du primaire au Bénin

Variable	Moyenne / proportion	Ecart-type	minimum	Maximum
AUTRACTIVITE**	58,65%			
NBRE_ACTIV*	0,37	0,50	0	2
PRIME_LOIN**	14,84%			
AUTREREVENU*	9403 fcfa	16791 fcfa	0	82500 fcfa
AGRICULTURE**	14,48%			
ENSEIGNMT**	12,72%			
COMMERCE**	5,65%			
BEPC**	10,95%			
BACPLUS**	13,07%			
SYNDIC**	31,10%			
RESTE_ENSEIG**	68,55%			

*variables sur lesquelles sont calculées les moyennes

**variables sur lesquelles sont calculées les proportions

Source : de l'auteur à partir des données du PASEC CONFEMEN 2004-2005.

2.2.1. 2. Les relations entre l'absentéisme et les autres variables

Nous nous sommes dans un premier temps intéressé à la relation entre le type de contrat et l'absentéisme de l'enseignant ; à cet effet, l'observation des quantiles d'absentéisme aussi bien chez les enseignants permanents que chez les enseignants contractuels est donnée par le tableau suivant :

Tableau n° 9 : quantiles d'absentéisme par type de contrat

Pourcentage	fréquence d'absentéisme (%)		Ecart Permanent – contractuels
	Enseignants permanents	Enseignants contractuels	
1 ^{er} quintile	0	0	0
2 ^{ème} quintile	9,09	4,45	+4,64%
3 ^{ème} quintile	12,72	9,09	+3,63%
4 ^{ème} quintile	20	9,09	+11,91%

Source : de l'auteur, d'après données de la base PASEC-CONFEMEN

Les informations de ce tableau montrent que 20% des enseignants permanents ont un taux d'absentéisme de plus de 20% alors que 20% des enseignants contractuels ont plus de 9,09% de taux d'absentéisme. De façon générale, l'écart de taux d'absentéisme est en faveur des enseignants permanents sur toute la ligne. On se rend donc compte que l'absentéisme est plus fréquent chez les enseignants permanents que chez les enseignants contractuels dans l'enseignement primaire.

Une des raisons avancée par la théorie économique et confirmée par les faits empiriques dans l'explication de l'absentéisme du travailleur est la raison économique, notamment des arguments liés au revenu du travailleur ou à son salaire. S'intéresser aux quantiles de revenu extra activité des enseignants selon le type de contrat peut alors nous fournir des informations utiles.

Tableau n° 10 : quantiles de revenu extra-activité par type de contrat

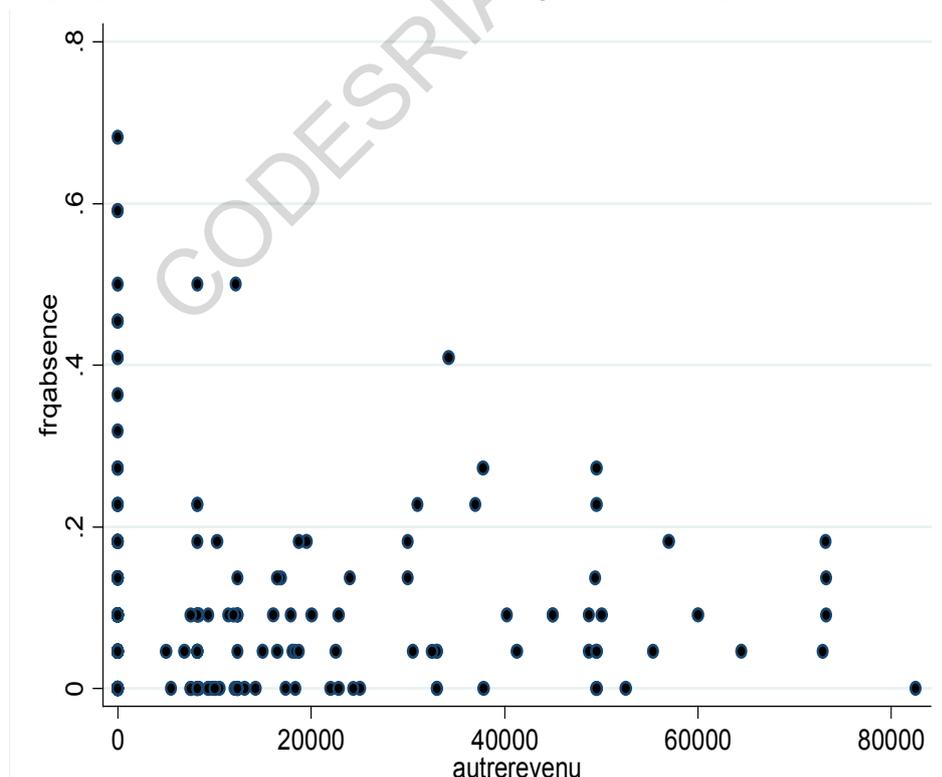
Pourcentage	Revenu extra-activité (en fcfa)		Ecart Permanent - contractuels
	Enseignants permanents	Enseignants contractuels	
1 ^{er} quintile	0	0	0 fcfa
2 ^{ème} quintile	0	0	0 fcfa
3 ^{ème} quintile	0	8250	-8250 fcfa
4 ^{ème} quintile	4838,8	16500	-11661,2 fcfa

Source : de l'auteur, d'après données de la base PASEC-CONFEMEN

A la lecture de ce tableau, on s'aperçoit que 20% des enseignants permanents ont un revenu extra-activité de plus de 4838,8 f cfa par mois alors que 20% des enseignants contractuels ont un revenu extra-activité de plus de 16500 f cfa par mois. De façon générale, quel que soit le quintile où l'on se situe, l'écart en terme de revenu extra-activité est en faveur des enseignants contractuels, ce qui laisse présager que les enseignants contractuels ont beaucoup plus de sources de revenus complémentaires que les enseignants permanents.

Intéressons-nous à présent, pour parfaire l'analyse, au lien entre le niveau de revenu extra-activité et la fréquence d'absentéisme de l'enseignant.

Graphique n° 5 : revenu extra-activité d'enseignement et fréquence d'absentéisme de l'enseignant



Source : de l'auteur, d'après données de la base PASEC-CONFEMEN

Le graphique montre globalement qu'au fur et à mesure que le revenu extra-activité augmente, la fréquence d'absentéisme de l'enseignant diminue ; tout porte donc à croire que les enseignants ayant les revenus complémentaires les plus élevés sont les moins absentéistes, ou de façon équivalente, les enseignants les plus absentéistes sont ceux dont les revenus complémentaires sont les plus faibles.

Si l'on tient compte de l'ensemble de ces observations, on pourrait tirer la conclusion, toute chose égale par ailleurs que le phénomène d'absentéisme est plus présent chez les enseignants permanents que chez les enseignants contractuels, et il s'observe plus chez les enseignants ayant des revenus secondaires plus faibles. Il reste à affiner ces premiers résultats issus d'analyse statistique par des analyses économétriques.

2.2.2. Résultats des tests d'endogénéité et de validation des instruments

Comme la plupart des variables économiques, le revenu d'un individu est potentiellement endogène. Le revenu hors activité de l'enseignant est potentiellement endogène parce qu'il peut dépendre de facteurs aussi bien liés à l'enseignant qu'à son environnement. Nous avons donc procédé à un test d'endogénéité sur le revenu hors activité de l'enseignant, une variable explicative importante du modèle d'absentéisme de l'enseignant. Le test d'endogénéité utilisé est le test de significativité des résidus ou des valeurs prédites de l'équation du revenu hors activité comme régresseur dans l'équation d'absentéisme. Nous insérons donc dans l'équation d'absentéisme les valeurs prédites de l'équation réduite de revenu hors activité puis nous testons la significativité du coefficient des valeurs prédites. La significativité de ce coefficient implique une endogénéité du revenu hors activité. Nous présentons dans le tableau suivant, les résultats du test d'endogénéité du revenu hors activité.

Tableau n° 11 : Résultats d'estimation de l'équation du revenu hors activité

Variable	Coefficient
FEMME*MARIE	-1667.336 (-1.09)
ANC_ECOL	376.4455 (0.31)
ANCIEN_ENS	1446.274 (**) (2.54)
ANC_ECOL ²	-17.38272 (-0.14)
ANCIEN_ENS ²	-51.56951 (**) (-2.63)
MARIE	1527.11 (0.62)
AGE	665.8411 (-0.86)
AGE_CARRE	5.174419 (0.51)
NBRE_ACTIV	20412.64 (**) (8.81)
MTPERMANENT	2682.748 (0.74)
nombre d'observations	283
F(10, 272)	9.89

(.) t de student * Significatif au seuil de 10% (**) significatif au seuil de 5%

Source : D'après estimations de l'auteur sous stata

Les résultats ainsi présentés dans ce tableau montrent que l'ancienneté de l'enseignant dans la fonction, son ancienneté dans l'école où il exerce et le nombre d'activités qu'il exerce en dehors de sa fonction d'enseignant sont des variables déterminantes dans l'explication de son revenu hors activité. Nous récupérons donc le résidu (Residu_1) de cette estimation que nous introduisons comme

variable explicative dans l'équation d'absentéisme. Le résultat d'estimation de l'équation d'absentéisme contenant ce résidu est donné par le tableau n°12.

Tableau n° 12 : Résultats d'estimation de l'équation d'absentéisme comportant le résidu de l'équation de revenu hors activité (Residu_1)

VARIABLES	coefficient
Variable expliquée : FRQABSENCE	
MTPERMANENT	.0358746 (1.05)
AUTREREVENU	-1.46e-06 (-1.56)
AGE	.0064942 (0.65)
AGE_CARRE	-.0000643 (-0.44)
MARIE	-.026002 (-1.11)
ANCIEN_ENS	.0010746 (0.16)
ANCIEN_ENS2	-.0000482 (-0.18)
ANC_ECOL	.0203509 (1.45)
ANC_ECOL2	-.0024697 (-1.57)
BEPC	.0588918 ** (2.07)
BACPLUS	.0121957 (0.45)
AUTRACTIVITE	-.009741 (-0.49)
PRIME_LOIN	.0316509 (1.28)
SYNDIC	.0105095 (0.52)
RESTE_ENSEIG	-.0037431 (-0.20)
FEMME*MARIE	-.0164611 (-0.60)
RESIDU_1	2.47e-06 ** (2.12)
NOMBRE D'OBSERVATIONS	283
PROB > CHI2	0.0843

(.) t de student

* Significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

Source : Construit à partir des résultats des estimations

Comme nous pouvons nous en apercevoir, la variable RESIDU_1 présente un niveau de significativité élevé ; en effet, il est significatif au seuil de 5%, ce qui nous permet de conclure que le revenu hors activité de l'enseignant est endogène, car dépendant de facteurs liés à la fonction de l'enseignant à ses caractéristiques et à l'importance des activités complémentaires qu'il mène. Estimer le modèle d'absentéisme en supposant une exogénéité du revenu hors activité introduirait donc un biais d'endogénéité dans les paramètres ; nous devons donc procéder à la correction de ce biais d'endogénéité. La méthode d'estimation à variable instrumentale est celle que nous avons retenue à cet effet.

2.2.3. Analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur son absentéisme

Nous présentons et analysons ici les résultats du modèle d'absentéisme de l'enseignant du primaire avant d'aborder les implications de ces résultats.

2.2.3.1. Présentation et analyse des résultats du modèle d'absentéisme de l'enseignant du primaire

Nous présentons ici les résultats d'estimation du modèle Tobit d'absentéisme de l'enseignant, avec correction du biais d'endogénéité du revenu hors activité de l'enseignant ; il s'agit d'un modèle estimé par la méthode de variable instrumentale en une étape.

Tableau n° 13 : résultats d'estimation du modèle tobit d'absentéisme

Variables	Coefficients
AUTREREVENU	-6.51e-06 ** (-2.09)
MTPERMANENT	.0713941 ** (2.98)
FEMME	-.0239339 (-0.85)
AGRICULTURE	.1378517 * (1.74)
ENSEIGNMT	.1278039 ** (2.13)
COMMERCE	.0701148 (0.91)
MTCONTRACTUEL*SYNDIC	.0003406 (0.01)
BEPC	.0307965 (0.90)
INFBEPC	-.0517773 (-0.67)
RESTE_ENS	-.0103137 (-0.47)
nombre d'observations	283
Prob > chi2	0.0481 **

(.) t de student

* Significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

Source : Construit à partir des résultats des estimations

Dans l'analyse des résultats contenus dans ce tableau, nous mettrons plus l'accent sur les variables de statut de l'enseignant et sur les variable d'ordre économique notamment les revenus hors activité de l'enseignant et les activités complémentaires que mène l'enseignant en dehors de sa fonction d'enseignant. Un tel choix se justifie d'une part par le fait que la variable d'intérêt dans notre recherche est le statut de l'enseignant, c'est-à-dire le type de contrat sous lequel il exerce, et d'autre part par le fait les variables d'ordre économiques dans la littérature jouent un rôle important dans l'offre de travail. De plus, comme nous l'avions annoncé plus haut, ce qui compte dans les paramètres estimés n'est pas c'est surtout le signe de ces paramètres, la magnitude de l'effet des variables étant donnée par les effets marginaux que nous présenterons.

i- Significativité globale du modèle :

S'intéresser à la significativité globale du modèle revient à savoir si le modèle estimé est globalement significatif ; en d'autres termes, il s'agit de voir l'ensemble des variables explicatives contribue de façon significative à expliquer l'absentéisme de l'enseignant. Un indicateur de l'adéquation d'ensemble du modèle est la statistique χ^2 de Wald. Cette statistique teste l'hypothèse nulle que tous les paramètres estimés sont simultanément nuls contre l'hypothèse alternative qu'au moins un de ces paramètres n'est pas nul. Dans le cas présent, la probabilité (χ^2) a été de 0,0481, donc inférieure au seuil de signification de 5%. Le seuil de signification indique la probabilité d'erreur commise en affirmant que tous les paramètres sont différents de zéro alors qu'ils ne le sont pas. Ici on rejette l'hypothèse que les paramètres sont conjointement nuls ; par conséquent, le modèle d'absentéisme estimé est globalement significatif.

ii- Significativité individuelle des variables d'intérêt

De façon générale, les résultats d'estimation montrent que les revenus hors activité (AUTREREVENU), le statut de l'enseignant, l'exercice d'activités telles que l'agriculture et l'enseignement (il s'agit des cours de répétition que font les enseignants en dehors des heures de cours normales) ont des coefficients significativement différents de 0, certaines au seuil de significativité de 5%, d'autres au seuil de significativité de 10%. Le revenu hors activité est significatif au seuil de 5% dans l'explication de la fréquence d'absentéisme de l'enseignant ; il en est de même pour le statut de permanent et l'exercice de l'activité d'enseignement (cours de répétition) ; quant à l'exercice de travaux agricoles, elle est significative au seuil de 10%.

Les autres variables explicatives du modèle ne sont pas significatives, même si le signe du coefficient qui leur est associé est généralement celui auquel on s'attendait ; il s'agit du genre, de la pratique du commerce par l'enseignant, de l'appartenance syndicale de l'enseignant contractuel, des variables de niveau d'éducation et de la variable proxy de la satisfaction (le fait de vouloir rester enseignant). Les analyses qui suivent sont essentiellement axées sur les variables d'intérêt significatives.

- *L'emploi permanent, un facteur d'incitation à l'absentéisme ?*

De façon générale, il ressort de nos résultats d'estimation que les enseignants permanents, sont plus absentéistes que les maîtres contractuels ; en effet, le paramètre associé à la variable MTPERMANENT est positif et significatif au seuil de 5%. Au Bénin par conséquent, et dans l'enseignement primaire, le fait d'être enseignant permanent conduit l'enseignant à être plus absentéiste par rapport au fait d'être un enseignant contractuel.

Cet état de chose pourrait cependant avoir une explication : l'absentéisme des fonctionnaires d'Etat confirme ce qui s'observe généralement dans la fonction publique où les travailleurs ne se sentent aucunement obligés être présent à leur poste, sous prétexte qu'ils ne peuvent plus être révoqués de la fonction publique. Dans la mesure où les contractuels d'Etat et les communautaires sont dans une situation où le renouvellement de leur contrat est fonction de l'appréciation faite de leur comportement par leur directeur, ils se trouvent dans l'obligation d'avoir des comportements exemplaires, ce qui est de nature à accroître leur efficacité au poste. Il faut aussi souligner que les cas des communautaires peut s'expliquer par le fait que généralement, les parents d'élèves ont plus le regard sur les enseignants qu'ils recrutent, et généralement ces enseignants sont des fils de la localité, se trouvant par conséquent dans l'obligation de donner une bonne image d'eux ; en général, et surtout dans les milieux ruraux, ils bénéficient aussi d'autres avantages en nature, autant de mesures qui sont de nature à les inciter à un bon comportement et une conscience professionnelle.

Ce résultat confirme ceux obtenus dans les analyses statistiques et qui mettent en évidence la prédominance du comportement d'absentéisme chez les enseignants permanents ; en effet, nous avons pu établir qu'à tous les quintiles, les enseignants permanents étaient plus absentéistes que leurs homologues contractuels ; il devient donc important de s'interroger sur les raisons de la persistance du fléau dans le rang des enseignants permanents, lorsqu'on sait que l'absentéisme de l'enseignant est susceptible de porter entorse à la qualité de l'éducation.

Un tel résultat relance sans doute le débat sur le lien entre la sécurité de l'emploi et l'offre de travail ; la théorie économique enseigne que l'offre de travail par un travailleur est sensible à deux caractéristiques importantes de l'emploi ; le niveau de salaire et la sécurité de l'emploi Cahuc (1996), et on sait de cet enseignement que le travailleur sera d'autant plus motivé à être présent à son poste de travail qu'il est satisfait de son salaire et qu'il a la garantie que son emploi est sécurisé ; dans le cas où il s'aperçoit que son emploi n'est que précaire, il développera un comportement qui l'amènera à se rechercher des occupations annexes capables de lui procurer des revenus non seulement complémentaires, mais aussi de substitution au cas où il arrivait à se voir rompre le contrat avec son employeur.

- *Un argument économique de l'absentéisme de l'enseignant :*

Comme nous l'annonçons plus haut, les revenus hors activité de l'enseignant, à l'instar des autres variables d'ordre économique liées à la définition du pouvoir d'achat de l'enseignant, sont susceptibles d'influencer le comportement d'absentéisme de l'enseignant ; des résultats de nos estimations comme le montre le tableau n° 13 précédent, on constate que le coefficient affecté à la variable « AUTRE REVENU » représentant les revenus hors activité d'enseignement est négatif et significativement différent de 0 au seuil de significativité de 95%. Cela signifie que les revenus hors activité influencent significativement la fréquence d'absentéisme de l'enseignant du primaire. L'influence significative des revenus hors activité sur la fréquence d'absentéisme de l'enseignant corrobore les résultats théoriques de Allen (1981a), lesquels résultats ont été confirmés par des travaux empiriques Allen (1984). A ce niveau, on s'accorde donc à reconnaître le rôle des facteurs liés au pouvoir d'achat du travailleur tout comme le salaire, dans l'explication de son absentéisme.

Cependant, le signe négatif affecté à ce coefficient soulève une interrogation lorsqu'on s'en tient aux enseignements que nous fournit la théorie économique quant à l'impact des autres revenus de travailleur sur son offre de travail (Allen, 1981a). En effet, dans son modèle théorique développé en 1981 et qui a servi de sous-bassement théorique à notre travail, Allen prédit un effet positif des autres revenus du travailleur sur le temps d'absence, considéré comme un bien normal. L'estimation d'un coefficient significatif et négatif de la variable « AUTRE REVENU » dans la fonction d'absentéisme de l'enseignant du primaire ne confirme donc pas ces résultats théoriques ; peut-on alors dire qu'il s'agit là d'une infirmation de la théorie économique ? La réponse ne semble pas à notre avis aussi catégorique, et mérite une interprétation tout aussi logique.

L'effet théorique positif des autres revenus du travailleur sur son temps d'absence est expliqué par le fait que le travailleurs ayant plus de revenus en provenance de ses autres activités fait un arbitrage qui se manifeste par une importance plus accrue à ces activités génératrices de revenu, ce qui l'amène à y consacrer plus de temps ; or, le temps total dont il dispose est limité ; la seule manière pour lui d'accroître le temps consacré à ces activités est de « détourner » une partie du temps contractuel de travail au profit de ces activités, ce qui l'oblige être absentéiste.

Pourtant, si l'on s'en tient à cette logique, on comprend mal comment dans le cas des enseignants du primaire, des revenus hors activité élevés pourraient avoir pour conséquence une baisse du taux de la fréquence d'absentéisme. L'explication alternative que nous faisons de l'effet négatif des autres revenus sur la fréquence d'absentéisme de l'enseignant du primaire est la suivante : l'accroissement des autres revenus de l'enseignant est synonyme de l'amélioration de son niveau de vie, toute chose égale

par ailleurs ; l'amélioration du niveau de vie de l'enseignant a pour conséquence un accroissement de l'utilité de ce dernier, et plus l'enseignant a un niveau d'utilité élevé, plus il est disposé à exécuter la durée contractuelle de travail, étant bien conscient de la sanction qui l'attend au cas où il arrivait à tricher. Pour s'inscrire dans cette logique, il faudra postuler que des sanctions existent et sont de nature à contraindre le travailleur à ne pas tricher ; évidemment, l'accroissement des sanctions est de nature à réduire le temps d'absence du travailleur (Allen, 1981a).

Dans ces conditions, il va de soit que l'absentéisme de l'enseignant, loin d'être interprété comme une réaction du travailleur à la non satisfaction de son travail aussi bien du point de vue de la rémunération que du point de vue des conditions de travail, apparait comme une réaction s'inscrivant dans un cadre plus large, allant même jusqu'à sa vie extra professionnelle : outre la satisfaction morale, le but du travail est de procurer à l'individu des ressources pouvant lui permettre de satisfaire ses besoins ; mais toute autre activité capable de procurer des ressources financières au travailleur peut aussi contribuer à améliorer le niveau de vie du travailleur ; alors que les effets théoriques des revenus hors activités sur l'offre de travail s'inscrivent dans la logique selon laquelle l'absentéisme, considéré comme un bien normal, est la conséquence d'un arbitrage entre travail et loisir, on s'aperçoit ici que l'absentéisme est pour l'enseignant une réponse à la baisse des autres revenus. En d'autre terme, alors que la théorie néo-classique postule que lorsque les autres revenus du travailleur s'accroissent, il trouve optimal de consacrer plus du temps aux activités qui génèrent ses revenus, (le seul moyen d'y parvenir est de s'absenter), nos résultats d'estimations quoi qu'à première vue réfutant les attentes théoriques, se comprennent comme traduisant le fait que c'est plutôt la faiblesse du niveau global de revenu du travailleur qui l'amène à adopter un comportement de tir au flanc dans l'exercice de sa fonction, afin d'aller chercher un complément de revenu dans d'autres activités.

- *Les autres activités déterminantes de l'absentéisme de l'enseignant*

Comme nous venons de le montrer, un argument économique justifie le comportement d'absentéisme de l'enseignant ; il est question ici de montrer les activités qui contribuent à l'accroissement de la fréquence d'absentéisme de l'enseignant, même si cela n'est pas l'objectif principal de la présente recherche. Nos résultats d'estimation présentés au tableau n°12 montrent que la pratique de l'agriculture et l'exercice de l'enseignement (exercice des cours de répétition) sont des facteurs explicatifs de la fréquence d'absentéisme ; en effet, d'après ces résultats, les coefficients affectés aux variables « AGRICULTURE » et « ENSEIGNMT » sont significatifs le premier au seuil de 10% et le second au seuil de 5%.

La significativité de la première variable confirme un fait très avéré dans le contexte béninois : dans les milieux ruraux, les enseignants mènent généralement, en dehors de leur activité principale, des travaux champêtres qui les occupent surtout pendant les périodes agricoles ; il s'agit de travaux qui leur procurent généralement assez de ressources financières sachant que le niveau des salaires dans la fonction publique béninoise est assez bas.

La significativité de la deuxième variable corrobore l'expansion des activités de cours à domicile et de cours de renforcement dans le système béninois ; beaucoup d'enseignants se livrent à cette activité pour se faire des revenus additionnels très élevés leur permettant de maintenir leur niveau de vie. Il s'agit d'une activité qui a connu une expansion surtout à partir des années 90 avec la libéralisation du secteur de l'éducation associée à une éclosion des écoles privées qui jusque là, n'existaient qu'en nombre très réduit.

En faisant un lien entre la significativité de ces variables et l'effet du nombre d'activités hors enseignement de l'enseignant sur son revenu hors activité (tableau n°10), on s'aperçoit que les activités hors enseignement procurent généralement des revenus plus ou moins importants à l'enseignant.

Pour apprécier à sa juste valeur l'incidence du statut et des autres revenus sur l'absentéisme, intéressons-nous à présent aux magnitudes de ces effets.

iii. Les effets marginaux du statut et des autres revenus de l'enseignant

Outre la connaissance du sens dans lequel les variables d'intérêt agissent sur l'absentéisme de l'enseignant, il est important pour parfaire les analyses, de mesurer la magnitude de l'effet des variables ; un tel exercice nécessite le calcul des effets marginaux du statut de l'enseignant et des autres revenus sur la fréquence d'absentéisme de l'enseignant, les valeurs des coefficients estimés dans le modèle Tobit n'étant pas directement interprétables comme des effets marginaux à l'image des coefficients d'un modèle de régression linéaire. Ces effets marginaux, dans le cas d'une estimation Tobit cas de solution en coin, sont généralement calculés respectivement pour toutes les valeurs de la variable expliquée et les valeurs strictement positives de la variable expliquée. Les analyses des effets marginaux porteront essentiellement sur les variables significatives dans l'explication de la fréquence d'absentéisme de l'enseignant.

Les effets marginaux estimés caractérisent la réaction de la fréquence d'absentéisme de l'enseignant à la variation des variables explicatives. Remarquons que les variables explicatives ici sont de deux catégories : certaines variables explicatives sont qualitatives binaires alors que d'autres sont quantitatives.

Le tableau suivant présente les effets marginaux de l'ensemble des variables explicatives sur la fréquence d'absentéisme pour l'ensemble de l'échantillon.

Tableau n° 14 : effets marginaux des différentes variables sur l'absentéisme de l'enseignant pour l'ensemble de l'échantillon

Variables	Effet marginal de la fréquence d'absentéisme
AUTREREVENU	-6.51e-06** (-2.09)
MTPERMANENT	.0713941** (2.98)
FEMME	-.0239339 (-0.85)
AGRICULTURE	.1378517* (1.74)
ENSEIGNMT	.1278039** (2.13)
COMMERCE	.0701148 (0.91)
MTCONTRACTUEL*SYNDIC	.0003406 (0.01)
BEPC	.0307965 (0.90)
INFBEP	-.0517773 (-0.67)
RESTE_ENS	-.0103137 (-0.47)
nombre d'observations	283

(.) t de student

* Significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

Source : Construit à partir des résultats des estimations

L'effet marginal du statut de l'enseignant ici fourni traduit la réaction de la fréquence d'absentéisme de l'enseignant lorsque l'enseignant passé du statut de contractuel au statut de permanent ; cet effet marginal est de 0,0713941, ce qui signifie que le passage du statut de contractuel au statut d'enseignant permanent accroît, et ce significativement au seuil de 5%, la fréquence d'absentéisme de l'enseignant du primaire de 0,071341%¹⁷. Cela voudra dire par exemple que si un enseignant s'absentait 10 jours sur 100 initialement en étant sous le statut de contractuel, le rendre permanent l'amènerait à s'absenter

¹⁷ Remarquer ici que l'interprétation de l'effet marginal en ce qui concerne la réaction de la variable expliquée se fait en termes de pourcentage ne signifie nullement une expression de l'élasticité, puisque la variable expliquée elle-même est ici exprimée en pourcentage, étant une fréquence.

environ 10,71341 jours soit environ 11 jours sur 100, ce qui est assez important comme effet lorsqu'on considère l'importance d'une journée d'absence de l'enseignant dans l'achèvement du contenu des programmes d'enseignement dans les classes.

Quant à l'effet marginal des revenus hors activité de l'enseignant sur son absentéisme, il traduit l'impact d'une variation d'une unité de ces revenus sur la fréquence d'absentéisme de l'enseignant. Estimé dans le cas de notre étude, cet effet marginal est de $-6,51 \cdot 10^{-6}$. Ainsi, pour un enseignant dont les revenus hors activité d'enseignement passent par exemple de 10000fcfa à 11000fcfa, et qui s'absentait initialement 10 jours sur 100, la fréquence d'absentéisme diminuera toute chose égale par ailleurs de 0,065% en passant à 9,35 jours sur 100. Ici aussi, l'effet est non moins négligeable pour les mêmes raisons que précédemment.

2.2.3.2 Les implications

Les différents résultats qui viennent d'être présentés et analysés montrent globalement que le phénomène d'absentéisme est plus perçu chez les enseignants sous le statut de permanent que chez ceux sous le statut de contractuel ; de même, l'effet des autres revenus de l'enseignant a été mis en exergue, les interactions entre les autres revenus et le statut de l'enseignant ayant été présentées. Ces résultats ont des implications assez riches qu'il convient de souligner.

i- Le revenu, un canal de transmission de l'effet du statut de l'enseignant sur son absentéisme

L'effet négatif des revenus hors activité de l'enseignant sur son absentéisme a été mis en exergue par nos résultats d'estimation ; de plus, un rapprochement entre les résultats d'estimation et les résultats de l'analyse statistique confirme une persistance du phénomène d'absentéisme chez les enseignants permanents ; à tous les quantiles d'absentéisme, les contractuels sont moins absentéistes que les permanents ; de même, à tous les quantiles de revenus hors activité, les contractuels ont plus de revenus hors activité que les permanents ; aussi bien l'analyse statistique que l'analyse économétrique confirment que l'absentéisme est l'apanage des enseignants permanents.

A la lumière de ces différents constats, on s'aperçoit que si la baisse des revenus hors activité favorise l'absentéisme de l'enseignant pendant que le phénomène d'absentéisme est favorisé par le statut de permanent, alors le revenu de l'enseignant apparaît comme un facteur déterminant de son niveau d'absentéisme. Dans ces conditions, on pourrait conclure que c'est parce que les enseignants permanents, conscients de la durée assez longue de leur contrat avec l'employeur, l'Etat, adoptent des comportements d'absentéisme pour exercer des activités supplémentaires en mesure de leur procurer des revenus. La trilogie paraît alors clairement établie : si le contrat est permanent, et que les revenus hors activité sont moins importants, l'enseignant s'absentera et cherchera à mener davantage d'activités susceptibles de lui procurer encore plus de ressources.

Une telle trilogie nous amène à nous demander si le niveau des revenus hors activité n'apparaît pas comme étant un canal de transmission de l'effet du type de contrat sur la fréquence d'absentéisme de l'enseignant.

Parler de canal de transmission de l'effet du statut de l'enseignant sur son absentéisme revient à identifier les facteurs par lesquels peut transiter l'influence du type de contrat sous lequel se trouve l'enseignant pour influencer sa fréquence d'absentéisme dans le cadre de l'exercice de sa fonction. Au vu de nos résultats, nous sommes en mesure de dire que dans le cas de l'enseignement primaire au Bénin, les arguments de faiblesse de revenu des enseignants sont en mesure de justifier les comportements d'absentéisme que l'on observe et qui sont beaucoup plus fréquents chez les enseignants permanents que chez les enseignants contractuels.

Le revenu global de l'enseignant est composé de son salaire et des autres revenus non salariaux qui proviennent d'autres activités qu'il mène ; la composante salaire du revenu de l'enseignant du primaire présente un très faible variabilité d'un enseignant à l'autre ; elle est régie par la législation en vigueur en matière salariale ; si les enseignants permanents sont plus absentéistes que les contractuels comme le montrent aussi bien les analyses statistiques que les analyses économétriques, alors que les conditions salariales des enseignants permanents sont meilleures par rapport à celles des enseignants contractuels (Bourdon, 2007), on ne peut situer la cause de l'absentéisme des enseignants permanents au niveau des salaires ; si tel était le cas, ce sont les contractuels qui devraient être plus absentéistes ; il ne reste alors que la composante non salariale qui puisse être mise en cause ; cette composante est d'après nos analyses statistiques plus faible chez les enseignants permanents que chez les enseignants contractuels alors que ce sont les permanents qui sont plus absentéistes. On a donc un argument de reconnaître que la faiblesse du revenu de l'enseignant est un canal de transmission de l'effet de son statut sur son absentéisme.

ii- Quelle mesure pour limiter l'absentéisme des enseignants dans l'enseignement primaire ?

Pour limiter le phénomène d'absentéisme des enseignants du primaire, il faut identifier correctement les causes du fléau ; les analyses qui viennent d'être faites, aussi bien du point de vue statistique que du point de vue économétrique montrent clairement que le statut de l'enseignant, ses revenus hors activité, les autres activités qu'il mène sont des facteurs significatifs expliquant la fréquence d'absentéisme de l'enseignant. Réduire le phénomène d'absentéisme de l'enseignant passera donc par une action sur ces différents éléments de la part du pouvoir public. Le monitoring (la surveillance) est l'un des moyens que suggère la théorie économique pour réduire les comportements de tir au flanc de la part des travailleurs (Shapiro Stiglitz, 1984) ; mais le monitoring a un coût, et sa mise en œuvre peut s'avérer non efficace dans le cas de la fonction publique en général et celui de l'enseignement en particulier, un secteur social sans but lucratif de surcroît où, contrairement au cas du secteur privé, l'employeur recherchant un profit maximum, est prêt à tout mettre en œuvre pour obtenir les meilleurs résultats possibles. Aussi, il se pose le problème fondamental que le modèle principal – agent a déjà soulevé, celui de savoir quel dispositif de surveillance mettre en place ? De plus, en faisant recours à la politique d'avancement par mérite souvent préconisée dans le cas des fonctions publiques, une autre difficulté apparaît, celui de savoir quels critères de mérite on peut utiliser dans le cas des enseignants en général et celui des enseignants du primaire en particulier où, le seul indicateur probable de mérite est le résultat des apprenants en fin d'année ; on sait que le résultats des apprenants en fin d'année n'est pas totalement endossable à l'enseignant, et que dans les classes intermédiaires où l'apprenant n'est pas soumis à un examen au plan national, c'est encore l'enseignant, sujet à l'évaluation de mérite, qui doit évaluer les apprenants.

A la lumière de ces observations et des analyses précédemment faites, une action efficace doit nécessairement aller dans le sens de la motivation et non de la surveillance ; une telle motivation peut passer par l'amélioration du pouvoir d'achat de l'enseignant ; en effet, étant donné que le rôle des arguments économiques de l'absentéisme a été mis en évidence par nos résultats, agir sur le pouvoir d'achat de l'enseignant pourrait l'inciter à consacrer plus du temps à son emploi, et répartie donc de façon optimale son temps total entre l'emploi contractuel et le loisir, au lieu d'en affecter une partie à des activités non contractuelles en mesure de lui apporter des revenus additionnels.

La solution que nous proposons s'inscrit en ligne droite d'une revalorisation de la fonction enseignante, sujet qui fait l'objet de débats multiples de nos jours dans les milieux enseignants, et débattu aussi dans la littérature économique notamment par Duflo (2010). Si l'enseignant arrive à vivre de son métier, il va de soi qu'il l'exerce avec passion et évite des comportements déviants qui sont de nature à réduire le temps contractuel qu'il doit consacrer aux apprenants. Les résultats de notre réflexion relancent donc à nouveaux ces débats sur la revalorisation de la fonction enseignante, et les arguments d'une telle mesure se trouvent pour ce qui est de l'enseignement primaire, dans les conclusions auxquelles nous sommes parvenus en ce qui concerne l'impact du statut de l'enseignant sur son absentéisme.

2.3. Simulations de mesures de politique

Après avoir mis en évidence l'effet du type de contrat sur l'absentéisme de l'enseignant, nous allons à présent procéder à des simulations de mesure de politique, dans le but d'apprécier l'incidence des différentes politiques susceptibles d'être mises en œuvre pour limiter l'absentéisme des enseignants. Les simulations portent sur deux grandes mesures : la mesure de reversement systématique des contractuels en permanents, et la mesure de revalorisation de la fonction enseignante. A cet effet, nous utilisons l'effet marginal du statut sur l'absentéisme et l'élasticité de la fréquence d'absentéisme de l'enseignant par rapport au revenu hors activité comme instruments de simulation.

Le tableau suivant donne les élasticités de la fréquence d'absentéisme par rapport à l'ensemble des variables explicatives ayant servi à estimer le modèle d'absentéisme de l'enseignant du primaire. Les effets marginaux sont ceux précédemment présentés dans le tableau n°15.

Tableau n° 15 : élasticités de la fréquence d'absentéisme

Variables	élasticité de la fréquence d'absentéisme
AUTREREVENU	-1.008038* (-1.94)
MTPERMANENT	.2989147** (2.64)
FEMME	-.07098 (-0.83)
AGRICULTURE	.3286614* (1.66)
ENSEIGNMT	.2675465** (1.98)
COMMERCE	.0652352 (0.90)
MTCONTRACTUEL*SYNDIC	.0008714 (0.01)
BEPC	.0555157 (0.89)
INFBEP	-.0150544 (-0.66)
RESTE_ENS	-.1163505 (-0.47)
nombre d'observations	283

(.) t de student

* Significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

Source : Construit à partir des résultats des estimations

Les élasticités contenues dans ce tableau traduisent la sensibilité de la fréquence d'absentéisme de l'enseignant aux variations des différentes variables explicatives.

2.3.1. Simulation de la politique de reversement systématique des contractuels en permanent

Dans le cadre des mesures envisagées par l'Etat face aux revendications des enseignants, il y a le reversement des enseignants contractuels à la fonction publique. Nos résultats et les analyses qui en ont découlé montrent que le statut de permanent des enseignants du primaire a un impact positif et significatif sur l'absentéisme de ces derniers. Il est alors important de s'interroger sur l'incidence de la mesure de reversement envisagée par l'Etat. Quel sera alors le gain en termes de nombre de jours de travail perdus ? Quelle sera l'incidence financière approximative pour l'Etat ? Quel est l'équivalent monétaire des jours d'absence de l'enseignant sur un an ? Nous apporterons des solutions à ces différentes questions en utilisant les résultats du tableau suivant conçu à partir de l'utilisation de l'effet marginal du statut de permanent sur l'absentéisme de l'enseignant.

Les simulations réalisées sont basées sur un certain nombre d'hypothèses qu'il convient de préciser :

- Le salaire moyen d'un enseignant permanent (les différents avantages compris) est estimé à 107779,5 fcfa, et celui de l'enseignant contractuel est de 37641,81 fcfa, selon des données de l'enquête PASEC CONFEMEN BENIN.
- Nous supposons, pour simplifier les analyses, que l'enseignant est payé pendant les douze (12) mois de l'année alors qu'il travaille pendant neuf (9) mois ; cette hypothèse nous permet d'approximer le nombre de jours d'absence de l'enseignant.
- Le nombre moyen de jours de travail de l'enseignant en un mois est de 20 jours, en supposant que la semaine de travail comporte 5 jours de travail, le mois étant supposé comporter quatre (4) semaines en moyenne.

Sur la base de ces hypothèses, l'incidence financière annuelle par enseignant contractuel reversé en enseignant permanent, l'incidence du reversement en terme de jours d'absence par an, l'équivalent monétaire des jours d'absence et l'effet monétaire global pour l'Etat sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau n° 16 : résultats de simulation des effets du reversement des enseignants contractuels à la fonction publique

Rubriques	Valeurs
incidence financière annuel/enseignant (A)	805652,28
incidence en absentéisme en un an(B)	12,850938
équivalent monétaire en un an(C) (coût indirect)	26114,26903
effet net(A)+(C) (coût total) (D)	831766,549
part du cout indirect dans le cout total	0,031396152

Source : calculs de l'auteur

* : (A) = (salaire mensuel moyen de l'enseignant permanent – salaire mensuel de l'enseignant contractuel) x 12.

(B) = effet marginal du statut x 20 x 9

(C) = (salaire mensuel moyen de l'enseignant contractuel / 20) * (B)

(D) = (A) + (C)

Les chiffres de ce tableau montrent que le reversement d'un enseignant contractuel en enseignant permanent coûtera globalement environ 831766,5 fcfa en un an, dont 26114,27 fcfa soit 3,14% environ représente des coûts indirects liés à l'absentéisme de l'enseignant ; si l'on ramène ces chiffres au niveau global en considérant l'effectifs des enseignants qu'il faudra reverser à la fonction publique, on s'aperçoit que la mesure coûtera énormément à l'Etat dans le contexte actuel où les Etats font face à des contraintes budgétaires énormes. Cependant, il faut noter que nous n'avons tenu compte ici que des coûts que la mesure pourrait engendrer ; il serait tout aussi intéressant d'en évaluer les avantages, afin de mener une analyse coût-avantage complète, condition nécessaire pour juger de l'opportunité de la mesure. Les avantages d'une telle mesure sont à rechercher dans les résultats que la mesure pourrait avoir sur la qualité de l'éducation notamment sur le rendement des élèves.

Qu'en est-il à présent des incidences d'une mesure de revalorisation de la fonction enseignante ? La sous-section suivante procède à une simulation d'une telle politique.

2.3.2. Simulation de revalorisation de la fonction enseignante

Comme nous l'avions mentionné et argumenté plus haut, l'absentéisme des enseignants est aussi un problème de revenu des enseignants ; la faiblesse de ce revenu, élément central du pouvoir d'achat des enseignants, sert de canal de transmission de l'effet du statut de l'enseignant à son absentéisme. Dès lors, il est tout à fait justifié de s'interroger sur l'incidence d'une politique de revalorisation de la fonction enseignante, à travers l'augmentation des avantages financiers dont bénéficient les enseignants. Les simulations que nous présentons ici sont faites sur la base de quatre (4) scénari représentés respectivement par une augmentation des salaires entrainant un accroissement du revenu de l'enseignant de 1%, 2%, 5% et 10%.¹⁸ Elles sont basées sur un ensemble d'hypothèses :

- Le revenu mensuel global moyen de l'enseignant utilisé est la moyenne sur l'échantillon, soit 64889,05 fcfa.
- L'enseignant travaille neuf (9) mois soit 180 jours et est rémunéré pendant les douze (12) mois.

Le tableau suivant présente les résultats des simulations.

Tableau n° 17 : résultats de simulation des effets de la revalorisation de la fonction enseignante

	scénario 1	scénario 2	scénario 3	scénario 4
Taux d'augmentation du revenu global	1%	2%	5%	10%
incidence financière sur une année (E)* (fcfa)	7786,686	15573,372	38933,43	77866,86
effet pour un enseignant (gain en jours récupéré) (F)*	16,4261434	32,8522867	82,1307168	164,261434
équivalent monétaire (G)* (fcfa)	35529,2279	71058,4559	177646,14	355292,279
effet net (G)-(E) (fcfa)	27742,5419	55485,0839	138712,71	277425,419

Source : Calculs de l'auteur

¹⁸ Nous supposons ici que l'augmentation de revenu concerne la différence entre le salaire actuel de l'enseignant et le niveau de salaire qu'il aura atteint après la mesure, dans le but de prendre en compte l'élasticité du revenu que nous avons calculé.

$*(E) = \text{revenu mensuel global} \times \text{taux du senario} \times 12$

$(F) = \text{élasticité} \times \text{taux du senario} \times \text{taux moyen d'absentéisme} \times 180$

$(G) = (\text{revenu global mensuel moyen} / 30) \times F$

Les chiffres ainsi calculés montrent que l'augmentation du revenu global de l'enseignant a globalement un avantage pour l'Etat puisque quelque soit le scénario considéré, ce que coûte la mesure à l'Etat est de loin inférieur à ce que gagne l'Etat en terme de valeur monétaire des jours d'absence récupérés en une année. Par exemple, le premier scénario (1% d'augmentation) coûtera en moyenne 7786,686 fcfa par enseignant à l'Etat alors que cela permettra de récupérer environ 16 jours et demi d'absentéisme ; l'équivalent monétaire de ces jours d'absence est de 35529 fcfa environ, ce qui devrait être perdu si l'enseignant s'absentait ; il s'en suit un effet net positif de 27742,5 fcfa par enseignant pour l'Etat.

Si l'on prend donc en compte l'ensemble des enseignants, on se rend compte que globalement, la mesure de revalorisation de la fonction enseignante au primaire, au-delà des effets que cela pourrait avoir sur le bien-être des enseignants, contribuerait non seulement à réduire l'absentéisme des enseignants, mais rationaliserait davantage les dépenses salariales. Les effets d'une telle mesure pourraient même s'étendre à la motivation des enseignants dans l'exercice de leur fonction, en affectant leur contribution à l'acquisition de compétence chez les élèves ; à ce niveau, des études plus spécifiques devront être menées pour confirmer ou infirmer l'effet sur les acquisitions.

Conclusion

Au regard des impacts potentiels de l'absentéisme du travailleur sur l'activité de l'entreprise mises en évidence par la littérature économique et par les faits stylisés, il est tout à fait justifié de s'intéresser à l'analyse des déterminants de ce fléau. La théorie économique néoclassique a jeté les bases d'une analyse de l'offre de travail, en mettant un accent particulier sur le niveau des salaires, le temps contractuel et les sanctions en cas d'absence dans l'explication de l'absentéisme du travailleur. S'il est vrai que ces facteurs jouent incontestablement un rôle fondamental dans l'explication des absences au travail, il n'en demeure pas moins que la nature du contrat entre l'employeur et l'employé constitue un déterminant potentiel de l'absentéisme du travailleur, et plus encore, lorsque l'employeur est l'Etat.

Le rôle fondamental que joue l'enseignant dans le système éducatif n'est plus à démontrer ; mieux lorsqu'on s'intéresse à l'enseignement primaire, il est tout à fait crucial de s'intéresser à l'analyse de l'absentéisme de l'enseignant, au regard de l'importance du cycle primaire dans l'efficacité du système éducatif à tous les niveaux. En effet, c'est dans le primaire que l'élève acquiert les bases fondamentales du processus d'apprentissage, bases dont les effets vont se prolonger tout le long du parcours scolaire. S'intéresser à l'absentéisme de l'enseignant au primaire trouve alors sa pleine justification.

L'exercice auquel nous nous sommes livré dans le cadre du présent chapitre a été d'appréhender l'impact du type de contrat entre l'enseignant et son employeur (l'Etat) sur son comportement d'absentéisme dans l'enseignement primaire, au regard des débats que suscite la part de plus en plus croissante des enseignants contractuels dans le système éducatif béninois en général, et dans l'enseignement primaire en particulier.

En développant une analyse basée sur l'utilisation d'un modèle Tobit avec solution en coin, nous avons mis en évidence une plus grande propension des enseignants permanents à s'absenter par rapport aux enseignants contractuels ; au regard des résultats et des analyses menées, cet absentéisme plus prononcé des enseignants permanents par rapport aux enseignants contractuels dans le système éducatif primaire, a des arguments économiques. En effet nos résultats montrent que, parallèlement au fait que l'absentéisme est plus prononcé dans le rang des enseignants permanents, les revenus hors

activité des enseignants permanents sont en général plus faibles que ceux des enseignants contractuels ; les sources de ces revenus hors activité sont assez variés chez les enseignants contractuels, qui, faut-il le rappeler, bénéficient de conditions salariales moins intéressantes que les enseignants permanents.

La leçon essentielle qui se dégage de nos résultats est d'une portée théorique : alors que la théorie économique prévoit une réduction de l'offre de travail suite à un accroissement des revenus hors activité, nos résultats suggèrent une corrélation négative entre l'absentéisme de l'enseignant et les revenus que gagne celui-ci dans les autres activités qu'il mène en dehors des heures de classe. Les revenus hors activité de l'enseignant, en contribuant à l'accroissement du pouvoir d'achat global de ce dernier, améliorent ainsi son bien-être, toute chose qui contribue à amener l'enseignant à s'occuper mieux de son travail.

Il est alors important de reconnaître ici la nécessité de la revalorisation de la fonction enseignante, si tant est que l'on veuille réduire l'absentéisme des enseignants. Les simulations que nous avons réalisées au regard des résultats d'estimation font état d'un effet net positif par enseignant en terme de gain pour l'Etat en améliorant les salaires des enseignants. Les effets d'une telle mesure de revalorisation pourraient aller au-delà de la simple réduction des absences au travail, et toucher l'amélioration de la qualité de l'éducation à travers un renforcement des acquis des élèves.

Si l'enseignant contractuel est moins absentéiste que l'enseignant permanent, il est tout aussi important de se questionner sur l'efficacité comparée des deux catégories d'enseignants en terme de contribution à la performance des élèves. C'est à cet exercice que nous nous livrons dans le chapitre qui suit. Les résultats que nous fournirons les analyses qui suivront dans ce chapitre nous permettront de savoir si le statut de contractuel a en plus de l'argument de présentéisme, de nouveaux arguments pour une efficacité du système éducatif.

Chapitre 2

Contractualisation de la fonction enseignante et acquisition de performance chez les élèves du primaire au Bénin

Introduction

Le produit de l'éducation ne se résume pas au nombre d'élèves ; la qualité de la formation importe au moins tout autant. A cause du grand nombre d'intervenants et de leurs intérêts parfois divergents, la qualité de l'éducation est l'objet de bien de débats. Au nombre de ces acteurs dans le cas du public, il y a d'une part l'Etat et les enseignants, et d'autre part les parents d'élèves, les élèves et dans une certaine mesure les associations de parents d'élèves. L'Etat, en tant que principal acteur en matière de politique publique, mobilise et affecte les ressources pour une offre d'éducation dont non seulement les exigences de quantité, mais aussi celles de qualité sont de plus en plus croissantes compte tenu des mutations du marché du travail. Dans ce rôle primordial de mobilisation et d'affectation des ressources, l'Etat se doit de mettre à la disposition des écoles qu'il crée, les ressources humaines à même d'assurer une formation de qualité aux apprenants. Pour faire face à une demande d'éducation de plus en plus croissante, conséquence d'une explosion démographique et de la mise en application des mesures visant une Education Pour Tous (EPT), les gouvernements en général et ceux des pays en développement en particulier devant faire face à la nécessité de contenir la masse salariale supportée par l'Etat, ont eu recours à des enseignants dont le statut est assez varié. Au nombre de cette variété de statut se trouve le statut de contractuel aussi bien d'Etat que de la communauté avec des avantages et conditions de travail largement différents de ceux des enseignants fonctionnaires d'Etat.

En s'intéressant à la relation entre la contractualisation de la fonction enseignante et l'acquisition de performance chez les élèves, nous nous livrons à un exercice dont la portée est double : d'abord, il est question, du point de vue théorique, de mettre en évidence la théorie du capital humain à travers une analyse du canal par lequel le facteur « enseignant » agit sur la qualité du produit éducation. En suite, du point de vue de l'efficacité des politiques publiques en matière d'éducation, il est question de justifier ou d'infirmer les arguments généralement avancés en faveur d'une politique de contractualisation de la fonction publique en général et de la fonction enseignante en particulier.

Après avoir exploré la littérature relative à la fonction de production éducationnelle aussi bien dans ses aspects théoriques, empiriques que méthodologiques, nous procéderons à une exploration du rôle que peut jouer le statut de l'enseignant dans cette fonction de production dans le cas du Bénin, pays qui a fait comme l'ensemble des autres pays de la sous-région, l'option du recours à cette nouvelle catégorie d'enseignants dans tous les secteurs de l'enseignement ; cependant, notre réflexion sera axée sur le cas de l'enseignement primaire.

1. La Fonction de production éducative

La littérature relative à la fonction de production éducative est très majoritairement une littérature empirique qui se réfère plus ou moins explicitement au concept de fonction de production de la théorie microéconomique. Les débats autour du cadre théorique qu'offre celle-ci sont assez récents, si l'on excepte les discussions autour de la nature du produit de l'éducation. Si le produit de l'éducation présente des spécificités, notamment son incorporation à l'individu, sa nature ne semble pas fondamentalement différente de celle des autres produits auxquels se réfèrent traditionnellement les économistes. Pourtant, un certain nombre d'hypothèses inhérentes à la fonction de production dont l'homogénéité du produit et la perfection de l'information paraissent d'emblée contradictoires avec la démarche de l'analyse du produit éducatif. Ces problèmes ont débouché sur une attention accrue pour les questions de mesure signalant un certain pragmatisme des chercheurs qui se sont largement focalisés sur des travaux empiriques. La mesure du produit éducatif est incontestablement complexe, et la voie privilégiée par les recherches, à travers des tests standardisés des acquis scolaires, est nécessairement réductrice compte tenu des multiples facettes de l'éducation. Malgré tout, il est difficile de contester l'importance des acquis scolaires, notamment les acquis de base au cycle primaire, même si chacun s'accorde à reconnaître qu'ils ne sauraient résumer l'ensemble des objectifs assignés à l'éducation.

La littérature empirique, très abondante, s'est largement appuyée sur les tests standardisés des acquis des élèves. Il faut reconnaître qu'avec la multiplication des travaux, il est devenu de plus en plus difficile de concilier les résultats avec le cadre théorique de la fonction de production, ce qui a donné lieu à de nombreuses controverses. La relation incertaine entre les ressources affectées à l'éducation et les résultats obtenus a été au cœur des préoccupations des chercheurs. Assez récemment, des travaux ont proposé un élargissement du cadre théorique pouvant être appliqué à l'éducation. Ils ont notamment remis en cause l'allocation optimale des ressources (Pritchett et Filmer, 1999) mais aussi l'efficacité dans l'utilisation des ressources (Levin, 1997). Ces travaux tendent à concentrer leurs analyses sur le comportement des acteurs, on parle d'approche comportementale ou de « behavioral economics » (Leclercq, 2005). Une première conséquence est que lorsque les résultats scolaires dépendent des comportements des acteurs, les recommandations de politique éducative sont beaucoup moins évidentes que lorsqu'il s'agit d'augmenter la dotation de tel ou tel facteur comme c'est le cas avec la fonction de production traditionnelle. Cela implique donc une nouvelle lecture des résultats empiriques.

En effet, les résultats des travaux empiriques doivent être considérés avec certaines précautions. Ainsi, l'influence d'un facteur va dépendre de sa dotation et de son utilisation effective. Pour reprendre l'exemple souvent utilisé des manuels scolaires, si tous les élèves disposent d'un manuel de lecture, il n'y a pas de progrès à attendre à fournir un second manuel de lecture. En revanche, si une partie des élèves ne dispose pas du manuel et qu'on n'observe pas d'effet significatif sur les acquisitions pour ceux qui en ont un, il faut alors s'interroger sur l'utilisation qui en est faite. Il se peut par exemple que l'enseignant n'utilise pas le manuel dans son enseignement car trop peu d'élèves en disposent. Les résultats de la modélisation doivent donc être questionnés pour aboutir à une interprétation correcte. Il résulte de ce qui précède qu'on ne saurait généraliser les résultats d'une étude, ces derniers ne valent qu'à contexte donné. Il faut donc se référer aux résultats des études avec précaution notamment quand on veut élargir les conclusions à d'autres contextes. Il est alors souhaitable de pouvoir s'appuyer sur la récurrence de résultats pour un même facteur pour envisager avec prudence une extension des conclusions.

Cependant, il faut signaler que les débats dans la littérature ne se limitent pas au cadre théorique; bien au contraire, les problèmes méthodologiques rencontrés dans les estimations économétriques ont retenu depuis bien plus longtemps l'attention des chercheurs. Pour Todd et Wolpin (2003), l'une des raisons majeures pour expliquer les différences de résultats entre études empiriques réside dans les problèmes de spécification des modèles statistiques. Il s'agit donc d'un aspect essentiel à considérer quand on s'intéresse aux déterminants des acquisitions des élèves.

La première étude à grande échelle visant à faire une analyse des déterminants des acquisitions scolaires a été réalisée en 1966 et son principal auteur, James Coleman, est un sociologue. Les économistes n'étaient donc pas les pionniers dans ce domaine de recherche, d'autant que l'économie de l'éducation commençait seulement à émerger comme discipline à part entière. Pourtant, très rapidement, ils se sont montrés très productifs et très influents sur cette question des déterminants des acquis scolaires. Ainsi, la fonction de production éducative, en référence à la fonction de production de la microéconomie traditionnelle, est apparue assez rapidement dans le vocabulaire des chercheurs mais aussi assez paradoxalement. En effet, personne n'a vraiment considéré la fonction de production comme un véritable cadre théorique pour l'analyse de la production des systèmes éducatifs. Cependant, son influence est présente jusqu'à nos jours, un bref regard sur les titres des articles scientifiques dans ce domaine suffit pour s'en convaincre.

Le point de départ des débats autour de la fonction de production éducative est la difficulté à réconcilier les résultats des travaux empiriques avec le cadre théorique présumé. Un numéro spécial de « *The Economic Journal* » (113 [485], février 2003) est consacré aux controverses de la littérature relative à la fonction de production éducative, avec en point d'orgue celle opposant Hanushek (1997, 2003) et Krueger (2003) qui, à partir des mêmes données, n'aboutissent pas aux mêmes conclusions. Leclercq (2005) constate que la principale conclusion qu'on puisse tirer de la littérature sur la fonction de production éducative est précisément qu'elle n'est pas conclusive. La lecture sous l'angle de la fonction de production éducative des résultats des travaux empiriques pose incontestablement de grosses difficultés.

De façon intéressante, l'une des critiques les plus fréquentes tient à la spécificité du « produit éducatif » qui apparaît très éloigné du produit homogène de la concurrence pure et parfaite que requiert la fonction de production. D'emblée, c'est la non homogénéité du produit de l'éducation qui est au cœur des analyses et ce sont les différences de qualité de ce produit qu'on cherche à expliquer. Ceci conduit d'ailleurs à s'interroger sur les problèmes de mesure que cela pose et à se pencher sur les tests d'acquisitions généralement utilisés dans les études empiriques. Malgré l'inadéquation de la fonction de production et l'insuffisance notable de cadre théorique relevées par la plupart des chercheurs, la littérature économique comporte relativement peu de travaux sur cette question et encore sont-ils relativement récents. C'est à partir de la fin des années 1990 que quelques travaux ont commencé à ouvrir de nouvelles pistes de réflexion (Levin, 1997 ; Filmer Pritchett et Filmer, 1999 ; Akerlof et Kranton, 2002). Il faut dire que la multiplication des études empiriques montrant la faiblesse voire l'inexistence du lien entre les moyens mis à disposition de l'éducation et les résultats en termes d'acquis scolaire a été plutôt stimulante. La fonction de production se révélant plus que jamais un cadre incapable d'expliquer les résultats des observations empiriques. La plupart de ces nouveaux travaux ont un point commun, ils mettent un accent particulier sur la dimension comportementale en abandonnant complètement la fonction de production éducative. Après avoir exploré la fonction de production éducationnelle, nous nous pencherons sur la place de l'enseignant dans les débats relatifs à la production éducationnelle puis à la question de la modélisation des acquis scolaires.

1.1. La quête désespérée de la fonction de production éducative

La littérature sur la fonction de production éducative regroupe un ensemble assez vaste de travaux qui s'intéressent aux déterminants des acquisitions scolaires. La référence à la fonction de production est souvent qualifiée d'analogie par les auteurs. Toutefois, le cadre théorique sous-jacent aux analyses empiriques pose la question de l'interprétation des résultats qui a nourri de nombreuses controverses. Il n'est donc pas inutile de faire un bref détour par le concept de fonction de production de la microéconomie traditionnelle. La spécificité du produit de l'éducation est certainement l'aspect qui a le plus suscité de questions voire de réserves chez les chercheurs. Si le caractère multidimensionnel de l'éducation soulève un problème de mesure, il convient aussi de s'interroger sur cette spécificité du produit éducatif comparativement aux produits plus classiques de la théorie économique.

Si l'on excepte les discussions autour du produit de l'éducation, les controverses autour des résultats de la littérature sur la fonction de production n'ont que tardivement débouché sur des évolutions du cadre théorique de référence. Ce dernier, loin d'être stabilisé, fait l'objet depuis quelques années de nouvelles réflexions axées sur le comportement des acteurs.

1.1.1. Le concept de fonction de production dans la théorie microéconomique

La fonction de production occupe une place importante dans la théorie microéconomique et plus particulièrement dans la théorie de la firme. C'est par analogie que les économistes ont utilisé ce terme dans l'analyse du fonctionnement des systèmes éducatifs. On peut néanmoins s'interroger sur les fondements de cette analogie notamment en raison du fait que la fonction de production se situe dans le cadre d'un marché fonctionnant en situation de concurrence pure et parfaite.

Dans l'étude du comportement de la firme, la théorie microéconomique considère que les entreprises sont soumises à des contraintes techniques : « *seules certaines combinaisons d'inputs permettent de produire une quantité donnée d'output et l'entreprise doit se limiter à des plans de production techniquement réalisables* » (Varian, 1992, p.320). L'ensemble de production renvoie alors aux différentes combinaisons d'inputs et d'outputs qu'autorisent les contraintes techniques. Un point qui, nous le verrons, a son importance est l'hypothèse sous-jacente d'homogénéité de chaque input et de l'output. La fonction de production correspond à la frontière de l'ensemble de production, elle « *décrit la relation qui existe entre les quantités utilisées des différents facteurs (inputs) et la quantité maximale du bien (output) qui peut être produite* » (Picard, 1990, p.128). Ainsi, la fonction de production ne rend pas compte de n'importe quelles relations mais seulement des plus efficaces. Sur le plan théorique, cela s'explique par le fait que les entreprises cherchent à maximiser leurs profits. Les inputs représentent un coût et il est donc logique, pour un coût donné, que les entreprises produisent l'output maximum. Cela est rendu possible par le fait que la fonction de production est issue de relations techniques connues qui découlent d'un processus technologique exogène. Maximisation des profits, marché concurrentiel, processus technologique exogène, voilà qui semble bien éloigné de la réalité des systèmes éducatifs. Pourtant, c'est sur un autre aspect qu'insistent beaucoup d'auteurs pour expliquer la spécificité de la fonction de production éducative. C'est en effet l'hypothèse du produit homogène qu'implique la fonction de production classique qui est souvent remise en cause (Lemelin, 1998 ; Hanushek, 1979).

1.1.2 Spécificité et mesure du produit de l'éducation

De nombreux auteurs soulignent que le produit de l'éducation se différencie d'un produit homogène tel qu'étudié classiquement par la théorie de la firme en microéconomie. Cohn et Geske (1990) vont plus loin et considèrent qu'il y a différents produits. Ils citent cinq catégories : « basic skills », « vocational skills », « creativity », « attitudes » et « other outputs ». Lemelin (1998) parle plutôt de multiplicité du produit ; on pourrait parler aussi de produit multidimensionnel. Le produit de l'éducation serait donc composé de multiples facettes plus ou moins délicates à mesurer individuellement et quasiment impossibles à prendre en compte simultanément. Force est de constater que le concept de produit de l'éducation ressemble fort à une auberge espagnole où chacun amène sa propre définition. Ainsi, la définition du produit se confond avec les attentes tout aussi multiples de chacun.

Naturellement, tout semble plus simple quand il s'agit de voitures, d'ordinateurs ou de machines à laver. Pourtant, il est bon de faire remarquer que chacun de ces produits présente aussi de multiples dimensions. En effet, un modèle de voiture se singularise par un ensemble de caractéristiques : vitesse de pointe, consommation d'essence, fiabilité, sécurité, esthétique, etc. Il ne serait pas nécessairement plus simple d'estimer une fonction de production qui tenterait de prendre en compte toutes ces dimensions ; comment pondérer telle ou telle dimension et trouver une unité de mesure ? L'exercice

serait assurément périlleux. C'est pourquoi la théorie de la firme en microéconomie se focalise sur un produit homogène et raisonne sur les quantités produites. La question de possibles différences de qualité des produits se trouve ainsi écartée de la réflexion alors qu'elle apparaît d'emblée centrale pour l'éducation. Si ce problème a pu être contourné en microéconomie, pour un temps au moins, c'est en partie lié au fait de l'existence d'une mesure du produit : le prix du marché. La monétarisation du produit constitue en effet une mesure *stricto sensu* qui est censée prendre en compte les différentes dimensions du produit. Toutefois, les travaux sur la différenciation des produits initiés par Lancaster (1990) ont montré dans ce domaine les insuffisances de l'approche microéconomique traditionnelle.

On voit se dégager, à travers la discussion précédente, trois aspects par lesquels se différencie nettement l'éducation.

Tout d'abord, l'hypothèse de produit homogène est mise en cause et l'enjeu de l'analyse se situe clairement dans l'appréhension des différences de qualité. Alors que cette question est sensiblement de même nature pour les biens manufacturés, elle est apparue incontournable pour l'éducation.

Ensuite, les caractéristiques qui définissent la qualité d'un produit industriel sont généralement observables, et même supposées observées (hypothèse d'information parfaite). Or, cela ne peut être retenu pour le produit de l'éducation pour la simple raison que le produit de l'éducation est incorporé à la personne et donc immatériel (Caner, 2000). Cette spécificité rend la question de la mesure très sensible.

Or, c'est le troisième aspect, la mesure que fournit le marché (le prix) n'existe pas dans le domaine éducatif. La mesure est donc essentielle mais laquelle utiliser? Il n'est malheureusement pas de réponse entièrement satisfaisante à cette question. Même si on part d'une définition assez générale où l'éducation est considérée comme une activité de transmission de valeurs et de savoirs, le problème de la mesure reste délicat. Il n'a pas été possible de définir une mesure globale et exhaustive du produit de l'éducation. Ici, c'est le pragmatisme des chercheurs qui a prévalu, il est vrai en cohérence avec une vision dominante de l'éducation comme activité de transmission de savoirs. En effet, comme le souligne Hanushek (1979) le recours aux tests standardisés des acquis scolaires est devenu la pratique de référence pour mesurer le produit de l'éducation, même si des études ont été menées sur d'autres dimensions (attitudes, assiduité, poursuite d'études, etc.). Bien que les chercheurs soient peu prolixes pour expliquer cette direction prise par les recherches menées, un ensemble d'éléments d'explication plus techniques peut aussi être avancé :

- (i) La mesure des acquis des élèves, malgré ses limites, est un champ de recherche développé qui fournit des mesures relativement fiables dont on connaît les insuffisances. Les outils (tests) sont facilement accessibles et utilisables.
- (ii) La mesure des acquis des élèves correspond bien à l'idée d'incorporation à l'individu qu'on associe à l'éducation. On identifie pour chaque individu des qualités différentes, ici des niveaux d'acquisitions. On est donc très proche du concept de capital humain tel que défini par Becker (1964).
- (iii) Lemelin (1998) rappelle aussi que les tests sont utilisés en interne dans les systèmes éducatifs, il s'agit donc d'outils courants pour la communauté éducative et en lien direct avec les objectifs fixés par le système éducatif (les tests se fondent sur les programmes scolaires). Les études basées sur des tests d'acquis suscitent donc généralement l'intérêt des acteurs et ont leur légitimité.

Il y a donc différentes catégories de raisons qui peuvent contribuer à expliquer l'engouement pour les tests d'acquisitions standardisés dont la représentation collective de l'éducation, où les enfants vont acquérir des savoirs, n'est pas la moindre. Pour revenir à la question de la mesure, il ne faut pas conclure

trop rapidement que le fait de limiter le produit de l'éducation à la dimension des acquis scolaires résout tous les problèmes de mesure. En effet, les débats autour des théories des tests sont très vivaces. Il semble d'ailleurs utile de faire un bref détour par ces questions, car elles éclairent les limites de la mesure généralement utilisée dans les études se référant à la « fonction de production éducative ».

L'un des critères déterminants d'appréciation d'un test est sa fiabilité, c'est-à-dire la précision de la mesure qu'il permet. Le principe est que, si le test est répété, il devrait fournir sensiblement les mêmes résultats. La fiabilité est un pré-requis à la discussion sur la validité qui s'attache à interroger l'écart entre ce qu'on souhaite mesurer et ce qu'on mesure réellement avec le test. Ainsi, pour Laveault et Grégoire (1997) « sans fiabilité ou, si l'on préfère, sans mesure précise, toute discussion sur la validité devient futile ». Or, pour être fiable, un test doit en théorie mesurer une seule et même chose (une aptitude scolaire comme la lecture par exemple). Ainsi, l'un des indicateurs de fiabilité les plus utilisés mis au point par Cronbach (1951), l'alpha de Cronbach, calculé à partir du nombre d'items d'un test, de la somme des variances des items et de la variance des scores totaux au test, suppose que plus les corrélations entre les items qui composent le test, pris deux à deux, sont fortes et plus ces items sont homogènes et mesurent la même chose. Par conséquent, l'unidimensionnalité apparaît comme une conditionnalité de la fiabilité d'un test. Certains tenants de l'approche par les compétences, importée du monde de l'entreprise, soulèvent ainsi les limites de la démarche. Pour De Ketele et Gérard (2005) les épreuves classiques « permettent bien d'évaluer les ressources jugées nécessaires (*savoir-reproduire et savoir-faire*), elles ne permettent pas (ou peu) d'évaluer la faculté de mobiliser celles qui sont pertinentes pour résoudre des problèmes ou effectuer des tâches complexes ». Les tests utilisés ne sauraient donc pas rendre compte de la complexité d'une compétence ou en tout cas pas suffisamment. Il convient toutefois de relativiser. En effet, l'expérience montre que des dimensions différentes peuvent être intégrées dans un même test sans remettre en cause sa fiabilité. Par exemple, le test de mathématiques de fin de 5^{ème} année de l'école primaire utilisé par le Programme d'Analyse des Systèmes Educatifs de la CONFEMEN (PASEC) intègre plusieurs dimensions, dont la géométrie et la résolution de problème, ce qui ne l'empêche pas d'obtenir des alpha de Cronbach souvent supérieurs à 0,80 indiquant une très bonne fiabilité du test puisqu'on considère généralement qu'au-delà de 0,70 la fiabilité du test est convenable.

1.1.3. La définition de la fonction de production d'école

Depuis le rapport Coleman (1966) qui a présenté la difficulté d'identifier les facteurs explicatifs d'un service éducatif de qualité, Hanushek (1979, 1986) a noté que la recherche a décrit « un éventail ahurissant d'enjeux techniques et ésotériques avec des résultats apparemment contradictoires » sur le processus de production des écoles. Tous ces efforts menés, toujours selon Hanushek, sans que l'on puisse répondre aux deux questions centrales : premièrement, quels sont les facteurs qui influencent la performance des élèves ? Deuxièmement, quels sont les facteurs déterminants de la structure des coûts de l'éducation ? Sans en rechercher les implications en termes d'analyse économique, le rapport Coleman pointait aussi une question redoutable sur la difficulté de cerner le produit éducatif. Plutôt que de parler d'imprécision du produit éducatif, ne vaut-il pas mieux évoquer, suivant Lemelin (1998), la multiplicité du produit ; on pourrait parler aussi de produit multidimensionnel. Le produit de l'éducation serait donc composé de multiples facettes plus ou moins délicates à mesurer individuellement et quasiment impossibles à prendre en compte simultanément. À l'évidence, on touche ici l'une des questions les plus délicates de l'évaluation éducative : quelle est la finalité éducative ? Par rapport à ces aspects qualitatifs, rares sont les apports qui permettent de fixer un langage commun aux acteurs de l'éducation, on doit toutefois noter l'essai Mortimore et Stone (1991) qui articule, au-delà des langages propres à chaque approche disciplinaire, le biais d'analyse causé par la faible disponibilité d'outils de mesure de la qualité. Dans ce contexte, l'approche économique a adapté sa vision en fonction de l'éclairage dont il dispose. Un des apports essentiels est donné par Pritchett et Filmer (1999) ; ces auteurs constatent que les choix qui orientent l'allocation éducative ne sont que peu concernés par les résultats scolaires. Les faits contredisent l'hypothèse d'une affectation efficace des ressources qui viserait à maximiser les résultats scolaires. Les deux auteurs soulignent quatre raisons à ceci :

- i- une volonté réductrice, par idéologie, de vouloir assimiler la « boîte noire » de l'école à une technologie de production conditionnée par les règles d'un marché économique ;
- ii- sans vouloir justifier les théories nihilistes de l'école ; il n'est pas exclu que l'impact de la scolarisation, sur les acquisitions, soit faible, ceci comparé aux poids des capacités innées des individus et de l'auto-apprentissage par le contexte socio-économique dans lequel les élèves vivent ;
- iii- la demande éducative n'est pas confrontée à un marché, ainsi la fonction de production observée peut-être non efficace d'un point de vue purement économique ;
- iv- la réalité du point précédent fait que la fonction de production éducative, si elle est testée, ne peut être qu'un constat fragile peu généralisable tel que déjà souligné par Hanushek (1986).

Depuis, l'approche économique de la théorie de la production d'école a encore été plus relativisée en fonction de l'utilité des enseignants, ce qui induit une sur-dotation des facteurs qui ont la préférence de ces derniers. Redonnant une lecture seconde de travaux antérieurs, les auteurs montrent la nécessité d'adapter l'analyse de la production éducative en fonction de ses équilibres de comportement qui peuvent exister entre les enseignants et d'autres groupes : parents, décideurs locaux ou nationaux, « ainsi la fonction de production dérive de relations techniques, non comportementales, alors qu'une théorie comportementale est nécessaire pour comprendre les résultats empiriques de la fonction de production » (Pritchett et Filmer, 1999). Toutefois, cette lecture, basée sur des conventions de comportement des acteurs, ne saurait, selon Akerlof et Kranton (2002), expliquer des résultats si variés sur l'efficacité de l'école. Tout en reconnaissant la place centrale des enseignants, les auteurs soulignent l'importance des écarts de perception des acteurs sur le produit éducatif et la difficulté de mesurer pleinement pour les facteurs les coûts et leur degré d'utilisation effectif, ceci du fait des différences de comportement. Ces éléments visant à promouvoir une lecture de la production éducative plus basée sur les comportements d'agent, et non limitée à une vision walrasienne de la production, sont précisés dans les synthèses de Al Samarrai (2002) et Leclercq (2005). Ceci a commencé à être décrit pour les comportements des enseignants par Hoxby (1996 et 2000), mais reste peu exploré du côté de l'impact du comportement des enseignants en réponse aux ajustements de la demande d'éducation. Ceci conduirait à entreprendre un recueil d'informations plus ample que les descriptions des systèmes éducatifs généralement disponibles. Bien sûr des démarches prometteuses peuvent être entrevues avec les outils de l'analyse expérimentale, mais il faut bien reconnaître que la situation est proche de celle de l'analyse de la consommation, des voies prometteuses existent, comme les analyses à la Lancaster, mais la capacité d'observation limitée en contraint toute application.

1.2. L'enseignant dans la production d'éducation

S'intéresser à l'enseignant dans la fonction de production éducationnelle est tout à fait justifié : l'enseignant est au centre du processus d'apprentissage par l'élève dans la mesure où c'est lui qui organise la classe. Quel usage la théorie économique fait-elle de l'enseignant dans le processus de production du capital humain ? la question mérite d'être posée lorsqu'on se propose de s'intéresser aux effets de la nature du contrat qui lie l'enseignant à son employeur qu'est l'Etat sur la qualité du produit de l'éducation : l'acquisition de performance chez l'apprenant.

1.2.1. Les premières tentatives de prise en compte de l'input enseignant

Le renouveau de l'intérêt de l'analyse économique pour les problèmes d'éducation, via la théorie du capital humain et la théorie du filtre, ne pousse pas à mettre l'enseignant au premier plan.

Le système éducatif y apparaît comme une boîte noire et réduit à une fonction technique. La question est celle de l'adéquation des outputs du système éducatif aux besoins du système productif et non pas celle du rôle ou de la place de l'enseignant. Il faudra attendre une représentation du processus d'enseignement comme fonction de production pour investir la boîte noire et permettre à l'enseignant d'entrer en scène comme input. C'est donc à partir d'un questionnement sur l'efficacité interne du système éducatif que l'enseignant trouvera sa place au sein de l'économie de l'éducation.

1.2.1.1. Un grand absent dans la théorie du capital humain et du filtre : l'enseignant

Si les théories du capital humain et du filtre rendent compte, bien que très différemment, de l'éducation, elles restent étonnamment muettes sur l'enseignant et sur sa participation à la production d'éducation. Ceci s'explique par la perspective adoptée, qui s'exprime en termes d'articulation entre le système éducatif et le système productif.

L'économie de l'éducation a pris son essor véritable dans les années 1960, avec le développement de la théorie du capital humain (Becker, 1964). Il s'agissait alors de rendre compte des effets de l'éducation sur les comportements privés et sociaux des agents et de décrire les rapports entre le système éducatif et le système productif. Ce changement de paradigme, ce développement d'un nouveau programme de recherche au sens de Lakatos (Blaug, 1976), a marqué et marque encore la science économique d'une empreinte qui va très au delà de la sphère de l'économie de l'éducation. Mais, en raison des objectifs assignés, c'est peu de dire que les rapports entre économie de l'éducation et analyse des enseignants étaient peu étroits. La théorie du capital humain reste, en effet, pour l'essentiel, une théorie de la demande d'éducation des ménages qui a, de ce fait, très peu de choses à dire sur l'offre d'éducation en général.

Le modèle du taux de rendement privé fait état des décisions individuelles en matière d'éducation, positionnées sur des critères purement financiers, indépendants des conditions de l'offre d'éducation. Le système éducatif n'est envisagé qu'à travers une fonction technique de transmission de « connaissances » ou de « compétences » (Caroli, 1993), appropriables par l'individu et valorisables sur le marché du travail, c'est-à-dire pourvoyeuses d'un taux de rendement interne. L'éducation est alors assimilée à un investissement dont le niveau est déterminé sur la base d'une maximisation inter-temporelle d'utilité. La théorie du capital humain ne s'intéresse pas au processus d'acquisition et de transmission des connaissances / compétences, mais plutôt au montant du revenu futur qu'elles peuvent engendrer.

Néanmoins, la théorie du capital humain suppose que les connaissances ou compétences acquises rencontrent une demande sur le marché du travail. Elle sous-entend donc que le système éducatif est adaptable parfaitement et instantanément aux variations d'une demande d'éducation qui n'est autre qu'une émanation de la demande de travail des entreprises, dont les exigences croissent au rythme de l'innovation technologique. Il existe donc une séquence « innovation – demande de qualifications – formation » (qui détermine, in fine, le bénéfice tiré de l'éducation), complétée par une séquence « formation – compétences – productivité – salaire » qui met en évidence le caractère technique de la fonction du système éducatif (Caroli, *op. cit.*). Mais ce caractère technique ne fait, à aucun moment, retour sur l'enseignant.

En outre, la définition des coûts indique que c'est uniquement le temps de l'apprenant et son argent qui permettent la création et le développement du capital humain, durant la période de scolarité. Les modèles d'accumulation optimale de capital humain sur le cycle de vie (Weiss, 1986) confortent cette vue d'une production de capital humain envisagée surtout comme une autoproduction, dépendant du temps et de l'aptitude de l'individu.

La théorie de capital humain n'exclut pas de dépasser une perspective purement privée pour s'élargir à une perspective sociale ou collective. Mais le principe et les modalités d'une intervention de l'État dans la production du capital humain, lorsque les raisons de cette intervention existent, ne relèvent pas véritablement de considérations liées à l'offre d'éducation, ni de considérations d'efficacité interne. Un bien éducation porteur d'effets externes positifs pour la société et un marché du capital imparfait peuvent justifier aisément un financement public, en raison du risque de sous investissement en capital humain par rapport à l'optimum social. Ceci est conforté par des travaux qui s'inscrivent dans la lignée de la théorie du capital humain, comme, par exemple, les travaux de Denison (1962, 1985) qui le premier, introduisit le niveau d'éducation comme facteur explicatif de la croissance, et plus récemment, par les modèles de croissance endogène. Mais, même dans cette perspective sociale ou collective, l'enseignant, agent économique participant à la production d'éducation, n'est pas identifié dans son rôle économique.

La théorie du filtre ou du signal, concurrente de la théorie du capital humain sur le domaine, reste aussi, et peut être même davantage, silencieuse sur la fonction enseignante. Rejetant l'idée de transmission de connaissances ou de compétences, la théorie du filtre met l'accent sur la fonction de sélection du système éducatif. Selon la version faible de la théorie, les diplômes délivrés par le système éducatif ont pour seul objectif de fournir aux entreprises un critère de sélection à l'embauche. Selon la version forte, le système éducatif réalise lui-même la sélection des individus en fonction de leur aptitude à réussir sur le marché du travail.

La version forte est particulièrement radicale puisqu'elle nie toute influence du système éducatif sur les élèves et les étudiants. Ceux-ci ont des aptitudes innées ou acquises en dehors de la scolarité ; le système éducatif ne fait qu'identifier ces aptitudes pour opérer ensuite une sélection entre les plus aptes et les moins aptes. Comme le souligne Caroli (*op. cit.*), « dans ces conditions, seule la sélection à l'entrée présente une certaine utilité sociale et l'on pourrait, à la limite, dispenser les enfants de toute scolarisation : l'essentiel est en effet qu'ils aient subi les épreuves de sélection qui les désignent comme plus ou moins "doués" les uns par rapport aux autres ». Dans la théorie du signalement (Spence, 1973), le système éducatif se doit d'être neutre dans la détermination de l'équilibre de signalement et dans le jeu qui se noue entre entreprises et salariés pour transmettre et recevoir l'information. Dès lors que le coût d'éducation est négativement corrélé avec la productivité (l'aptitude), le rôle majeur dans le processus revient à l'individu qui va signaler son aptitude en s'auto-sélectionnant.

Dans cette perspective, le rôle de l'enseignant est bien davantage qu'ignoré, il est totalement désavoué. Cette posture est bien évidemment extrême et se trouve démentie par les faits qui montrent des différences de classement aux concours d'entrée et de sortie (Blaug, 1987). Néanmoins, elle présente l'intérêt de projeter sur le devant de la scène la question de la valeur ajoutée du système éducatif et des enseignants en particulier.

La version faible est, en termes d'adéquation aux faits, plus recevable lorsqu'elle avance que l'éducation transmet une information en même temps qu'elle augmente la productivité. Dans cette représentation, plus complémentaire que concurrente à la théorie du capital humain (Riley, 1976), le niveau d'études obtenu apparaît comme un indicateur de productivité potentielle, dont se servent les employeurs comme critère de sélection, palliant ainsi l'incomplétude du contrat de travail.

Dans la théorie du filtre développée par Arrow (1973), le système éducatif (en l'occurrence l'université) a explicitement une fonction de sélection dont il convient d'optimiser le processus pour permettre de maximiser les bénéfices de la collectivité. A cette occasion, des questions importantes sont posées, notamment sur le rôle relatif du filtrage par une politique d'admission à l'entrée et une politique de délivrance de diplôme à la sortie (Gamel, 2000). Mais le processus de certification et de sélection lui-même renvoie largement à un système anonyme, lointain et désincarné où l'enseignant n'est pas intégré explicitement.

1.2.1.2. L'enseignant : un facteur de la fonction de production d'éducation

Par la suite, les travaux de l'économie de l'éducation ont eu tendance à se scinder entre ceux relatifs à la productivité externe de l'éducation et ceux relatifs à l'efficacité interne des systèmes éducatifs. Dans cette dernière orientation, l'intégration explicite de la dimension offre d'éducation s'est effectuée sous l'angle classique des fonctions de production. Dans une optique initiée par le rapport Coleman *et al.* (1965), l'enseignant figure à côté de l'élève, de sa famille, des inputs matériels, des pairs de l'élève comme un facteur de production particulièrement important d'un processus matérialisé, encore aujourd'hui, dans la plupart des cas, par un face à face pédagogique.

Parmi les facteurs de production, l'input enseignant a fait l'objet d'une attention analytique particulière car il constitue une des principales variables du système pouvant faire l'objet d'un contrôle, de nombreuses variables décisives dans le processus de production étant extérieures au système éducatif. De nombreuses questions ont donc été explorées.

Une première question est celle du taux d'encadrement. L'input enseignant est, en effet, concerné au premier chef par la question controversée des effets du taux d'encadrement sur la réussite scolaire. Réduire la taille des classes apparaît comme une politique simple mais très onéreuse, tandis que son efficacité semble aller de soi pour l'ensemble du corps enseignant. Pourtant, les exemples des États-Unis et de la France, deux pays où la taille de la classe a été réduite, par une politique volontariste ou mécaniquement par la démographie, s'avèrent de fait assez ambiguës. Le bilan des études d'évaluation (Meuret, 2001) se révèle aussi très mitigé au sens où les plus petites classes n'obtiennent pas toujours de meilleurs résultats. Mais, les études sur ce domaine peinent à s'affranchir des nombreux biais potentiels pouvant perturber les estimations. A cet égard, les études récentes, qui font usage de méthodes plus précises pour isoler l'effet propre de l'effectif, apparaissent plus favorables aux réductions d'effectifs et vont à l'encontre d'une littérature jusqu'ici relativement pessimiste (Angrist *et al.*, 1999 ; Picketty, 2004).

Une autre question est de savoir si cet input particulier, qu'est l'enseignant, est utilisé de manière optimale et notamment s'il n'est pas «sur utilisé» par rapport aux autres facteurs. Comme pour les autres inputs, l'input enseignant renvoie en effet à une efficience des choix qui recommande que les divers facteurs soient combinés de façon optimale dans la fonction de production : efficience technique et efficience allocative se révélant toutes deux importantes. A partir de données internationales, Pritchett *et al.* (1999) suggèrent que la fonction de production s'avère trop fortement reliée à l'input enseignant au sens où l'analyse coût efficacité d'un gain de réussite semble beaucoup plus faible pour l'enseignant que pour d'autres inputs. Mais de façon générale, le mix approprié des facteurs renvoie aux relations de complémentarité des facteurs non totalement encore maîtrisées, en raison des outputs en dehors du contrôle de l'école.

L'ancienneté dans la profession et l'origine sociale des enseignants sont des questions un peu particulières (Jarousse *et al.*, 1999). Les analyses montrent que l'ancienneté exerce un effet positif mais limité. En moyenne, les enseignants voient leur capacité à faire progresser les élèves croître dans les cinq ou six premières années d'activité, mais au-delà de ce seuil, les années d'exercice ne sont plus accompagnées de gains d'efficacité significatifs. Par ailleurs, les maîtres d'origine modeste auraient tendance à être plus efficaces et les enseignants pédagogiquement les plus efficaces seraient aussi plus «égalisateurs» au plan des résultats.

Une autre question abondamment traitée est celle de «l'effet maître». Chacun a eu, à partir de ses expériences d'élève ou d'étudiant, le sentiment que certains enseignants sont clairement et de façon persistante meilleurs que d'autres, le phénomène se vérifiant aussi bien inter établissements qu'intra établissement. A côté de l'effet établissement sur les résultats scolaires, un certain nombre de travaux en France, notamment ceux de l'IREDU, ont ainsi montré l'importance de «l'effet maître / classe»

et de «l'effet maître», respectivement au niveau des classes du collège et du cours préparatoire, sans jamais d'ailleurs pouvoir l'imputer totalement à des variables de qualité, comme le niveau du concours obtenu ou l'ancienneté dans le poste. C'est ainsi que Mingat (1991), par exemple, ne trouve pas d'effets significatifs, sur le résultat des élèves, de caractéristiques facilement repérables telles que le sexe, le statut au collège (PEGC ou professeur de type Lycée), le passage ou non par l'école normale pour les instituteurs. Un survey de résultats aux USA concernant cet «effet enseignant» donne des résultats très proches (Hanushek, 2002). Récemment, l'importance de cet effet diffus enseignant s'est vue confortée par l'examen de données de panels permettant de suivre des cohortes d'enfants traversant le système d'enseignement public du Texas, en changeant d'école ou en restant dans la même école. A partir de cette base de données, Hanushek *et al.* (2003) montrent, en effet, que l'identité de l'enseignant d'un élève au cours d'une année apparaît comme un élément important de la croissance des résultats de cet élève, même à l'intérieur d'un établissement.

Comme le suggère Neal (2002), dans un cadre anglo-saxon concurrentiel, l'existence de cet «effet maître» suggère que la tâche des managers des écoles est d'identifier, de garder et de motiver les enseignants les plus talentueux. Pour leur part, Jarousse *et al.* (1999) soulignent que la reconnaissance de «l'effet maître» comme principal facteur de différenciation des apprentissages constitue un sujet délicat, car il conduit d'une part, à reconnaître la prééminence de l'enseignant dans le fonctionnement de la classe et d'autre part, à mettre à mal le mythe de l'homogénéité du corps enseignant. Au-delà d'une évaluation par leur impact global, les «effets maîtres» demeurent d'ailleurs encore très mal cernés. On ne sait pas notamment si l'hétérogénéité constatée ou latente renvoie plutôt, et selon quelle proportion, à des inégalités de compétences pédagogiques ou à des différences d'implication.

Ainsi, l'enseignant, considéré comme facteur de production, est à la base d'une littérature particulièrement riche et pertinente. La relation entre l'enseignant et l'efficacité interne du système éducatif est enfin posée, même si elle demeure encore insuffisamment expliquée. Il est vrai que la question est complexe et qu'il est difficile, nous l'avons souligné, d'isoler l'effet de l'input enseignant des effets des autres inputs.

Si les premières tentatives de prise en compte de l'input enseignant dans la fonction de production d'éducation révèlent des problèmes d'ordre théorique mais avec des résultats empiriques tout au moins en phase avec les faits observés, il n'en demeure pas moins que l'analyse en termes d'offre et de demande d'enseignant puisse offrir des éléments d'appréciation non négligeables quant à la perception et la compréhension de la fonction de production d'éducation.

1.2.2. Offre et demande d'enseignants ou le marché des enseignants

Parallèlement aux approches précédentes, s'est développée une réflexion visant à mieux appréhender les conditions d'équilibre sur le marché de ce facteur de production spécifique (le facteur enseignant). L'approche en termes d'offre et de demande constitue une approche économique traditionnelle qui conduit à traiter du marché du travail des enseignants. Il s'agit là d'un marché plutôt particulier, peu susceptible d'assurer une situation d'équilibre par des variations de salaires, en raison notamment du statut public des personnels et des règles de recrutement et de rémunération qui le régissent et des asymétries d'informations caractérisant en général le marché du travail. C'est sans doute la raison pour laquelle peu d'auteurs étudient simultanément l'offre et la demande et que la majorité des travaux s'inscrit dans le cadre d'une analyse partielle en référence à la théorie de l'offre de travail. L'aspect demande n'est pas absent, mais intervient surtout indirectement, car comme tout salaire, le salaire des enseignants est un revenu pour ceux qui le reçoivent et un coût pour ceux qui le versent, en l'occurrence une dépense importante des budgets.

1.2.2.1. L'enseignant côté offre

Concernant l'analyse de l'offre de travail des enseignants, la recherche s'est souvent inscrite dans des contextes de pénurie locale, globale, ou par discipline, contextes dans lesquels la demande sociale exerçait une pression forte afin de mieux comprendre les déterminants de l'offre de travail des enseignants. Basées ou non sur les résultats des recherches, les politiques menées s'avèrent très variables en fonction du contexte économique et institutionnel, allant de la hausse de salaire, au pré-contrat, aux conditions de prêts étudiants avantageux, etc., l'efficacité de ces politiques dépendant de la sensibilité de la réponse de l'offre à ces diverses stratégies. Il s'agissait surtout d'offrir une politique de rémunération adéquate pour attirer et retenir les enseignants. Ceci a fortement orienté les recherches vers l'étude de la relation rémunération - offre de travail. C'est au demeurant un modèle microéconomique très standard qui a servi de référence pour étudier la relation offre d'enseignants / salaires, la fonction d'offre ayant pour arguments les salaires des enseignants, les gains alternatifs ainsi que les conditions de travail.

L'analyse de l'offre d'enseignant est complexe car, comme tout choix de carrière, il contient des éléments inter-temporels. Or, la majeure partie des travaux traite de l'offre des enseignants déjà formés et évacue la question de savoir qui choisit d'enseigner et les raisons de ce choix. De fait, pour les rares études portant sur les choix effectués en amont, c'est-à-dire au moment de la préparation aux métiers d'enseignants par les étudiants, l'influence des salaires relatifs apparaît faible, à la fois globalement et par discipline (Hanushek *et al.*, 1995), à l'inverse de ce qui est observé pour les enseignants déjà en poste.

Si l'analyse des déterminants de l'offre d'enseignants présente un intérêt au plan global, elle prend tout son sens dans les systèmes décentralisés où il s'agit, au plan local, d'attirer et de retenir les meilleurs éléments. Des représentations formalisées ont été proposées, comme la fonction d'offre suivante (Hanushek *et al.*, 2001).

$$\frac{Q}{d_j} = f(w_d, C_d, A_j, O_j) \quad (2.1)$$

Où $\frac{Q}{d_j}$ désigne l'offre d'enseignants du district d dans la région j ; W_d et C_d sont respectivement les salaires et les conditions de travail dans le district d alors que A_j et O_j sont les aménités et autres opportunités dans la région j . Et c'est à partir de représentation de ce type que les résultats suivants ont été obtenus.

Les opportunités de gains extérieurs semblent avoir un impact sur les transitions vers l'entrée ou la sortie et donc sur la durée de vie du métier d'enseignant (Dolton *et al.*, 1995 ; Murnane *et al.*, 1989). Les gains externes, qui varient selon les disciplines, créent des coûts d'opportunité différents, à l'origine d'éventuelles pénuries enregistrées en mathématiques ou en sciences (Murnane *et al.*, 1989). Cet argument sera repris par Southwick *et al.* (1997) pour expliquer la faiblesse du système éducatif secondaire américain en matière de transmission de compétences scientifiques. Des salaires unifiés conduisent à rémunérer les enseignants de toutes les disciplines en fonction uniquement de leur niveau d'éducation ou de leur ancienneté professionnelle, c'est-à-dire indépendamment des coûts d'opportunité de la profession enseignée. Des gains alternatifs beaucoup plus élevés pour les scientifiques déclenchent, via un effet de « sélection adverse » sur le marché du travail des enseignants du secondaire, une baisse de la qualité des professeurs de mathématiques et de sciences, qui pourrait être à l'origine du déclin de l'output scolaire enregistré dans ces matières.

Une question lancinante demeure, qui est savoir si une politique de hauts salaires permet de recruter de meilleurs enseignants. Depuis déjà longtemps, la question a fait l'objet de traitements empiriques qui consistent à mettre en relations salaires des enseignants et qualité des enseignants. En général, les études américaines trouvent une relation assez modeste en se situant dans le cadre d'un marché national des

enseignants (Antos *et al.*, 1975 ; Ballou, 1996 ; Ehrenberg *et al.*, 1994) ou en se plaçant au niveau d'un district particulier (Chambers, 1985). Cependant, à la suite d'un relèvement des salaires dans le secteur public, Figlio (1997) enregistre, tant au niveau des grandes métropoles qu'au niveau de leurs districts, une relation très significative entre les salaires de départ et la qualité des maîtres mesurée par des variables académiques (sélectivité du collège et expertise dans une matière scientifique), indiquant que l'élasticité de l'offre de qualité de travail est positive à l'intérieur des marchés locaux des enseignants. En revanche, la relation disparaît à l'occasion de tests identiques pratiqués sur le secteur plus syndicalisé des districts scolaires (Figlio, 2002). Bien entendu, toutes ces études se heurtent au problème de la mesure de la qualité par des standards académiques, et si l'on se situe dans un contexte où l'évolution du salaire est régie par des règles pré-définies s'inscrivant dans le cadre général de la grille salariale, les effets du salaire peuvent poser des problèmes de mesure.

Au vue de ces résultats, on peut penser que les considérations non pécuniaires jouent un rôle plus fort que dans les autres professions et que la théorie des disparités compensatrices pourrait éventuellement s'appliquer au domaine (Baugh *et al.*, 1982). De fait, la réduction de la taille de la classe peut, pour Grissmer *et al.*, (1993), être davantage interprétée comme un indice de qualité de vie de l'enseignant que comme une mesure de politique scolaire destinée à améliorer les performances des élèves. Dans la même perspective, il apparaît que les mobilités d'enseignants dépendent plus des caractéristiques des étudiants des établissements (caractéristiques ethniques et faiblesse des niveaux scolaires) que des aspects financiers. Un tel constat met en garde contre le risque d'une future pénurie d'enseignants pour les écoles publiques aux États-Unis, la situation pouvant être particulièrement sévère pour les zones défavorisées (Hanushek, 2001).

Si la prise en compte de l'enseignant côté offre, malgré les difficultés d'évaluations qui pourraient surgir, nous renseigne dans la définition d'une fonction de production d'éducation, un examen de la demande d'enseignant ne saurait ne pas apporter des éléments nouveaux à la compréhension de la fonction de production d'éducation.

1.2.2.2. L'enseignant côté demande

Côté demande, la question des rémunérations des enseignants est importante, car elle concerne le budget de fonctionnement d'une industrie de main-d'œuvre. On sait, par exemple, qu'à côté de la diminution du taux d'encadrement, la revalorisation du salaire des enseignants de l'enseignement primaire et secondaire a joué un rôle significatif dans la forte croissance du budget de l'éducation (Joutard *et al.*, 1999). C'est donc dans une optique de demande de travail que furent menées les diverses études qui mettaient en perspective salaires des enseignants et évolution à la hausse des coûts d'éducation.

Le problème de la seule mesure des coûts salariaux est cependant loin d'être trivial car ceux-ci tendent à se décliner dans plusieurs directions. Duncan *et al.* (1989) ont attiré, notamment aux États-Unis, l'attention sur les procédures de financement des retraites des enseignants du secteur public qui, via les subventions accordées par les États, constituent une part non négligeable du coût unitaire d'éducation. Dans la mesure où ces subventions s'avèrent particulièrement élevées dans les districts scolaires qui versent de hauts salaires et qui ont des taux d'encadrement favorables, le phénomène peut être à la base d'un processus de subvention régressive, corrélé avec les revenus et la richesse du district scolaire.

Le débat sur les coûts n'épargna pas les pays en développement. Il s'agissait alors, dans les années 1980, de savoir si le rapport du salaire des enseignants au revenu par tête, plus élevé dans les pays en développement que dans les pays industrialisés, ne signifiait pas que le coût unitaire de l'éducation était alourdi par ces «hauts» salaires, éventuellement situés au dessus des conditions du marché (Meerman, 1979). De là à suggérer une méthode simple pour améliorer le rapport coûts /efficacité, il n'y avait qu'un pas que certains auraient sans doute bien voulu franchir. Mais Edwards (1989)

montra que les comparaisons internationales de salaires moyens des enseignants aux revenus moyens ne sont pas suffisantes pour émettre le diagnostic selon lequel un pays donné dépenserait trop pour les services de ses enseignants. Vérifier que les salaires ne sont pas en correspondance avec le marché passe au moins par une étude des salaires dans les autres secteurs. Pour l'auteur, les différences dans les salaires relatifs entre pays peuvent être expliquées par des différences dans les productivités relatives entre pays et par la structure d'emplois et n'impliquent pas que les salaires des enseignants soient au dessus des conditions du marché. La valeur prise par l'indicateur initial a une signification *per se*, au sens où elle montre l'effort relatif du pays sur l'éducation, indiquant le coût de l'éducation relativement au revenu par tête.

Le fait que le marché du travail des enseignants a été et reste, notamment au niveau secondaire et primaire, un marché très féminisé a donné lieu à un certain nombre d'études spécifiques. Notamment Flyer *et al.* (1997) ont interprété la croissance extrêmement forte enregistrée dans les coûts de l'enseignement primaire et secondaire sur les quarante dernières années aux États-Unis à l'aune d'une augmentation de la valeur du temps des femmes. Ici, c'est l'attachement des femmes au marché du travail et l'investissement en capital humain qui influencent le marché du travail et ultérieurement le coût d'éducation. L'élargissement des possibilités d'emploi pour les femmes, ainsi que l'augmentation de leur taux d'activité, affectent l'offre et la demande d'enseignants. Du côté de la demande, un ancrage plus poussé des femmes dans le marché du travail augmente la demande d'enseignants et pousse à l'augmentation des taux d'encadrement au sens où les services scolaires viennent se substituer à la production des ménages de services d'enfants. Du côté de l'offre, des meilleures opportunités pour les femmes ont tendance à augmenter le prix d'offre de l'enseignant. Cette interprétation de la montée des coûts, en terme d'offre et de demande sur le marché des enseignants, vient se substituer à des explications traditionnellement couchées aux USA en terme de politiques de contrôle plus centralisé de l'école et de l'augmentation consécutive des taux de syndicalisation des enseignants (Hanushek, 1992 ; Peltzman, 1993).

Comme on peut le constater au vu des analyses qui viennent d'être faites, la prise en compte de l'offre et de la demande d'enseignant dans les analyses de la production d'éducation est susceptible d'apporter des éléments de compréhension, au-delà des difficultés de mesure qui peuvent exister ; même si le marché du travail des enseignants reste encore quoi que peu exploré dans la littérature spécifiquement économique, les prémisses d'un regain d'intérêt pour la prise en compte de l'enseignant aussi bien côté offre que côté demande sont justifiées. Mais, une autre question tout autant essentielle dans l'analyse est celle de la rémunération des enseignants lorsqu'il s'agit de prendre en compte l'effort de l'enseignant et de mesurer sa contribution réelle dans le processus de production d'éducation.

1.2.3. Rémunération de l'enseignant et organisation

Pendant longtemps, l'analyse économique a fait peu de cas de l'effort du travailleur. En matière d'offre de travail, le quantum proposé et échangé était uniquement l'heure de travail, résultat d'un arbitrage travail loisir, sans prise en compte de l'intensité de ce travail et des différentiels d'effort pouvant exister. Les théories du salaire d'efficience, puis de l'agence, sont venues par la suite, via les problèmes d'information imparfaite, modifier la perception par les économistes, d'un travail envisagé comme une donnée totalement fixe au moins à court terme. Mais, la prise en compte explicite de l'effort de l'enseignant par l'économie de l'éducation fut beaucoup plus tardive que ne l'a été la prise en compte de l'effort du travailleur par l'économie du travail.

1.2.3.1. La volonté de prendre en compte l'effort de l'enseignant

La volonté de prendre en compte l'effort de l'enseignant apparaît avec les développements de la « New Economics of personnel » (Lazear, 1998), qui consistent en l'application de la théorie des

incitations à la gestion des ressources humaines. Ils concernent particulièrement la conception du système de contrôle qui comprend d'une part le système d'évaluation et de mesure de la performance et d'autre part le système d'incitation qui spécifie les sanctions et récompenses associées à la performance mesurée. L'objectif est d'identifier les formes contractuelles incitatives optimales en matière de gestion des salariés. Les contributions examinent alors les coûts et bénéfices associés à l'utilisation de différents types de contrat pour rémunérer les travailleurs engagés dans des types particuliers d'activités. La question des incitations et des formes contractuelles incitatives est alors abordée de façon très spécifique puisque les contrats sont toujours circonscrits à un système de rémunération particulier, censé inciter l'agent à augmenter ses efforts. Les systèmes de paiement (Lazear, 1986), de promotion (Lazear *et al.*, 1981) et d'évaluation (Baker *et al.*, 1994) sont analysés comme des dispositifs de compensation monétaire de l'effort.

Les hypothèses sur lesquelles s'appuient les auteurs sont celles de l'agence : divergence entre les préférences du travailleur et les objectifs de l'organisation, coût du contrôle des résultats ou des actions du travailleur et risques de comportement opportuniste lié à l'imperfection du contrôle. Dans cette perspective, le type de contrat qu'une organisation adopte dépend de la nature du travail, parce que le coût d'évaluation de l'output d'un travailleur, le coût d'évaluation de ses actions et le potentiel pour un comportement opportuniste varient avec la nature de l'activité de production. Ceci explique pourquoi tout un pan de la *New Economics of Personnel* est consacré à la gestion du personnel enseignant. Il s'agit à cette occasion de mettre en exergue certaines spécificités de son activité (notamment le fait que l'enseignement concerne de nombreux acteurs aux objectifs divers et conflictuels, des emplois complexes à tâches multiples, une production d'équipe, des inputs incertains, des éléments idiosyncrasiques contingents aux caractéristiques individuelles des élèves, à l'effort et aux attitudes des autres enseignants ainsi qu'à l'environnement de la classe).

D'un point de vue plus pragmatique, l'intérêt de la *New Economics of Personnel* pour la gestion des enseignants doit être associé à la nécessité d'attirer et de fidéliser les talents dans un secteur où la mobilité est réduite, ainsi qu'à la nécessité de motiver les agents dans l'accomplissement de leur mission dans un contexte de « crise de l'école ». Face à ce double défi, la *New Economics of personnel* propose au principal¹⁹ de rétribuer chaque agent à la fois pour les compétences qu'il mobilise et pour les efforts qu'il fournit.

L'effort est celui de l'enseignant, le résultat scolaire est celui de l'apprenant. L'effort de l'enseignant n'est pas connu, mais ses conséquences sont mesurées par le résultat de l'élève (par exemple à un test) qui permet de livrer, par hypothèse, une estimation sans biais de l'effort de l'enseignant. Le salaire de l'enseignant comprend alors une partie fixe et une partie variable, fonction du résultat de l'élève.

Ces modèles de rémunération en fonction de l'output identifient un arbitrage incitation / risque dès lors que l'agent a un comportement d'aversion pour le risque ; le salaire moyen de ce type de rémunération doit donc être plus élevé que celui versé dans le cas d'une rémunération fixe. Ils montrent aussi que la précision de l'estimation a un impact direct sur la rémunération, une estimation imprécise diminuant le pouvoir incitatif de la rémunération, de même qu'une augmentation de l'aversion au risque de l'agent. Ils montrent enfin (LAZEAR, 1998) que le paiement en fonction des résultats a des effets en termes d'auto-sélection, au sens où ce type de rémunération peut attirer les meilleurs et décourager les moins bons.

1.2.3.2. Mesurer la contribution de l'enseignant

Au-delà de la simplicité apparente de ces modèles, la mise en œuvre de dispositifs incitatifs dans la gestion du personnel enseignant s'avère complexe et leurs résultats sont souvent difficilement évaluables empiriquement. Le débat sur l'efficacité d'un système de rémunération au mérite pour les enseignants

¹⁹ Le principal est représenté, selon les analyses, par l'État, le directeur d'école ou les parents d'élèves.

est donc très vif et riche, à la fois en termes d'expérience et d'analyse. Il met en avant trois difficultés à mesurer la contribution de l'enseignant à la réussite scolaire.

La première difficulté est d'évaluer la performance des enseignants. Celle-ci est tout d'abord, difficilement quantifiable et mesurable parce que les enseignants sont des travailleurs du savoir et parce qu'ils exercent une activité de service ; elle est ensuite coûteuse pour le management et il convient de veiller au bon équilibre entre les coûts de l'évaluation et ses bénéfices ; enfin, les risques ne sont pas absents puisque des évaluations imparfaites peuvent provoquer des dysfonctionnements de comportement, en réponse au système d'incitation (Prendergast, 1999). Ces trois difficultés semblent persister, même si les trois systèmes d'évaluation recensés ci-dessous, témoignent d'une évolution.

L'évaluation subjective de la performance fait dépendre la rémunération de l'enseignant des évaluations de son ou ses supérieurs hiérarchiques. Si ce système permet (Prendergast, 1999) de surmonter le problème délicat des tâches multiples, en travaillant sur une vision plus large de la performance, on connaît aussi les défauts de son caractère subjectif (Tirole, 1992), notamment, en matière d'éducation, le risque de compression des classements ainsi que le risque associé aux activités d'influence et de recherche de rente.

L'évaluation objective de la performance base les primes des enseignants sur les résultats des élèves à des tests (Bacharach *et al.*, 1984 ; Kane *et al.*, 2002). S'il résout le problème de l'évaluation subjective, certaines études critiquent pourtant les tests standardisés qui ne fourniraient pas une très bonne mesure des fruits du travail de l'enseignant, tandis que d'autres auteurs (Holstrom *et al.*, 1991) soulignent les incitations « jointes » à négliger les aspects du métier non mesurables par des tests standardisés.

L'évaluation de la performance relative implique que les agents sont partiellement rémunérés en fonction de leurs résultats relatifs par rapport aux autres. Alternative crédible (Lavy, 2003) à l'évaluation objective en cas de non consensus sur les « bons » indicateurs, l'intérêt de ce dispositif se situe dans une plus grande maîtrise budgétaire. Néanmoins, le fait que les enseignants ne sont plus jugés sur leur propre performance, mais par rapport à celle des autres, entraîne des risques de démotivation et de dégradation du climat de travail.

La seconde difficulté est de prendre en compte la multiplicité des tâches effectuées par les enseignants, la transmission de connaissances spécifiques ne constituant qu'une partie de leur travail. Il convient, de ce point de vue, de distinguer les objectifs spécifiques de l'école (par exemple, accroître la moyenne du niveau de lecture ou de mathématiques dans chaque classe), des objectifs généraux (enseigner les valeurs démocratiques, aider chaque élève à réaliser son propre potentiel, éliminer les incivilités et la violence). Si on peut imaginer attribuer les progrès en matière d'objectif spécifique à un enseignant identifié, il est bien plus difficile en revanche de mesurer la contribution de chaque enseignant aux objectifs plus généraux de l'école. Si on souhaite alors que les enseignants se consacrent à des activités diverses et variées, mais qu'il est impossible de déterminer le volume d'effort consacré à chaque activité, une rémunération de tous les efforts sur une base égalitaire n'est pas irrationnelle, évitant ainsi qu'ils sélectionnent les activités à réaliser en fonction des bénéfices relatifs qu'ils peuvent obtenir sur les diverses tâches (Dewatripont *et al.*, 1999a, 1999b). Une autre solution au problème du « multi-tâches » est la spécialisation des tâches (Hannaway, 1992), solution cohérente et conforme au principe de détermination simultanée du poste de travail et du mode de rémunération, mais dont la faisabilité dépend fondamentalement de la capacité à segmenter les tâches et les résultats de l'éducation (Dixit *et al.*, 2000).

La troisième difficulté est la reconnaissance du travail d'équipe. Partie immergée du travail de l'enseignant, il en constitue pourtant une composante essentielle, trop souvent ignorée. La situation d'équipe intervient d'abord dans le cadre de l'enseignement classique des disciplines au sens où la performance de l'élève dans une discipline peut dépendre aussi de son apprentissage des autres

disciplines. Elle intervient aussi dans le cadre des projets d'établissement. Elle est enfin incontournable dans les établissements rencontrant des problèmes d'incivilité et/ou de violence, dont l'élimination passe par la cohérence de l'équipe et le contrôle des actions des élèves en dehors de la classe (Murnane *et al.*, 1986). Or, une difficulté classique, lorsqu'il y a travail d'équipe, est la mesure de la contribution de chacun dans l'output du groupe (Alchian *et al.*, 1972). Les contributions individuelles des enseignants pour atteindre les objectifs généraux de l'école pourront donc difficilement être prises en compte dans leur rémunération. En outre, des rémunérations en fonction des performances individuelles risquent d'engendrer une absence de coopération entre travailleurs qui peut être coûteuse. Une rémunération dont une partie au moins dépend des performances de l'établissement pourrait alors constituer l'archétype, dans le secteur éducatif, d'une rémunération de type collectif. Les dispositifs de responsabilité s'inscrivent dans cette perspective.

Ces trois éléments (évaluation de la performance, prise en compte de la multiplicité des tâches et reconnaissance d'un travail d'équipe) témoignent d'une reconnaissance non seulement de l'enseignant en tant que travailleur, mais également des spécificités de son activité de travail. Ils impliquent de pénétrer la boîte noire du processus d'éducation, pour y rendre compte d'une part des caractéristiques des inputs et d'autre part, de leur organisation. Se dessine alors une approche compétence qui tente d'objectiver la performance dans une perspective d'incitation. L'enseignant est ainsi réinvesti de l'activité productive dont il avait été écarté par les analyses précédentes.

Comme on peut le constater à la lumière des développements qui viennent d'être faits quant à la place de l'enseignant dans la production d'éducation, des avancées non moins importantes ont été connues dans l'analyse de la production d'éducation en relation avec le rôle de l'enseignant, tant en ce qui concerne l'offre, la demande d'enseignant que les questions relatives à la rémunération des enseignants. L'une des difficultés soulevées par la plupart des travaux demeure la question des mesures dans la production d'éducation. Comment modéliser alors les acquis scolaires lorsqu'on cherche à évaluer la production d'éducation ? La question soulève des débats méthodologiques.

1.3. La modélisation statistique des acquis scolaires : débats méthodologiques

Les problèmes d'estimation ont toujours été au cœur des débats sur les fonctions de production éducative bien plus que les aspects théoriques. Avec le fameux rapport Coleman, en 1966, les méthodes d'estimation ont fait l'objet d'âpres débats. Dans ce rapport, il ressortait que les facteurs scolaires avaient finalement une importance bien moindre que les facteurs extrascolaires dont l'environnement familial. Il est apparu que ce résultat pouvait être lié à la technique d'estimation utilisée. Les modèles à valeur ajoutée sont ensuite apparus peu à peu pour modéliser le processus d'acquis cognitifs. Dès l'origine donc, une attention accrue a été portée sur les méthodes d'estimation utilisées pour l'analyse des facteurs agissant sur les acquisitions scolaires, ce qui a permis d'identifier progressivement les différents biais d'estimation potentiels qui reviennent régulièrement dans les débats méthodologiques.

Pour certains auteurs, comme Todd et Wolpin (2003), les différences de résultats constatées entre les études sont pour une large part imputable à des problèmes d'estimation. Beaucoup d'auteurs considèrent désormais qu'il n'y a plus beaucoup à attendre de l'estimation de fonctions de production éducative traditionnelles. Pourtant, si les biais potentiels des modèles explicatifs des acquis cognitifs sont désormais bien connus, en revanche peu d'études se sont penchées sur l'importance de ces biais dans les estimations empiriques.

1.3.1. La formalisation du processus d'acquisitions scolaires

Leclercq (2005) relève que l'économie n'a pas de théorie pour modéliser le comportement des élèves et des enseignants et commence à peine à s'intéresser aux aspects pédagogiques. La modélisation

statistique du processus d'apprentissage est donc avant tout une démarche empirique. Le point majeur sur lequel s'accordent les économistes est que l'éducation est un processus cumulatif, ce qui implique de prendre en compte la dimension temporelle dans la modélisation statistique. En dehors de cet aspect, le principe de modélisation retenu est la mise en relation d'inputs avec un output représenté généralement par les acquisitions scolaires de l'élève. Nous reprenons ici la formalisation proposée par Hanushek (1979) qui est assez générale pour rendre compte de la plupart des estimations de fonctions de production éducative ; elle sera suivie d'un modèle proposé par Akerlof et Kranton (2002), du modèle temporel du processus d'acquisition à l'école primaire du PASEC et des modèles multi niveaux ou hiérarchiques.

1.3.1.1. Le modèle général de Hanushek (1979)

La formulation théorique la plus générale de la fonction de production éducationnelle a été proposée par Hanushek (1979) comme suit :

$$A_t = f(B_i^{(t)}, P_i^{(t)}, S_i^{(t)}, I_i) \quad (2.2)$$

où: A_t : niveau des acquis scolaires à la période t.

$B_i^{(t)}$: vecteur des influences de l'environnement familial cumulées au temps t.

$P_i^{(t)}$: vecteur des influences des paires cumulées au temps t.

$S_i^{(t)}$: vecteur de l'influence cumulative des inputs scolaires au temps t.

I_i : vecteur des capacités cognitives innées.

Il s'agit là d'un modèle qui suppose d'avoir des informations dont on ne dispose généralement pas sur l'historique des individus et les inputs scolaires ; cette difficulté fonde l'intérêt potentiel du modèle à valeur ajoutée :

$$A_t = f^*(B_i^{(t-t^*)}, P_i^{(t-t^*)}, S_i^{(t-t^*)}, I_i, A_i^*) \quad (2.3)$$

Ce modèle simplifié indique que le niveau des acquis scolaires à la période t, lui-même multidimensionnel, est fonction de la performance (ou du niveau des acquis) à la période précédente, du vecteur des influences de l'environnement familial de l'individu sur la période t à t*, du vecteur de l'influence de ses paires sur la période, du vecteur des capacités cognitives innées, et du vecteur de l'influence cumulative des inputs scolaires entre t et t*, la période d'étude s'étendant de t* à t.

Le modèle simplifié offre un cadre de discussion des processus d'acquisition de production d'éducation qui peut être testé empiriquement. Les variables intervenant dans l'équation (2.3) proviennent d'une combinaison des travaux antérieurs dans le domaine, des considérations théoriques et de la disponibilité des données. A cet effet, plusieurs mesures du produit ont été proposées ; on peut citer les tests de scores standardisés, le taux de délinquance, etc. (Hanushek, 1979)

Ce type de modèle à valeur ajoutée est généralement construit sur un cycle scolaire (4ans à 5 ans), et lorsqu'il est construit sur une seule année scolaire, il est appelé modèle de gains annuels, avec tous les risques de sous-estimation des effets diffus dans le temps (Mc Caffrey et al., 2003).

Deux points méritent d'être soulignés par rapport à ce modèle théorique. Le premier concerne la prise en compte dans le modèle des capacités cognitives innées de l'élève, qui en pratique se révèle très

délicate faute de mesure pertinente²⁰ mais aussi contestable sur le plan scientifique. Le second point est relatif à la période sur laquelle est construit le modèle à valeur ajoutée. Dans la pratique, cela varie entre une année scolaire et plusieurs années, souvent un cycle d'enseignement (4 à 5 ans). Cependant, nous savons que plus la période de temps de la valeur ajoutée est importante plus il est difficile de recueillir toutes les données nécessaires. On retrouve alors le problème de disponibilité des données historiques. Les modèles à valeur ajoutée portant sur une seule année scolaire, aussi appelés modèles de gains annuels, sont les plus simples à mettre en œuvre. Toutefois, ils risquent de sous-estimer des effets diffus dans le temps comme ceux des enseignants (McCaffrey et al., 2003).

1.3.1.2. *Le modèle d'Akerlof et Kranton (2002)*

Akerlof et Kranton (2002), en cherchant à concilier les travaux sociologiques et économiques, proposent un modèle qui se focalise sur l'utilité de l'élève où l'identité de l'élève joue un rôle majeur. Dans cette perspective, un individu connaît des gains d'utilité quand ses actions ou celles des autres renforcent son image de soi. De plus, l'image de soi, ou l'identité, est associée avec un environnement social: les individus se pensent eux-mêmes et pensent aux autres en termes de différentes catégories sociales. Pour chaque catégorie, il existe un idéal correspondant à des stéréotypes physiques et comportementaux. Les individus gagnent ou perdent de l'utilité en fonction de la catégorie sociale à laquelle ils appartiennent, avec un haut ou bas statut social, et du comportement qui correspond à l'idéal de leur catégorie. Le modèle prédit que l'utilisation des ressources risque d'être inefficace quand le background de l'élève est antithétique avec les valeurs académiques que les écoles devraient promouvoir, ce qui contraint les écoles à investir dans les questions d'identité de leurs élèves.

Si le modèle d'Akerlof et Kranton (2002) a le grand mérite de rentrer plus avant dans la boîte noire de l'éducation, il présente plusieurs faiblesses dont certaines sont relevées par les auteurs eux-mêmes. La prédominance de l'élève dans l'analyse laisse peu de place aux enseignants et à l'environnement scolaire en général. Akerlof et Kranton reconnaissent que la motivation des enseignants et celle des administrateurs sont aussi des éléments de la réussite des écoles. En éludant cet aspect, ils passent à côté de questions majeures pour la politique éducative notamment en termes de management des systèmes éducatifs. Par ailleurs, le modèle suppose une maximisation des compétences des élèves, ce qu'ils considèrent comme une faiblesse du fait que les objectifs de l'école ne se limitent pas aux compétences. On peut ajouter que les questions d'identité telles qu'elles sont abordées sont plus prégnantes chez des adolescents et de jeunes adultes mais moins prononcées chez les enfants plus jeunes. D'ailleurs, on peut se demander si le constat sur lequel les auteurs élaborent leur modèle, n'est pas avant tout un échec de l'école aux niveaux inférieurs. En outre, si les questions d'identité sont souvent au cœur des débats éducatifs, elles ne constituent certainement pas un cas général. Ainsi, le modèle d'Akerlof et Kranton (2002) n'apparaît pas comme un modèle général mais plutôt spécifique qui laisse de grandes interrogations notamment en matière de gestion scolaire.

1.3.1.3. *Le modèle temporel du processus d'acquisition à l'école primaire du PASEC*

Basée sur le principe des modèles dits à valeur ajoutée, le modèle temporel du processus d'acquisition à l'école primaire du PASEC suppose que la variation des niveaux de fin d'année des élèves dépend des facteurs tels que le parcours scolaire passé de l'élève, ses caractéristiques individuelles, les caractéristiques de sa classe et de son école, les caractéristiques de son maître, la politique de gestion de la classe et de l'école.

Cependant, beaucoup de ces caractéristiques ne sont pas généralement observables ou quantifiables notamment les caractéristiques liées à la gestion de la classe comme la pédagogie du maître, la gestion

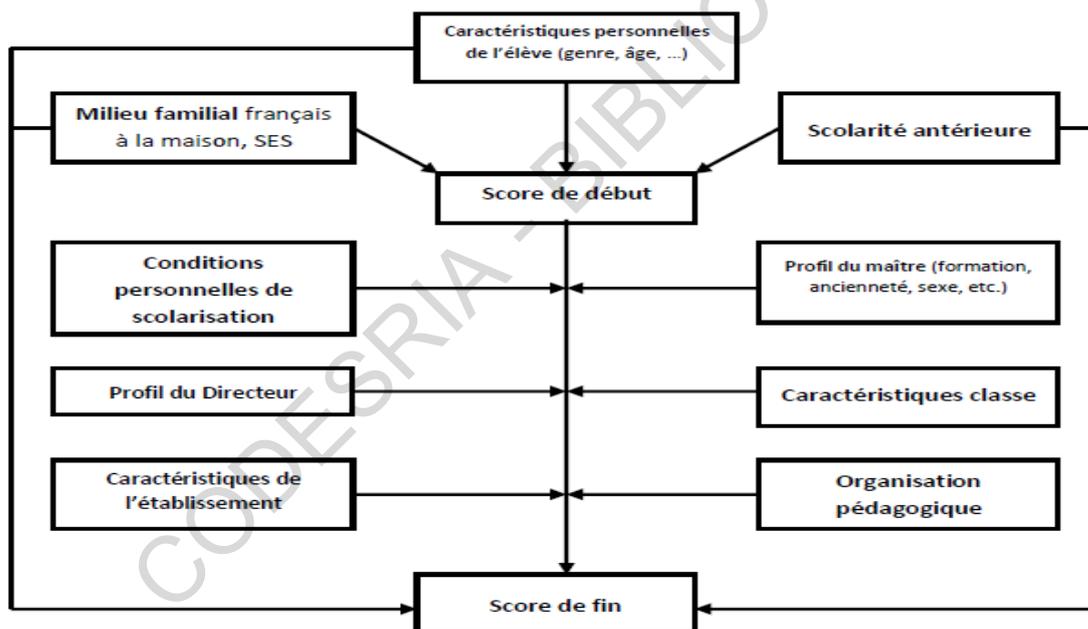
²⁰ La plupart des tests prétendant mesurer les capacités cognitives innées de l'enfant incorpore en fait des facteurs environnementaux (American Psychological Association, 1995).

de l'école par le directeur ... On parle dans ce cas de « l'effet classe » pour appréhender l'effet pur sur le processus d'apprentissage du fait d'appartenir à une classe plutôt qu'à une autre. On suppose que cet effet est indépendant des caractéristiques observées et quantifiées chez l'enseignant mais caractérise aussi l'enseignant. Il capte par exemple le fait que deux enseignants ayant reçu une même formation professionnelle initiale (FPI) puissent s'approprier différemment les enseignements tirés et gérer leurs classes différemment.

Comme les modèles à valeur ajoutée en général, l'intérêt du modèle temporel du processus d'acquisition à l'école primaire du PASEC réside dans leur capacité à permettre d'isoler les effets de l'enseignant de ceux de l'école et des facteurs extrascolaires liés à l'environnement familial de l'élève sur le résultat de fin d'année des élèves tout en contrôlant leur niveau initial.

Le graphique n°6 présente de façon simplifiée le modèle sur lequel le PASEC appuie ses évaluations des acquisitions de compétence chez les élèves. Les différents facteurs qui interviennent dans le processus d'acquisition sont regroupés de façon arbitraire en deux catégories : les conditions de scolarisation et les caractéristiques individuelles de l'élève. Par conditions de scolarisation, on entend aussi bien les caractéristiques de l'enseignant (formation, ancienneté, genre, etc.) que celles de la classe (taille de classe, mode d'organisation, etc.) ou encore celles de l'école et de son environnement (équipement, zone géographique, etc.).

Graphique n° 6 : Schéma d'analyse causale du PASEC



Source : PASEC (2004)

Le modèle ainsi représenté met en exergue deux observations essentielles : d'abord, certains facteurs ont une influence avant l'année de l'évaluation qui jouera sur le niveau de l'élève en début d'année scolaire. De même, le niveau initial aura également une influence directe sur le niveau en fin d'année. Il s'agit ici de prendre en compte la dimension cumulative du processus d'acquisition : ce qu'un élève apprendra au cours d'une année scolaire donnée dépend en partie de ses connaissances préalables. Par ailleurs, on comprend que si l'on veut mesurer l'effet de certains facteurs durant une année scolaire, il est indispensable de pouvoir dissocier les effets antérieurs des effets de l'année considérée. Il est donc nécessaire dans la démarche d'évaluation de prendre en compte le niveau initial de l'élève afin d'analyser les effets durant une année donnée. En suite, comme une multiplicité de facteurs agissent

simultanément, la méthodologie d'analyse doit aussi permettre de distinguer les effets propres à chacun des facteurs. Par exemple, il faut être en mesure de distinguer l'effet du niveau de diplôme de l'enseignant de celui de sa formation professionnelle.

Il est cependant utile de préciser que la littérature met en garde sur le fait qu'il n'est pas aisé d'isoler l'effet de la formation de l'enseignant sur la progression scolaire à partir de l'observation d'une seule année académique (McCaffrey et al., 2004). Les effets de l'enseignant sur la progression des acquisitions scolaires peuvent être importants sur une année donnée, mais ils persistent 3 ou 4 ans dans le futur. Dans le cas où l'élève a connu différents types d'enseignants dans sa scolarité, l'effet des caractéristiques de ses enseignants antérieurs peut interférer avec celui de l'enseignant de l'année évaluée. La mesure d'un score en début d'année est supposée purger l'effet propre de l'année d'étude de celui de la scolarité antérieure.

D'autres limites sont pointées et peuvent être synthétisées en quatre catégories comme suit (Bernard et al., 2007) : des questions générales de modélisation statistique, les variables omises et manquantes, l'utilisation des tests comme mesure et l'incertitude sur les effets estimés. Mais la principale limite réside en la non prise en compte de certaines variables caractérisant les écoles et qui peut altérer l'estimation de l'effet « enseignant ». Ceci passe par le fait que certains aspects de gestion de la classe ne sont pas quantifiables et ne sont pas totalement cernés dans la démarche de modélisation.

1.3.1.4. Les modèles multiniveaux ou hiérarchiques

Les méthodes d'analyse multi-niveaux ont été développées, en particulier, par Goldstein (1995) à Londres et Hox (2002) en Amsterdam dans les sciences de l'éducation et appliquées plus généralement par la suite, notamment en démographie et dans le domaine sanitaire. Elles sont en particulier utilisées pour rechercher des corrélations entre, d'une part, des indicateurs individuels et, d'autre part, des variables socio-économiques prises en compte simultanément à plusieurs niveaux : individu, région, etc. Elles permettent ainsi d'étudier de quelle manière l'environnement socio-économique des individus influe sur les associations statistiques observées au niveau individuel.

La littérature sur les modèles hiérarchiques (Cf. Bryk et Raudenbush, 1992; Goldstein, 1995 Bressoux, 2000) souligne les insuffisances des MCO pour traiter des données ayant une structure hiérarchique comme, typiquement, les données scolaires. Une de ces limites, particulièrement importante pour l'analyse des données scolaires, touche à l'une des hypothèses fondamentales sur lesquelles reposent les MCO: l'indépendance des résidus. Les MCO supposent que le résidu attaché à l'individu i n'est pas lié au résidu de tout autre individu j . Cette hypothèse est bien souvent problématique. C'est le cas pour les séries temporelles où chaque individu est observé plusieurs fois dans le temps, la valeur au temps $t+1$ dépend de la valeur au temps t , on parle d'auto corrélation: les individus dépendent d'une variable explicative particulière, le temps. L'hypothèse est également intenable dans le cas de données hiérarchiques comme les données scolaires. En effet, les élèves qui appartiennent à une même classe tendent généralement à être plus semblables entre eux que ceux de classes différentes (Goldstein, 1995). Une façon de mesurer cette ressemblance selon les classes est de calculer le coefficient de corrélation intra-classe (ρ) :

$$\rho = \frac{\sigma_{u_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_e^2} \text{ où } \sigma_{u_0}^2 \text{ est la variance au niveau classe et } \sigma_e^2 \text{ est la variance au niveau élève.}$$

Goldstein (1995) estime que l'existence d'un ρ non nul remet en cause l'utilisation des MCO et il devient préférable d'avoir recours au modèle multi niveaux.

1.3.2. Les problèmes d'estimation des modèles explicatifs des acquis scolaires

Plusieurs problèmes, bien connus, se posent dans l'estimation des modèles explicatifs des acquis scolaires. Tout d'abord, les formalisations présentées précédemment fournissent une description du processus de production des acquisitions qui prend en compte sa dimension cumulative. L'analyse du processus ne dépend donc pas seulement des données contemporaines, mais nécessite des informations historiques rarement disponibles ou complètes (Hanushek, 1979, Leclercq, 2005, Glewwe et Kremer, 2006) comme les capacités cognitives innées de l'élève ou les informations sur l'ensemble du parcours scolaire de l'individu. D'emblée, l'estimation empirique est donc confrontée à l'insuffisance des données disponibles. Dans la littérature, l'accent est souvent mis sur l'absence de mesure des capacités innées qui aboutit à des biais dans l'estimation. Comme le rappellent Glewwe et Kremer (2006), une variable omise dans un modèle entraîne des biais dans les coefficients estimés quand elle est influente et reliée aux variables qui sont dans le modèle. Hanushek (1979) souligne que les capacités cognitives de l'élève et l'environnement familial sont corrélés positivement. Paxson et Schady (2007) montrent à partir de données équatoriennes que le développement cognitif des enfants est lié à la richesse du ménage et à l'éducation des parents. Or, on dispose dans les études sur les acquis scolaires d'informations sur l'origine sociale de l'élève et au moins une variable est généralement introduite dans les modèles, alors qu'il n'y a pas de variable relative aux capacités cognitives antérieures de l'élève. En l'absence d'une mesure des capacités cognitives de l'élève, on doit s'attendre à un biais sur le coefficient de la variable d'origine sociale qui va surestimer l'effet de l'environnement familial puisqu'il tend à incorporer, en partie, l'effet des capacités cognitives antérieures de l'élève.

Un autre point fréquemment abordé dans la littérature porte sur l'absence ou, tout au moins, l'insuffisance de mesures historiques des variables exogènes et notamment des inputs scolaires. Les modélisateurs doivent se contenter le plus souvent de mesures contemporaines. Cela peut biaiser les coefficients de façon imprévisible quand les mesures contemporaines ne rendent pas correctement compte de l'historique. Un exemple parlant tient aux caractéristiques des enseignants. Rien ne garantit que les caractéristiques d'un enseignant lors de l'année de l'étude correspondent à celles de tous les enseignants que ses élèves ont eus pendant leur scolarité antérieure. L'estimation des coefficients peut alors aboutir à deux types de biais. Le premier, en l'absence de variable omise influente, va donner l'effet de la caractéristique de l'enseignant pour une seule année, celle observée, ce qui amène à sous-estimer l'effet par rapport à l'ensemble des années de scolarité antérieures. Il faut donc être vigilant dans l'interprétation que l'on fait du coefficient.

Cependant, on peut aussi redouter l'influence d'une variable omise qui pourrait modifier le biais de façon imprévisible. Prenons l'exemple de l'ancienneté de l'enseignant. Dans les systèmes éducatifs, l'ancienneté est souvent un critère important pour la mobilité professionnelle des enseignants, et il est fréquent que les enseignants les plus expérimentés cherchent à rejoindre les meilleures écoles situées dans les zones perçues comme les plus favorisées. Si c'est effectivement le cas, le coefficient de l'ancienneté intégrerait le fait que, plus on est ancien, plus on a de bons élèves, mais cela serait en large partie imputable à la mobilité professionnelle et aux élèves plutôt qu'à la seule ancienneté de l'enseignant. Ainsi, sans contrôle du niveau initial des élèves, il est extrêmement délicat d'interpréter les coefficients associés aux caractéristiques des enseignants. On considère généralement que ce type de problèmes liés à la disponibilité d'informations historiques est plus prégnant pour les variables scolaires (Hanushek, 1979). Il est en effet probable que l'origine sociale de l'élève et l'environnement de l'école connaissent moins de fluctuations sur quelques années que les variables scolaires dont une partie varie chaque année. Il faut donc considérer que les coefficients des variables scolaires ont tendance à être plus biaisés que ceux des variables extrascolaires. Il convient toutefois de nuancer cette conclusion dans les pays pauvres où la fiabilité de l'information sur les caractéristiques socioéconomiques des personnes est discutable (Glewwe & Kremer, 2006). Ainsi, dans une enquête scolaire, les données qu'on recueille sur les familles des élèves dépendent de l'élève lui-même et des informations disponibles sur ses parents au niveau de l'école.

Dans les pays en développement, on ne peut ordinairement compter que sur les informations fournies par les élèves qui sont d'autant plus imprécises que les enfants sont jeunes. Il est particulièrement difficile d'obtenir une information précise sur les ressources des parents. Cela conduit à reconsidérer la qualité des données dont on peut disposer sur l'environnement familial de l'élève et donc l'imprécision de l'estimation qui peut en découler. Or, une erreur de mesure va mener à une sous-estimation de l'effet d'une variable si elle est aléatoire, ou à un biais imprévisible si elle n'est pas aléatoire. En outre, <<une variable mal mesurée contamine tous les coefficients estimés par les moindres carrés >> (Greene, 2005, p.83).

Ces problèmes d'estimation qui viennent d'être examinés sont parfois utilisés comme des arguments en faveur du modèle à valeur ajoutée. En effet, d'une part, l'introduction du score initial comme variable explicative dans un modèle peut permettre de prendre en compte, tout au moins partiellement, les capacités innées de l'élève et une partie des effets de son environnement familial. De ce fait, on peut en attendre une atténuation des biais engendrés par ces deux problèmes. D'autre part, le score initial, dans le cadre des modèles à valeur ajoutée, en limitant la période de temps considérée, permet de réduire les biais liés à l'insuffisance de données historiques omises notamment en ce qui concerne les inputs scolaires. Les modèles à valeur ajoutée sont donc généralement préférés par les analystes à des modèles plus simples qui ne prennent pas en compte le score initial de l'élève. Néanmoins, on voit bien que cette variable de score initial est une variable éponge censée capter beaucoup d'effets imputables à la période antérieure. Elle est par définition endogène et l'interprétation de son coefficient doit être très circonspecte. De plus, comme le rappellent Todd et Wolpin (2003), si l'endogénéité n'est pas prise en compte, le biais n'affectera pas seulement le coefficient du score initial mais peut-être aussi les autres coefficients. Or, le faible nombre de variables disponibles dans les enquêtes scolaires ne permet pas toujours de mettre en œuvre la méthode des variables instrumentales pour contourner les problèmes d'endogénéité. Si l'on ajoute l'éventualité de variables omises sur les inputs contemporains et les problèmes d'erreurs de mesure, on peut relativiser la fiabilité des estimations des modèles à valeur ajoutée. Il est clair que potentiellement ce type de modèle incorpore des biais, encore faut-il apprécier leur importance. Bien que l'on connaisse assez mal la sensibilité des modèles à valeur ajoutée à ces biais (McCaffrey et al., 2004), de plus en plus de chercheurs suggèrent leur abandon (Leclercq, 2005 ; Glewwe, 2002 ; Kremer, 1995). Il est toutefois souhaitable de ne pas tomber dans l'excès en rejetant purement et simplement ce type de modèle. Un argument, déjà évoqué, est qu'on ne peut pas facilement remplacer le modèle à valeur ajoutée, et surtout le modèle de gains annuels, par d'autres types de modélisation. Pour recourir à une modélisation plus performante, il faut disposer de données plus complètes sur le plan historique, ce qui implique des enquêtes sur plusieurs années beaucoup plus lourdes (Todd et Wolpin, 2003) et elles ne sont pas elles-mêmes sans poser de problèmes méthodologiques pour les analyses. En outre, il est très difficile et très coûteux de mettre en place de telles enquêtes particulièrement dans les pays pauvres. D'ailleurs, l'approche expérimentale (Duflo, 2006) n'échappe pas à cette critique même si le nombre d'études utilisant cette approche tend à s'accroître et compléter utilement les travaux existants. De plus, comme le rappellent Todd et Wolpin (2003), si les résultats des études expérimentales sont utiles pour comprendre les effets d'interventions particulières, ils ne permettent pas de résoudre le problème de spécification de la modélisation de la production des acquis cognitifs. Il apparaît donc utile de tenter de mieux cerner les contours de ce que peuvent apporter les modèles à valeur ajoutée ainsi que leurs limites. Une mesure imparfaite est parfois préférable à pas de mesure du tout, à condition qu'on sache apprécier les marges d'erreur dans lesquelles on se situe.

1.3.3. Le statut de l'enseignant et les acquis scolaires : évidences empiriques

Nous allons présenter les analyses des résultats de quelques études récentes du PASEC (PASEC 2004b, 2005b, 2006 et 2008) qui analysent la question des enseignants non fonctionnaires au Mali, au Niger, en Guinée et au Madagascar, et nous explorons quelques autres travaux relatifs à la question du statut de l'enseignant en rapport avec les acquis des élèves.

Au Mali, le système éducatif fait recours aux enseignants contractuels pour combler le déficit des enseignants depuis 1993. Au départ, il s'agissait des contractuels de l'Etat. Le processus de

décentralisation intervenu en 2001 a conduit à une accélération du recrutement des contractuels. Les résultats des analyses menées sur la question du statut ont révélé que les contractuels étaient plus efficaces que les titulaires. En effet, quelque soit le niveau considéré, deuxième ou cinquième année, les élèves qui ont été scolarisés durant l'année de l'évaluation avec des enseignants contractuels ont en moyenne de meilleurs résultats que leurs camarades scolarisés avec des enseignants titulaires. Toutefois, du fait des relations étroites qui existent entre les variables de statut, de formation professionnelle et d'ancienneté, il n'a pas été possible de départager les effets associés à chacune de ces variables.

Le Niger a pour l'essentiel privilégié le recrutement de fonctionnaires pour pourvoir aux besoins en personnel de l'enseignement primaire. Les personnes recrutées avaient suivi une formation de un an ou de deux ans dans une école normale. Tous étaient donc titulaires d'un diplôme professionnel. Depuis 1998, les contraintes financières ont amené les autorités à adopter une politique de recrutement des enseignants contractuels encore appelés volontaires de l'éducation.

L'étude du PASEC compare les performances d'un échantillon de plus de 250 enseignants contractuels et titulaires en deuxième et en cinquième années, en poste dans 127 écoles réparties sur l'ensemble du territoire nigérien. Le constat majeur de cette étude tient à l'absence d'effet clair du statut. En effet, en deuxième année, ils n'observent pas globalement de différences significatives entre les enseignants titulaires et les contractuels. En revanche, quand ils distinguent les contractuels ayant suivi une formation professionnelle initiale longue à l'école normale des instituteurs des autres contractuels, ils constatent que les contractuels sans formation longue font moins progresser leurs élèves. Ainsi, en deuxième année, au-delà du statut c'est la formation professionnelle qui joue un rôle prépondérant. En cinquième année, le constat est quelque peu différent. Dans l'ensemble, les enseignants contractuels tendent à faire moins bien que leurs collègues titulaires. Cependant, quand ils comparent les deux catégories de contractuels, ils remarquent paradoxalement que ceux ayant une formation professionnelle longue obtiennent de moins bons résultats que leurs collègues.

Avec l'appui de la Banque mondiale, la Guinée a mis en place un système de formation et de recrutement des maîtres, connu sous le nom de projet de Formation Initiale des Maîtres de Guinée (FIMG). Le PASEC a procédé à l'évaluation de l'efficacité des FIMG et les résultats obtenus diffèrent assez sensiblement selon que l'on se situe en début ou en fin de cycle primaire. En effet, en deuxième année, les enseignants traditionnels tendent à avoir de meilleurs résultats que les enseignants FIMG. En revanche, en cinquième année, les performances des enseignants traditionnels et des enseignants FIMG sont très proches.

A Madagascar, depuis 1975, l'Etat a autorisé les associations de parents d'élèves FRAM (Fikambanan'ny Ray Amandrenin'ny Mpianatra) de recruter et de rémunérer des enseignants pour prendre en charge l'enseignement de leur enfant. En 2008, répondant à une demande du ministère d'Education malgache, le PASEC réalise une évaluation diagnostique qui avait pour but de comparer les acquisitions scolaires des élèves de deuxième et de cinquième année, mesurés par un échantillon représentatif d'élèves pour chaque niveau avec celles des autres pays ayant bénéficié d'évaluations. En prenant en compte l'ensemble des facteurs susceptibles d'influencer les acquisitions scolaires, le PASEC montre que le statut FRAM ou non de l'enseignant n'a pas d'effet significatif sur les acquisitions des élèves de deuxième année. Par contre, on enregistre un effet systématiquement négatif du statut FRAM en cinquième année, comme par ailleurs du statut de fonctionnaire.

Pour apporter un éclairage sur la problématique de recrutement des enseignants non fonctionnaires dans les pays d'Afrique au sud du Sahara, Bernard, Tiyab et Vianou (2004) ont réalisé une vaste analyse. Ce travail qui porte sur neuf pays francophones (Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Cameroun, Madagascar, Sénégal, Togo, Guinée, Mali et Niger), a permis de comparer les performances de près de 2 000 enseignants en fonction de leur profil (statut, niveau académique, formation professionnelle). Les résultats de l'étude ont révélé qu'il n'existe pas de différence de performances significatives dans

l'évaluation des apprentissages des élèves selon que l'enseignant est instituteur ou instituteur adjoint, fonctionnaire ou non fonctionnaire.

Utilisant les données collectées par le PASEC sur trois pays (Mali, Togo et Niger), Bourdon, Frölich et Michaelowa (2007) ont cherché à déterminer l'impact du recrutement des enseignants contractuels pour ces trois pays sur la qualité des apprentissages des élèves qui leur sont confiés. Pour ce faire, les auteurs ont mis en oeuvre une analyse non paramétrique d'appariement par quantile des progressions des élèves. Ils ont observé que les enseignants contractuels étaient relativement plus efficaces que les enseignants titulaires, lorsqu'il s'agit des résultats des élèves les plus faibles dans les classes initiales ; alors que les enseignants titulaires tendraient à faire davantage progresser les élèves d'un bon niveau initial. Mais l'étude souligne qu'entre les trois pays concernés, il existe des différences notables. Si les effets ont été positifs au Mali, les résultats des non-titulaires sont mitigés au Togo et carrément négatifs au Niger. Les auteurs expliquent ces différences de résultats par le mode de gestion de ces enseignants contractuels. Les résultats sont meilleurs quand ils sont gérés localement. De manière nette, les effets positifs sur le Mali et le Togo paraissent liés à une plus forte implication des structures locales sur le suivi de ces enseignants ; alors qu'au Niger le processus n'a été peu déconcentré.

Enfin, sur données du PASEC au Sénégal, Diop (2011) utilise aux techniques d'observation appariées proposées par Rubin (1974), et montre qu'en deuxième année, les enseignants titulaires sont plus efficaces que les maîtres contractuels pour transmettre les connaissances aux élèves. En revanche en cinquième année, ce sont les maîtres contractuels qui sont plus performants. Quant aux volontaires de l'éducation, ils ne se démarquent pas significativement des titulaires dans les deux niveaux d'études considérés.

Au regard de ces résultats empiriques obtenus çà et là, on comprend que l'impact du statut de l'enseignant sur les acquis scolaires varie selon le contexte du pays. Nous allons à présent procéder à une analyse de cet impact dans le cas du Bénin.

2. Statut des enseignants et acquisitions à l'école primaire au Bénin : une évaluation empirique

La littérature existante nous a suffisamment renseignés sur la question de la production d'éducation aussi bien sur le plan théorique que sur le plan méthodologique ; en considérant le processus d'acquisition scolaire comme étant un processus de production (les arguments en faveur d'une telle position ont été largement discutés dans la section précédente, même si la spécificité du produit de l'éducation a été mis en exergue dans la littérature économique), nous convenons qu'il est important d'identifier les facteurs de production d'éducation. L'analyse du processus d'éducation, ou pour être plus précis, celle du processus d'acquisition de performance par les élèves dans le sous-système enseignement primaire nécessite qu'on identifie quels sont les facteurs susceptibles d'influencer les acquis scolaires des élèves. Tout comme l'apprenant, l'enseignant à travers ses caractéristiques, est placé au cœur des débats en la matière ; le type de contrat qui lie l'enseignant à son employeur, en tant que caractéristique de l'enseignant, est un facteur potentiellement en mesure d'influencer les acquis des élèves ; il en est ainsi compte tenu des enseignements des différentes théories du marché du travail mettant en relation l'impact des caractéristiques du travailleur sur l'output. La présente section est consacrée d'une part à la méthodologie utilisée pour appréhender l'impact du statut de l'enseignant sur la performance des élèves, et d'autre part l'analyse, la discussion des résultats et leurs implications.

2.1. Démarche méthodologique

Analyser la relation entre les acquis scolaires et le statut de l'enseignant est un exercice délicat, en raison des problèmes d'ordre méthodologique discutés dans la section précédente. Pour cela, nous discutons dans la présente sous-section le modèle théorique d'analyse choisi, l'approche méthodologique utilisée, puis nous décrivons la structure de l'échantillon en conformité avec le test de compétence du PASEC avant de procéder à la description des variables du modèle d'analyse.

2.1.1. Choix et discussion d'un modèle théorique de production d'éducation

Les travaux sur les déterminants des acquisitions scolaires ont été confrontés aux problèmes d'estimation à l'origine de nombreux débats suite au rapport Coleman. Les débats méthodologiques ont donc toujours été très nombreux dans ce champ de recherche et particulièrement sur la question des biais d'estimation. L'un des apports de ces débats est le recours aux modèles à valeur ajoutée qui se basent sur plusieurs mesures dans le temps des acquis des élèves. Cela implique un protocole d'enquête assez lourd avec au moins deux passages dans les écoles. Ce type d'études est en général l'apanage des chercheurs, et la méthodologie suivie est issue d'une recherche de Jarousse et Mingat (1993) réalisée au Togo et directement inspirée de l'approche de la valeur ajoutée. Les données du PASEC, exceptionnelles dans le contexte des pays en développement et particulièrement dans le contexte africain, sont largement mobilisées dans ce travail. Elles permettent de mettre en perspective les résultats des recherches sur les déterminants des acquisitions scolaires, très majoritairement réalisées dans les pays développés, avec les problématiques spécifiques des systèmes éducatifs africains.

Dans la même perspective, et pour bénéficier de la disponibilité des données sur les acquis des élèves aussi bien en début d'année qu'en fin d'année, nous ferons usage du modèle à valeur ajoutée dont la formulation théorique a été fournie par Hanushek (1979).

La formulation théorique la plus générale de la fonction de production éducationnelle proposée par Hanushek (1979) est la suivante :

$$A_i = f(B_i^{(t)}, P_i^{(t)}, S_i^{(t)}, I_i) \quad (2.4)$$

où: A_t : niveau des acquis scolaires à la période t.

$B_i^{(t)}$: vecteur des influences de l'environnement familial cumulé au temps t.

$P_i^{(t)}$: vecteur des influences des pairs cumulé au temps t.

$S_i^{(t)}$: vecteur de l'influence cumulative des inputs scolaires au temps t.

I_i : vecteur des capacités cognitives innées.

Cette formulation du modèle d'acquisition suppose d'avoir des informations dont on ne dispose généralement pas sur l'historique des individus et les inputs scolaires, ce qui fonde l'intérêt potentiel du modèle à valeur ajoutée formulé comme suit par Hanushek (1979):

$$A_t = f^*(B_i^{(t-t^*)}, P_i^{(t-t^*)}, S_i^{(t-t^*)}, I_i, A_t^*) \quad (2.5)$$

Où les inputs sont mesurés sur une période allant de t^* à t. Ce type de modèle à valeur ajoutée est généralement construit sur un cycle scolaire (4ans à 5 ans), et lorsqu'il est construit sur une seule année scolaire, il est appelé modèle de gains annuels, avec tous les risques de sous-estimation des effets diffus dans le temps (Mc Caffrey et al., 2004).

Les avantages et les limites de ce modèle théorique d'analyse ont largement été discutés dans la section précédente, mais nous en rappelons l'essentiel ici. En effet, l'intérêt du modèle temporel du processus d'acquisition à l'école primaire du PASEC réside dans leur capacité à permettre d'isoler les effets de l'enseignant de ceux de l'école et des facteurs extrascolaires liés à l'environnement familial de l'élève sur le résultat de fin d'année des élèves tout en contrôlant leur niveau initial. Mais ce modèle est limité d'une part par sa difficulté à isoler l'effet de la formation de l'enseignant sur la progression scolaire à partir de l'observation d'une seule année académique (McCaffrey et al., 2004), et d'autre part par la non prise en compte de certaines variables caractérisant les écoles et qui peut altérer l'estimation de l'effet « enseignant ».

2.1.2. Analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur les acquisitions des élèves : approche méthodologique

2.1.2.1. Les problèmes d'estimation : forme fonctionnelle et différents biais

Deux problèmes d'estimation importants se posent dans le cadre de l'estimation des modèles à valeur ajoutée d'acquisition de performance par les élèves (Todd et Wolpin, 2003); il s'agit du problème de la forme fonctionnelle de la fonction de production d'éducation et celui de l'endogénéité de la performance initiale de l'élève.

Les données relatives à la performance des élèves aussi bien en début d'année qu'en fin d'année sont des données obtenues à partir d'un ensemble de tests administrés par le PASEC à un échantillon d'élèves du primaire ; ces tests prennent en compte un ensemble d'items et la performance de l'élève est calculée à partir des différents items ; dans ces conditions, des items ayant une plus grande importance dans la notation risquent d'influer plus sur le score attribué à l'élève lors d'un test, introduisant ainsi un biais dans l'analyse des déterminants de la performance de l'élève ; pour éviter cet état de chose, on procède généralement à la standardisation des scores, facilitant ainsi l'interprétation de ces effets des différentes variables explicatives.

Cependant, la série des scores standardisés est susceptible de comporter aussi bien des valeurs positives que des valeurs négatives ; cette situation constitue une contrainte quand à l'utilisation de certaines formes fonctionnelles pour l'estimation de la fonction de production d'éducation. De plus, le recours aux formes fonctionnelles ad hoc peut se révéler inadéquat surtout lorsque la nature des données n'est pas appropriée à une forme fonctionnelle pré-établie telle que les formes linéaires, les formes log – log, les formes semi-log. Pour cela, le recours à des méthodes plus sophistiquées d'identification de la forme fonctionnelle telles que la transformation de Box Cox est l'une des solutions généralement envisagées (Box Cox 1964). Le recours à cette méthode exige cependant la stricte positivité des valeurs prises par la variable dépendante.

Le second problème majeur des modèles à valeur ajoutée intégrant la variable de score initiale dans les variables explicatives du modèle est l'éventuel caractère endogène de celle-ci. Une voie pour contourner cette limite consiste à raisonner sur la progression des élèves, c'est-à-dire en faisant la différence entre les scores de fin d'année et les scores de début d'année des élèves. Ainsi, la variable de score initiale disparaît des variables explicatives ce qui évite les biais qui lui sont attachés sans pour autant perdre l'information essentielle qu'elle apporte. Toutefois, sur le plan méthodologique, si on s'en réfère à la théorie des tests (Laveault et Grégoire, 1997), cette pratique soulève de sérieux problèmes. En effet, deux tests différents correspondent à deux échelles de mesure qui ne sont pas directement comparables ; on ne peut donc pas faire une différence des scores à chacun de ces tests. Si on effectue une différence entre les scores de deux tests distincts, on ne sait pas exactement ce qu'on mesure. Il faut donc ramener les deux tests à une échelle de mesure commune pour pouvoir effectuer une différence entre les scores. Ceci implique que les tests aient été élaborés spécialement pour cela et qu'une modélisation statistique spécifique soit mise en œuvre pour créer l'échelle commune. Il faut alors évoquer une seconde objection, plus radicale, par rapport à cette démarche.

Supposons que nos deux scores soient ramenés à une même échelle, une autre difficulté se présente. En reprenant la terminologie utilisée dans la formalisation du modèle à valeur ajoutée :

$$A_{it} = f(B_i^{t-t^*}, P_i^{t-t^*}, S_i^{t-t^*}, A_{it^*}) \quad (2.6)$$

$$\text{Soit } A_{it} = \alpha A_{it^*} + \beta_1 B_i^{(t-t^*)} + \beta_2 P_i^{(t-t^*)} + \beta_3 S_i^{(t-t^*)} \quad (2.7)$$

On voit que $A_{it} - A_{it^*} = f(B_i^{(t-t^*)}, P_i^{(t-t^*)}, S_i^{(t-t^*)})$ n'est pas une formalisation équivalente puisque cela suppose que $\alpha = 1$, or les α mesurés dans les études oscillent généralement entre 0,4 et 0,6 (Bernard, 2007). On voit donc que les deux modèles sont différents ; ils renvoient à des conceptions différentes du processus d'apprentissage. On ne peut donc pas substituer l'un à l'autre.

Une autre approche de ce problème, mais qui n'est pas équivalente, serait de prendre en compte le rang des élèves dans l'échantillon à chacun des tests. On peut affecter à l'élève qui détient le meilleur score en début d'année le rang 1 puis regarder son rang au test de fin d'année. S'il est classé troisième, il aura perdu deux places. Il est ainsi possible d'effectuer une différence des rangs des élèves entre le test de début d'année et celui de fin d'année. On compare en fait deux classements. La variable ainsi créée permet de mesurer la progression relative des élèves les uns par rapport aux autres et c'est cette variable que l'on va chercher à expliquer. On ne raisonne plus en termes d'acquis scolaires mais en termes de classements basés sur les scores aux tests, il s'agit d'une autre démarche de modélisation. L'ambition est moindre, on ne cherche plus à modéliser le processus d'acquisition des connaissances mais plutôt à modéliser l'évolution du classement des élèves au sein d'un même groupe entre deux tests. Certes, le classement est étroitement lié aux scores aux tests mais il ne mesure pas les acquis scolaires des élèves et n'est donc pas soumis aux mêmes exigences méthodologiques.

Les modèles de rang permettent de contourner certaines questions méthodologiques liées à la théorie de la connaissance ainsi qu'à la théorie des tests. Cependant, il ne s'agit que d'un artifice dont l'un

des intérêts est de pouvoir mesurer une différence (en place dans le classement entre deux tests) tout en évitant les problèmes d'endogénéité soulevés par la présence de la variable de score initial dans les modèles à valeur ajoutée traditionnels. Il n'est pas clairement établi que ces avantages compensent les inconvénients liés à l'abandon de la modélisation du processus d'apprentissage.

2.1.2.2. Spécification du modèle d'analyse et méthode d'estimation

La plupart des études sur la fonction de production éducationnelle utilisent des spécifications MCO ou des modèles à effet fixe (voir une synthèse dans Todd et Wolpin, 2003). A la suite de Altinok (2006), et s'inscrivant dans le cadre méthodologique des études réalisées sur les acquisitions de performance à partir des données du PASEC, nous estimons un modèle linéaire de production d'éducation intégrant le statut de l'enseignant comme variable explicative. A cet effet, nous utilisons la transformation de Box Cox (1964) pour identifier la forme fonctionnelle la plus appropriée (Todd et Wolpin, 2003). Si l'on suppose que A_i représente une mesure de l'output du système scolaire (par exemple, le score obtenu à un test en fin d'année) relativement à un individu i , A_{0i} est la performance initiale de l'élève (celle en début d'année), le vecteur F_i le vecteur des facteurs scolaires (dont celles relatives aux enseignants, notamment leur statut) et S_i le vecteur des variables relatives aux caractéristiques de l'élève et de sa famille, la spécification en transformation de Box Cox s'écrit :

$$A_i^{(\theta)} = \beta_0 + \beta_1' A_{0i} + \beta_2' F_i + \beta_3' S_i + \varepsilon_i \quad (2.8)$$

$$\text{Avec } A_i^{(\theta)} = \frac{A_i^\theta - 1}{\theta} \quad \text{si } \theta \neq 0 \quad (2.9)$$

$$A_i^{(\theta)} = \ln(A_i) \quad \text{si } \theta = 0 \quad (2.10)$$

La transformation tient pour $A_i > 0$. Etant donné que la majorité des variables explicatives sont des variables muettes, nous conservons la forme linéaire à droite du signe d'égalité.

On obtient alors la fonction de vraisemblance du modèle Box-Cox :

$$\ln L_c = -\frac{n}{2} [\ln(\tilde{\sigma}^2) + \ln(2\pi) + 1] + (\theta - 1) \sum_{i=1}^n \ln(A_i) \quad (2.11)$$

$$\text{Où } \tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 \quad (2.12)$$

Une des raisons de la popularité de la transformation de Box-Cox est qu'elle incorpore à la fois la possibilité d'aucune transformation (quand $\theta = 1$) et la possibilité d'une transformation logarithmique (quand $\theta = 0$). Sous réserve que les régresseurs incluent un terme constant, soumettre la variable dépendante à la transformation de Box Cox $\theta = 1$ est équivalent à n'effectuer aucune transformation. Soumettre la variable dépendante à la transformation de Box Cox avec $\theta = 0$ est équivalent à utiliser $\log A_i$ comme régressande. Comme ces deux transformations sont deux cas spécifiques très plausibles, il est très séduisant d'utiliser une transformation qui tienne compte des deux à la fois. Même quand le modèle conventionnel de Cox Box n'est pas considéré comme véritablement plausible, ce dernier fournit une alternative commode, à partir de laquelle il est possible de tester la spécification des modèles de régression linéaire et non linéaire (wooldridge, 2002).

L'estimation du paramètre θ permet ainsi de bien spécifier la forme fonctionnelle de la production d'éducation, et d'éviter ainsi les biais qu'engendrerait une forme classique (linéaire ou log linéaire) arbitrairement choisie dans la plupart des études.

Ainsi spécifiée, la fonction de production d'éducation peut être estimée en prenant en compte les éventuels biais afin de garantir des paramètres consistants ; le paragraphe suivant est consacré en partie à la recherche d'éventuels biais d'endogénéité au niveau des variables explicatives.

2.1.2.3. Choix de la forme fonctionnelle adéquate, détermination de la significativité des coefficients estimés et interprétation

Etant donné que nous avons effectué une transformation de Box Cox pour spécifier le modèle de production d'éducation, il est question de décrire clairement le critère de choix de la valeur de θ qui définit la forme fonctionnelle.

Le choix de la valeur de θ qui correspond à la forme fonctionnelle la plus adéquate est fait sur la base de la significativité du paramètre θ dans le résultat d'estimation. En effet, l'estimation du modèle par transformation de Box Cox permet de procéder aux tests d'hypothèses suivants :

$$\begin{array}{l}
 1^{er} \text{ test :} \\
 2^{ème} \text{ test :} \\
 3^{ème} \text{ test :} \\
 4^{ème} \text{ test :}
 \end{array}
 \begin{cases}
 H_0 : \theta = m \\
 H_1 : \theta \neq m \\
 H_0 : \theta = 0 \\
 H_1 : \theta \neq 0 \\
 H_0 : \theta = 1 \\
 H_1 : \theta \neq 1 \\
 H_0 : \theta = -1 \\
 H_1 : \theta \neq -1
 \end{cases}$$

La valeur de θ à retenir est donnée par le rejet de l'hypothèse H_0 dans le 1^{er} test, à condition de rejeter l'hypothèse H_0 dans le 2^{ème}, le 3^{ème} et le 4^{ème} tests. En effet, le rejet de l'hypothèse H_0 dans ces trois derniers tests signifie que le paramètre θ ne peut prendre aucune des valeurs -1, 0 et 1, au seuil de confiance de 95%. Dans ces conditions, accepter l'hypothèse H_0 au seuil de confiance de 95% dans le premier test signifie qu'au seuil de confiance de 95%, le paramètre θ est égal à la valeur m estimée. Une fois les différentes hypothèses testées et le choix de θ effectué, on peut facilement retenir la forme fonctionnelle appropriée.

Après avoir expliqué la technique de choix de la forme fonctionnelle appropriée précisée, il est question de préciser la condition de significativité des paramètres estimés de la relation entre la variable expliquée représentée par la performance finale de l'élève, et les variables explicatives retenues. A cet effet, à chaque coefficient est associé un seuil de significativité (qui varie entre 1% et 10%), aussi, dès que celui-ci n'est pas atteint, la variable n'est pas statistiquement différente de zéro (soit non significative) et on ne peut l'interpréter. Ainsi, les coefficients des variables obtenus sont considérés comme statistiquement significatifs lorsque la statistique de test rapportée en dessous de chaque coefficient est supérieure à une certaine valeur.

Pour finir, précisons que lors de l'interprétation des résultats d'estimation, les trois éléments essentiels dans les résultats d'estimation du modèle de performance des élèves sont la significativité du coefficient (un coefficient non significatif ne sera pas interprété), sa valeur et le sens dans lequel il affecte la variable expliquée.

2.1.2.4. Test d'endogénéité

Il est important de procéder à un test d'endogénéité dans le cadre de l'estimation d'une fonction de production d'éducation devant permettre d'apprécier l'impact du statut de l'enseignant sur l'acquisition de performance chez les élèves. Dans la littérature économique, il est montré que la non correction de l'endogénéité quand elle existe biaise l'estimation des coefficients du modèle et que la correction de l'endogénéité quand elle n'existe pas conduit à des écarts types élevés et par conséquent, à moins de précision (Ribar, 1994). Parmi les outils généralement utilisés pour identifier les éventuels problèmes d'endogénéité, le test de significativité des résidus ou des valeurs prédites de l'équation secondaire comme régresseurs dans l'équation primaire (Smith et Blundell, 1986) est utilisé dans

le cadre de nos estimations. Ce test requiert la spécification de la forme réduite de la variable suspectée endogène. Les valeurs prédites de cette équation réduite sont insérées dans l'équation de la fonction de production d'éducation. La significativité du coefficient des valeurs prédites indique que la variable suspectée endogène est en fait endogène. Intuitivement, ce test examine si les facteurs inobservables dans l'équation de la forme réduite aident à expliquer l'acquisition de compétence chez les élèves après avoir contrôlé l'effet des variables explicatives observables. Si le coefficient de la valeur prédite est significativement différent de zéro, alors les composantes inobservables influençant la valeur prédite doivent être corrélées avec le terme d'erreur de l'équation primaire.

2.1.2.5. Test des variables d'identification

Pour obtenir des estimateurs consistants, des restrictions ou conditions d'identification doivent être imposées sur les variables exogènes du modèle. L'identification du modèle de performance finale des élèves requiert qu'au moins l'une des variables présentes dans l'équation secondaire (celle de la performance initiale des élèves) soit absente dans l'équation primaire (Mroz et al, 1995 ; Waters, 1999). Le principal critère utilisé pour imposer les restrictions ou trouver les variables d'identification (Z) est que les variables d'identification doivent avoir un effet sur le plan théorique et conceptuel sur la variable endogène suspectée, et ne doivent pas être directement reliées à la performance de l'élève en fin de période. Dans le cas présent, et du point de vue conceptuel, il s'agit des variables qui pour la plupart, sont relatives au passé de l'élève et donc ne concernent généralement ni les caractéristiques de l'école, ni celles de l'enseignant étant donné que l'élève est supposé venir dans la classe et dans l'école avec ses caractéristiques. Du point de vue théorique, La performance des élèves en début d'année ne dépend donc pas seulement des données contemporaines, mais nécessite des informations historiques rarement disponibles ou complètes (Hanushek, 1979, Leclercq, 2005, Glewwe & Kremer, 2006) comme les capacités cognitives innées de l'élève ou les informations sur l'ensemble du parcours scolaire de l'élève.

Procédons à présent à une description du test de compétence du PASEC et de la structure de l'échantillon utilisé dans les estimations. Rappelons ici que les données utilisées dans les estimations sont celles résultant du test du PASEC.

2.1.3. Description du test de compétence du PASEC et structure de l'échantillon

2.1.3.1 Le test de compétence du PASEC

i- Le concept de « compétences de base » adopté par le PASEC

La capacité de l'élève à lire, écrire et compter constitue pour le PASEC les compétences fondamentales à mesurer. Une définition universelle²¹ de la notion de compétences « fondamentales » n'existe pas encore. Néanmoins, une compétence peut être qualifiée de « fondamentale » si elle est nécessaire et profitable à l'élève et à la société dans son ensemble. En général, ces trois compétences sont considérées comme « fondamentales » dans la mesure où elles peuvent constituer le point de départ de tout apprentissage ultérieur.

ii- Les références des tests PASEC

Les tests mesurant les acquisitions des élèves ont été élaborés en partant des aspects communs des différents programmes scolaires des pays d'Afrique francophone membres de la CONFEMEN.

21 INRP (2005), « Standards, compétences de base et socle commun », Les dossiers de la VST, p.15.

Ces programmes ont été établis en se référant à la théorie de l'enseignement par objectif²². Toutefois, ces tests ne cherchent pas à mesurer le degré de maîtrise de tel ou tel point du programme. Par conséquent, les tests utilisés ne sauraient être considérés comme une échelle de mesure des acquisitions des élèves aussi précise qu'on le souhaiterait dans le cas d'une évaluation *stricto sensu* des acquis des élèves.

iii- Les principes d'élaboration des tests PASEC

Lors des évaluations menées par le PASEC, les tests de compétences de base administrés aux élèves sont à la fois utilisés pour mesurer le niveau des acquisitions des élèves que pour en analyser les déterminants. La construction des items qui les composent répond avant tout à la nécessité d'avoir des différences dans les résultats des élèves car il est indispensable pour les analyses que l'on mène qu'il existe une variation des résultats entre les élèves²³. Une homogénéité des résultats, qu'ils soient bons ou faibles, limiterait les analyses permettant d'identifier les déterminants des apprentissages et pourrait être le signe d'une faible qualité des items composant les tests.

Aussi, le PASEC administre des tests²⁴ de français et de mathématiques identiques²⁵ dans les différents pays participant aux évaluations, ce qui offre une base comparative particulièrement intéressante. Ils constituent une échelle de mesure, certes imparfaite, mais qui reste une source d'information précieuse pour les systèmes d'enseignement étudiés dans la mesure où les données collectées à partir d'épreuves standardisées sont quasiment inexistantes en Afrique francophone.

2.1.3.2 Unité d'analyse et structure de l'échantillon

L'unité d'analyse de l'acquisition de compétence est l'élève ; dans ce cadre, deux échantillons d'élèves de la base du PASEC ont été pris en compte dans le cadre du présent travail ; ces échantillons sont constitués d'élèves des classes de cours préparatoire (CP) et des classes de cours moyen I (CM1)²⁶ ; dans ces échantillons, les scores représentant la compétence acquise par les élèves sont ramenés à la base 100 ; étant donné qu'une très faible proportion d'élèves ont un score nul (environ 4,89%) et pour des raisons d'ordre pratique relatives à l'opérationnalisation de la transformation de Box Cox, seuls les élèves dont le score de compétence est non nul ont été pris en compte dans les estimations économétriques.

Globalement, l'échantillon global du PASEC comporte 4132 élèves répartis en 2034 élèves de CP et 2098 élèves de CM1 aussi bien dans les écoles publiques que dans les écoles privées. Ces élèves proviennent de 283 classes dont 139 classes pour la 2^{ème} année et 144 classes pour la 5^{ème} année. Il est important de souligner que le nombre de classes de l'échantillon dans chacun des deux niveaux ne correspond pas au nombre prévu : sur les 150 écoles prévues, seules 145 ont pu être visitées lors des enquêtes du PASEC, soit un taux de couverture de 97%. Sur ces 145 écoles, 6 n'avaient pas le niveau CP

22 La PPO (Pédagogie Par Objectifs ; en anglais « mastery Learning ») a été mise au point par le psychologue américain Benjamin Bloom pour mesurer les apprentissages. Elle est le précurseur de l'approche systémique où la formulation d'objectifs vise à l'optimisation de l'apprentissage. On peut la définir comme l'action de décomposer un objet d'apprentissage complexe en ses éléments simples et essentiels afin d'en faciliter l'enseignement et l'apprentissage (Dans « lexique du didactique » du site www.oasisfle.com).

23 Lors de l'élaboration des tests, les items ont été choisis à partir de la valeur des points bisérial (qui permet de tester la pertinence de chacun des items en particulier). De plus, les tests ont été élaborés à partir du calcul des alphas de Cronbach (permettant de garantir la cohérence interne du test de manière globale).

24 Des adaptations sont réalisées selon les contextes nationaux (changement des prénoms, des noms d'objets ou d'animaux, etc.), et parfois quelques items sont ajoutés mais il reste une base commune à tous les pays.

25 Des adaptations sont réalisées selon les contextes nationaux (changement des prénoms, des noms d'objets ou d'animaux, etc.), et parfois quelques items sont ajoutés mais il reste une base commune à tous les pays.

26 Les raisons du choix de ces deux niveaux ont été précédemment exposées dans la démarche méthodologique générale du chapitre introductif.

et une école n'avait pas le niveau CM1. L'échantillon utilisé dans le cadre de la présente recherche est celui des élèves des écoles publiques, compte tenu des objectifs de l'étude ; cet échantillon est composé de 1535 élèves de CP et 1599 élèves de CM1, soit au total 3134 élèves des écoles primaires publiques.

2.1.4. Les variables du modèle d'analyse

S'inscrivant en droite ligne des évaluations du PASEC, nous expliquons la performance des élèves par un ensemble de variables dont la variable d'intérêt est le statut de l'enseignant ; Globalement, les variables explicatives sont relatives aux caractéristiques de l'élève et du ménage auquel il appartient, et aux caractéristiques de la classe dont celles de l'enseignant. Dans chacun de ces trois domaines, des variables ont été sélectionnées en fonction de leur disponibilité dans la base de données et de leur pertinence du point de vue de la littérature sur les déterminants de la qualité de l'éducation primaire.

2.1.4.1 Caractéristiques de l'élève et du ménage auquel il appartient

Les caractéristiques de l'élève prises en compte sont : l'âge, le genre, le parcours scolaire (fréquentation préscolaire, nombre de redoublements), les aptitudes intellectuelles mesurées par le score au test organisé au début d'année par le PASEC, l'état de santé rétrospectif, le fait que l'enfant est confié ou non, et la disponibilité de livres de lecture et de calcul. On suppose que l'âge agit négativement sur les performances de l'élève. Plus il est âgé, plus il risque d'être exposé au travail des enfants, ce qui réduit considérablement le temps qu'il peut consacrer à ses études ; cependant, la variable que nous utilisons pour capter l'effet de l'âge est une variable muette, prenant la valeur 1 si l'élève a moins que l'âge requis pour être dans la classe, et 0 sinon. Cette procédure nous permet de voir l'effet que pourrait avoir le dépassement d'âge sur la performance de l'élève.

Le genre peut exercer aussi une influence significative surtout en interaction avec d'autres variables. Par exemple, une fille sera plus à l'aise à l'école si elle rencontre plus d'enseignantes durant son parcours scolaire. A cet effet, nous utilisons une variable muette prenant la valeur 1 si l'élève est une fille et 0 sinon.

Le parcours scolaire de l'enfant doit aussi être pris en compte. Beaucoup de travaux ont déjà montré que le redoublement, contrairement à l'effet attendu, loin d'améliorer les performances de l'élève, est une source de découragement pour lui et ses parents (Bernard, 2007). En effet, le redoublement est supposé toucher uniquement les élèves en difficulté et, dans ce cas, ce sont les résultats scolaires qui l'expliquent. Or, certains parents n'hésitent pas à mettre en évidence une trop grande part de l'arbitraire et de la subjectivité des enseignants dans les décisions de redoublement. D'autres auteurs (Crahay et Marcel, 1996 ; Aletta, 1984) montrent que l'évaluation des enseignants est fonction du groupe d'élèves auquel ils sont confrontés (loi de Posthumus). Ainsi, une grande variabilité des pratiques de redoublement existerait selon le lieu de scolarisation et la norme théorique du système se traduirait, en réalité, par des différences selon les écoles ou les classes porteuses d'inégalités de traitement pour les élèves. Dans ces conditions, le redoublement va avoir un impact certain sur la motivation des élèves. L'effet du redoublement sera capté par une variable muette prenant la valeur 1 si l'élève a redoublé la classe et 0 sinon.

Quant à la fréquentation préscolaire, on s'attend à ce qu'elle influe positivement sur les acquisitions de l'élève à l'école primaire, ce type d'éducation développant des capacités qui favorisent l'apprentissage scolaire. Nous captions l'effet de la fréquentation préscolaire par l'introduction d'une variable muette prenant la valeur 1 si l'élève a fait la maternelle et 0 sinon.

Une autre variable relative à l'élève est son statut d'enfant confié ou non. On présume qu'un enfant qui ne vit pas au moins avec l'un de ses parents bénéficie de conditions de vie moins favorables à l'apprentissage. L'effet de cette variable est captée par l'introduction de deux variables muettes prenant la valeur 1 si l'élève vit avec un parent indiqué, 0 sinon.

En ce qui concerne les caractéristiques du ménage, sont retenus : le niveau de bien-être, le niveau d'instruction du père, de la mère.

Le niveau de bien-être des parents (ou du tuteur) est un indicateur déterminant à prendre en compte dans la mesure où l'éducation étant une question de moyens, les enfants dont des parents ont un niveau de vie et/ou de confort élevé possèdent généralement des aptitudes plus grandes à accumuler de la connaissance ; il en est ainsi compte tenu des facilités dont bénéficient ces enfants dans divers domaines ayant des relations avec les études ; par exemple, un enfant dont les parents possèdent des biens tels que le poste téléviseur, avec accès aux chaînes internationales, aura plus facilement accès aux informations, ce qui ne sera pas sans effet sur ses aptitudes cognitives ; mais l'effet contraire peut aussi exister, dans le cas où les enfants ne font pas bon usage des biens durables dont disposent leurs parents. Nous appréhendons le niveau de bien-être des parents par une variable muette indiquant si le niveau de vie du ménage de l'élève correspond à celui d'un ménage pauvre ou non ; par conséquent, cette variable prendra la valeur 1 si le niveau de vie est celui d'un ménage pauvre, 0 sinon.

Le niveau d'instruction des parents est une variable importante pour expliquer les performances réalisées par l'élève. Un environnement lettré est supposé exercer une influence positive sur la capacité de l'enfant à maîtriser la lecture, l'écriture et le calcul. De même, le fait que l'on parle français à la maison familiarise l'enfant avec la langue qu'il va apprendre à l'école et assure une continuité entre celle-ci et le milieu familial. En introduisant deux variables muettes prenant la valeur 1 si le père (ou la mère) est alphabétisé et 0 sinon, nous allons appréhender l'effet de l'alphabétisation des parents sur la performance de l'élève.

2.1.4.2. Caractéristiques de la classe

Plusieurs caractéristiques de la classe sont prises en compte dans le cadre des analyses. Ces caractéristiques étant celles de la classe, tous les élèves de la classe sont soumis à leur influence, et des variations observées d'une classe à l'autre de ces caractéristiques sont susceptibles d'impacter la performance des élèves. On peut citer :

- l'organisation pédagogique de la classe : son effet est capté par l'introduction d'une variable muette indiquant si l'élève fréquente une classe à simple flux ou à double flux. Ainsi, cette variable prendra la valeur 1 si la classe est à simple flux et 0 sinon. Les classes à double flux sont des classes qui accueillent plusieurs groupes d'élèves à des horaires différents dans la journée. Cette modalité d'enseignement résulte principalement d'un manque d'enseignants ou de salles de classe. Cette modalité d'enseignement est particulièrement adaptée aux régions rurales où la population est éparse. Les classes à double flux sont censées avoir un effet négatif sur les apprentissages des élèves.
- l'importance numérique des élèves de la classe : elle est appréhendée par deux variables : une variable quantitative qu'est l'effectif de la classe, et une variable muette indiquant si l'effectif de la classe dépasse 50²⁷ ou non. L'introduction du carré de l'effectif permet de prendre en compte la non linéarité l'effet de l'effectif de la classe. Théoriquement, le sureffectif de la classe est censé affecter négativement l'apprentissage des élèves.
- les caractéristiques de l'enseignant : les variables retenues sont le genre, le statut (type de contrat), l'âge de l'enseignant, le bénéfice de primes, l'exercice d'activités complémentaires et le niveau académique.

On anticipe qu'une enseignante exerce une influence positive sur les filles qui s'identifient plus facilement à elle qu'à un enseignant.

²⁷ La limite de 50 se justifie par le fait que les normes de l'UNESCO prévoient 40 élèves par classe pour atteindre l'EPT, mais de façon particulière et pour tenir compte des réalités internes au Bénin, cette norme a été fixée à 50.

En raison de l'absence d'une sécurité de l'emploi contractuel, on suppose que l'enseignant permanent sera plus efficace dans l'exercice de sa fonction que l'enseignant contractuel ; mais l'effet peut être plus imprécis selon le contexte dans lequel se situe l'enseignant, et la littérature abondante explorée dans la première partie de ce chapitre en dit long ; il est donc difficile de présager d'un sens de l'effet du statut de l'enseignant sur la performance de l'élève.

L'effet de l'âge de l'enseignant est mesuré ici par l'introduction à la fois d'une variable d'âge en années de l'enseignant et du carré de l'âge ; cette procédure permet de prendre en compte la non linéarité de l'effet de l'âge, étant donné qu'il pourrait exister un âge à partir duquel l'effet de l'enseignant pourrait changer de sens.

Le bénéfice de primes par les enseignants est une variable qui rend compte de la motivation des enseignants ; il est alors attendu que les enseignants bénéficiant de primes seront plus efficaces en termes de contribution à l'acquisition de compétence chez l'élève que ceux qui n'en bénéficient pas.

L'exercice d'activités complémentaires en dehors des temps de travail est de nature à procurer à l'enseignant des revenus additionnels, et si ces activités sont de plus en plus rentables, elles peuvent conduire l'enseignant à y consacrer plus de temps, ce qui pourrait, en raison de l'arbitrage que l'enseignant, l'amener à exercer de moins en moins son métier avec efficacité.

Pour le niveau d'instruction, une distinction est opérée entre avoir ou non le BEPC. On prévoit que le niveau d'éducation académique de l'enseignant(e) n'a pas un effet significatif sur les acquisitions scolaires de l'élève. Enfin, le fait de bénéficier d'une formation continue devrait améliorer les méthodes pédagogiques de l'enseignant(e) et agir positivement sur les acquisitions scolaires de ses élèves.

Le tableau suivant présente une synthèse des variables ci-dessus présentées, leur description, leurs modalités et les effets attendus sur la performance de l'élève.

Tableau n° 18 : description, modalités et effets attendus des variables

INDICATEURS	VARIABLES	Description	modalités	Effets attendus
Performance de l'élève				
	SCOREINI100	score de l'élève au test initial	en pourcentage	+
	SCOREFIN100	score de l'élève au test final	en pourcentage	+
Caractéristiques de l'élève				
	AGEMOINS	situation d'âge de l'élève	1 si l'âge est supérieur à l'âge normal, 0 sinon	
	FILLES	sexe de l'élève	1 si l'élève est une fille, 0 sinon	+/-
	AVECMERE	identifie si l'élève vit avec sa mère	1 si l'enfant vit avec sa mère, 0 sinon	+/-
	TRAVDOMEST	identifie si l'élève fait des travaux domestiques	1 si l'enfant fait des travaux domestiques, 0 sinon	+/-
	PMALPHA	identifie si le père et la mère de l'élève sont alphabétisés	1 si le père et la mère sont alphabétisés, 0 sinon	+
	PEREALPHA	identifie si le père de l'élève est alphabétisé	1 si le père est alphabétisé, 0 sinon	+

**2. Statut des enseignants et acquisitions à l'école
primaire au Bénin : une évaluation empirique**

INDICATEURS	VARIABLES	Description	modalités	Effets attendus
	MEREALPHA	identifie si la mère de l'élève est alphabétisée	1 si la mère est alphabétisée, 0 sinon	+
	SOC_PAUVR	identifie le niveau de vie du ménage	1 si le niveau de vie du ménage est celui d'un ménage pauvre, 0 sinon	+/-
	REPETIT	Identifie si l'élève a un répétiteur	1 si l'élève a un répétiteur a la maison, 0 sinon	
	PROCHECOLE	Identifie si l'élève habite proche de l'école	1 si l'élève habite proche de l'école, 0 sinon	
Parcours scolaire				
	MATERNEL	identifie si l'élève a fait la maternelle	1 si l'enfant a fait la maternelle, 0 sinon	+
	REDOUBL1	identifie si l'élève a redoublé le CI	1 si l'élève a redoublé la classe de CI, 0 sinon	+/-
	REDOUBL2	identifie si l'élève a redoublé le CP	1 si l'élève a redoublé la classe de CP, 0 sinon	+/-
	REDOUBL4	identifie si l'élève a redoublé le CE2	1 si l'élève a redoublé la classe de CE2, 0 sinon	+/-
	REDOUBL5	identifie si l'élève a redoublé le CM1	1 si l'élève a redoublé la classe de CM1, 0 sinon	+/-
Caractéristiques de la classe et du maître				
	PERFINICL	performance initiale moyenne de la classe de l'élève	en pourcentage	+
	MTPERMANENT	identifie le statut de l'enseignant	1 si l'enseignant est permanent, 0 sinon	-
	MTAGE	identifie l'âge de l'enseignant de la classe	en nombre d'années	+/-
	MTMARIE	Identifie la situation matrimoniale du maître	1 si le maître est marié, 0 sinon	
	MTPROCHE	Identifie si le maître habite proche de l'école	1 si le maître habite proche, 0 sinon	
	SYNDIC	Identifie si le maître syndiqué	1 si le maître est syndiqué, 0 sinon	
	ASSPEDAG	Identifie si le maître fait partie d'une association pédagogique	1 si le maître fait partie d'une association pédagogique, 0 sinon	
	BEPC	identifie si l'enseignant de la classe a le BEPC	1 si l'enseignant de la classe a le BEPC au plus, 0 sinon	-
	SANSPRIME	identifie si l'enseignant bénéficie de prime	1 si l'enseignant bénéficie de primes, 0 sinon	-

INDICATEURS	VARIABLES	Description	modalités	Effets attendus
	SANSACTIV	identifie si l'enseignant a d'autres activités	1 si l'enseignant a d'autres activités, 0 sinon	-
	MTDEBUT	identifie si l'enseignant a la charge de la classe depuis le début d'année	1 si l'enseignant a la classe en charge depuis le début d'année, 0 sinon	+
	SPLVACATION	identifie l'organisation pédagogique de la classe	1 si la classe est en simple vacation, 0 sinon	+
	EFFECTIF	identifie l'effectif de la classe	Discrète	-
	TOUSASSIS	Identifie si tous les élèves sont confortablement assis	1 si tous sont confortablement assis, 0 sinon	
	SUREFFECTIF	identifie si l'effectif de la classe dépasse les normes	1 si l'effectif est supérieur à la norme, 0 sinon	-
	ECOLEURBAIN	Identifie si l'école est en milieu urbain	1 si milieu urbain, 0 sinon	
	CLSELECT	identifie si la classe est électrifiée	1 si la classe est électrifiée, 0 sinon	+
	LIVRES	identifie si les élèves ont tous des livres	1 si tous les élèves ont des livres, 0 sinon	+

Source : Construit à partir des résultats des estimations

2.2. Analyse, discussion des résultats et implications de politiques économiques

2.2.1. Analyses descriptives

Nous présentons ici les caractéristiques générales de l'échantillon d'élèves aussi bien de la classe de CP que de la classe de CM1, un accent particulier étant mis sur les variables les plus pertinentes dans l'analyse l'acquisition de compétence par les élèves. Le recours aux analyses descriptives est d'autant plus important dans la mesure où il permet d'avoir une vue générale de la situation avant de procéder à une analyse économétrique dont le but fondamental est de comprendre les relations de cause à effet dans l'analyse. Dans la présente analyse descriptive, l'accent est d'abord mis sur la performance des élèves, leurs caractéristiques des élèves, celles de leur environnement notamment leur famille, et celles des classes dans lesquelles évoluent ces élèves ; à ce niveau, le statut de l'enseignant bénéficiera d'une grande attention. En suite, une analyse croisée entre la performance des élèves et un certain nombre de variables sera faite afin de tirer les premières conclusions sur le lien entre la performance de l'élève et le statut de son enseignant. Il est à signaler que généralement, ces différents résultats sont présentés par niveau ; ainsi, nous présentons les résultats de la classe de CP puis ceux de la classe de CM1.

Le tableau suivant présente les statistiques descriptives des principales variables qui interviennent dans nos analyses pour les classes de CP et de CM1.

Tableau n° 19 : Statistiques descriptives des principales variables

Variables	Moyenne / proportion		Ecart-type		Minimum		Maximum	
	CP	CM1	CP	CM1	CP	CM1	CP	CM1
SCOREINI100	34.84194	37.67836	24.42292	17.38489	0	0	100	100
SCOREFIN100	35.15918	30.57502	24.24388	16.11872	0	0	100	98.78049
AGEMOINS	0.300885	0.1639657	-	-	0	1	0	1
FILLES	0.446411	0.3956149	-	-	0	1	0	1
AVECMERE	0.8574238	.8307912	-	-	0	1	0	1
TRAVDOMEST	0.7286136	.8393708	-	-	0	1	0	1
PMALPHA	0.2241888	0.2445186	-	-	0	1	0	1
SOC_PAUVR	0.7905605	0.778837	-	-	0	1	0	1
MATERNEL	0.2079646	-	-	-	0	1	0	1
REDOUBL1	0.1912488	-	-	-	0	1	0	1
REDOUBL2	0.1386431	-	-	-	0	1	0	1
REDOUBL4	-	0.2178265	-	-	0	1	0	1
REDOUBL5	-	0.2016206	-	-	0	1	0	1
PERFINICL	35.18808	37.67539	18.98601	14.00976	4.37037	12.11765	94.82963	95.94118
MTPERMANENT	0.2105005	0.296808	-	-	0	1	0	1
MTAGE	30.9843	33.50643	8.615085	8.507683	19	17	53	59
SANSPRIME	0.4725221	0.5402573	-	-	0	1	0	1
SANSACTIV	0.4725221	0.2686994	-	-	0	1	0	1
MTDEBUT	0.7157687	0.8114203	-	-	0	1	0	1
SPLVACATION	0.9563297	0.945212	-	-	0	1	0	1
EFFECTIF	48.39794	39.91329	25.71262	20.81291	2	2	131	97
SUREFFECTIF	0.4950932	0.2906146	-	-	0	1	0	1
CLSELECT	0.1368989	0.1457837	-	-	0	1	0	1
LIVRES	0.9075713	0.2526215	-	-	0	1	0	1

Source : Construit à partir des résultats des estimations

L'analyse statistique ne sera pas exhaustive, mais portera sur un certain nombre de variables jugées pertinentes dans l'acquisition de performance chez les élèves.

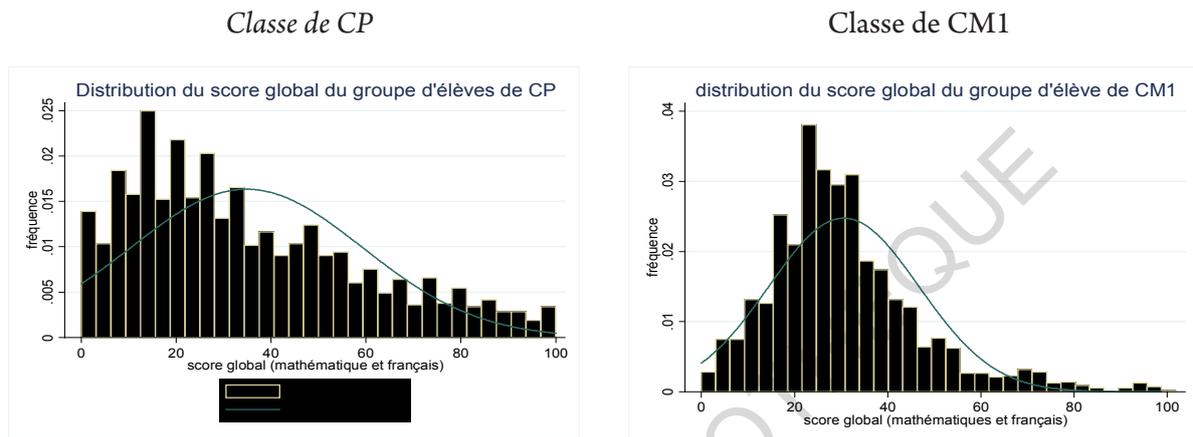
2.2.1.1. La performance des élèves

La performance des élèves présentée est une performance globale selon les tests d'évaluation du PASEC et prend en compte le niveau des élèves en mathématiques et français. Elle est présentée par groupe d'élèves représentant les deux niveaux pris en compte dans l'évaluation du PASEC : le niveau CP et le niveau CM1. A la lecture du tableau n°18, on remarque que la performance finale moyenne des élèves de CP est de 34,84 sur 100 et celle des élèves de CM1 est de 30,57 sur 100, avec des écarts-types respectifs de 24,42 sur 100 et de 16,11 sur 100. Cette performance finale moyenne des élèves est globalement en dessous de leur performance initiale aussi bien en classe de CP qu'en classe de CM1 où elle est respectivement de 35,15 sur 100 et 37,67 sur 100. Etant donné que les tests en fin d'année

n'étaient pas les mêmes que ceux du début, on ne peut inférer aucune conclusion quant à la moyenne de fin d'année qui est inférieure à celle obtenue au test de début d'année. En revanche, les écarts-types, particulièrement élevés (aux alentours de 25), prédisent une assez forte hétérogénéité de niveaux entre les élèves béninois.

Le graphique suivant montre la distribution de la performance des élèves en fin d'année respectivement pour les classes de CP et les classes de CM1.

Graphique n° 7 : distribution de la performance des élèves en fin d'année



Source : d'après données de la base PASEC CONFEMEN

La représentation graphique de la distribution de la performance finale des élèves permet de constater qu'une bonne partie des élèves aussi bien en classe de CP qu'en classe de CM1 se retrouve en dessous de la moyenne en termes de performance finale. De plus, le graphique montre que la distribution des scores en fin d'année est relativement symétrique en classe de CM1 alors qu'en classe de CP, elle est plus ou moins aplatie vers la droite, indiquant une concentration relativement forte des élèves à faible performance dans la zone avant la performance moyenne.

2.2.1.2. Les caractéristiques des élèves, de leur environnement et des classes

En dehors des performances initiales et finales des élèves, il semble pertinent de se pencher sur un certain nombre de variables notamment leur âge, leur scolarité antérieure, leurs conditions de vie, les caractéristiques du système éducatif dans lequel ils évoluent.

Les informations du tableau n°19 montrent que dans l'ensemble, peu d'élèves ont un âge inférieur à l'âge requis pour être dans la classe faite ; en effet, dans les classes de CP, environ 30% des élèves ont moins de l'âge requis, 16% des élèves de CM1 étant dans la même condition. De plus, moins du quart des élèves dans l'ensemble ont fait la maternelle et le redoublement des deux dernières classes effectuées touche moins de 25% des élèves. Aussi faut-il préciser que plus des trois quarts des élèves sont issus de famille pauvre, et environ le quart des élèves sont de parents alphabétisés.

Trois types d'enseignants sont représentés dans l'enseignement public. Globalement, les trois quarts des enseignants gardant les élèves sont soit contractuels soit communautaires. On observe également qu'au sein du secteur public, un peu moins de la moitié des enseignants sont communautaires. La proportion d'enseignants permanents dans les classes fréquentées par les élèves est faible ; en effet, 21% des enseignants sont permanents dans les classes de CP et 29% dans les classes de CM1. L'âge moyen

des enseignants est autour de la trentaine, environ 50% des enseignants ont au moins le BEPC et ont un diplôme professionnel dans le domaine de l'enseignement.

L'effectif moyen dans les classes fréquentées par les élèves est 48 élèves au CP et 39 au CM1 ; de plus, les données montrent que 49% et 29% des classes sont en sureffectif respectivement au niveau CP et au niveau CM1. Les classes sont presque toutes en simple vacation (95% au niveau CP et 94% au niveau CM1).

Après avoir présenté la situation générale au niveau de l'échantillon, intéressons-nous à présent aux relations entre la performance des élèves et les caractéristiques mises en jeu précédemment.

2.2.1.3. Les relations entre la performance des élèves et les caractéristiques des élèves, de leur environnement et celles de la classe.

Il est tout à fait important d'analyser du point de vue statistique les relations entre la performance des élèves et quelques variables d'intérêt avant de procéder à une estimation économétrique des relations mises en évidence.

La variable au cœur de la présente recherche est le statut des enseignants ; la nature du contrat de l'enseignant est supposée potentiellement en mesure d'impacter la performance des élèves ; intéressons-nous alors à la performance des élèves selon le statut de l'enseignant à la charge de la classe. Le tableau suivant présente les performances initiale et finale des élèves selon le statut de l'enseignant.

Tableau n° 20 : performances des élèves selon le statut de l'enseignant

Classe	Statut enseignants	Performance des élèves	moyenne	Ecart-type	min	Max
CP	Permanents	Initiale	37,43	25,31	0	100
		Finale	32,06	22,52	0	98,75
	contractuels	Initiale	34,55	23,92	0	100
		Finale	35,59	24,87	0	100
CM1	Permanents	Initiale	36,54	14,91	3,75	87,2
		Finale	28,26	12,63	0	83,1
	contractuels	Initiale	38,15	18,31	0	100
		Finale	31,59	17,34	0	98,78

Source : d'après calcul de l'auteur à partir de la base de données du PASEC-CONFEMEN

Il ressort de l'analyse des données de ce tableau deux grandes observations : premièrement, que ce soit au niveau des élèves à la charge d'enseignants contractuels que de ceux à la charge d'enseignants permanents, on note globalement une régression en terme de performance moyenne, sauf chez les élèves de CP à la charge d'enseignants contractuels où l'on observe une progression de la performance moyenne qui passe 34,55 à 35,59. Deuxièmement, quel que soit le niveau, la performance finale des élèves à la charge d'enseignants contractuels est supérieure à celle des élèves à la charge d'enseignants permanents.

— Une régression générale de la performance des élèves, à l'exception des élèves de CP à la charge d'enseignants contractuels.

Le constat de la progression des élèves entre le test initial et le test final a déjà été fait plus haut, lorsqu'on prend en compte tout l'échantillon par niveau, sans prise en compte du statut de l'enseignant. La régression générale constatée en dépit du regroupement des élèves par statut de l'enseignant en charge de la classe ne vient que confirmer cette tendance générale ; un tel constat semble être révélateur de la baisse globale du niveau des élèves dans l'enseignement primaire, même s'il est trop tôt de conclure comme nous le soulignons plus haut.

Cependant, en ce qui concerne les élèves du niveau CP encadrés par des enseignants contractuels, le constat de la progression de la performance moyenne des élèves semble attirer notre attention sur une éventuelle contribution relativement meilleure de cette catégorie d'enseignants à l'acquisition de compétence chez les élèves ; des analyses plus approfondies méritent d'être faites sur ce constat afin de tirer des conclusions plus pertinentes.

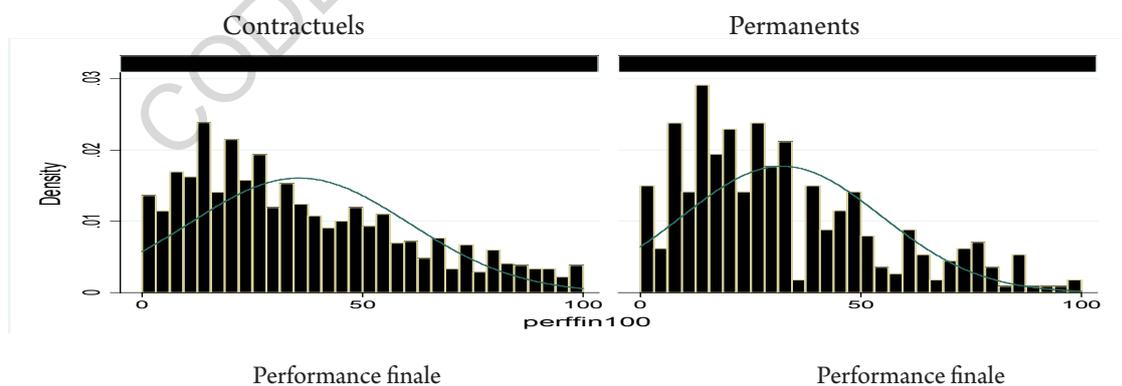
- Une performance finale des élèves à la charge d'enseignants contractuels supérieure à celle des élèves à la charge d'enseignants permanents.

Si l'on s'en tient aux informations contenues dans le tableau n°20, on pourrait conclure à une meilleure contribution des enseignants contractuels à l'acquisition de compétence chez les «élèves, quel que soit le niveau, toute chose égale par ailleurs ; il est clair que les enseignants étant un élément central des facteurs d'offre d'éducation, ils ont un rôle central à jouer dans l'acquisition de compétence chez les élèves. Le constat d'une supériorité de la performance moyenne des élèves encadrés par les enseignants contractuels à celle des élèves encadrés par les enseignants permanents doit retenir notre attention et faire alors l'objet d'une analyse plus approfondie, afin de tirer des conclusions plus pertinentes.

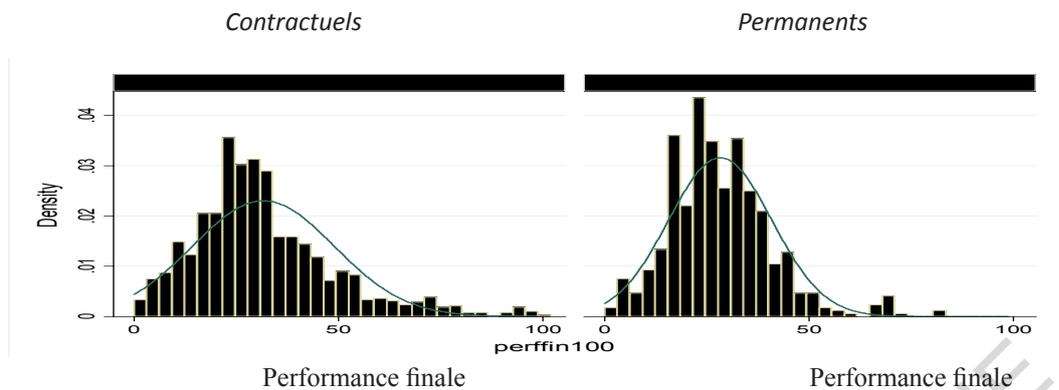
Les graphiques suivants montrent la distribution de la performance finale des élèves par statut des enseignants ayant en charge les élèves ; ils sont présentés respectivement pour le niveau CP et le niveau CM1.

Graphique n° 8 : distribution de la performance finale des élèves par statut de l'enseignant

⇒ Classe de CP



⇒ Classe de CM1



Source : d'après données de la base PASEC CONFEMEN

A la lumière de la forme de chacun de ces graphiques, on s'aperçoit que la performance finale des élèves est plus dispersée dans le niveau supérieur du primaire (au CM1) que dans le niveau inférieur (au CP). Cette différence de dispersion est confirmée par les écarts-types de la performance finale des élèves contenus dans le tableau n°20 présenté ci-haut.

Après avoir procédé à une analyse statistique des données, intéressons nous à présent à une mise en évidence économétrique des constats faits quant à l'impact du statut de l'enseignant sur la performance des élèves.

2.2.2. Résultats des tests préliminaires

Nous présentons et analysons ici les résultats des différents tests préliminaires mis en œuvre avant l'estimation de l'effet du statut de l'enseignant sur la performance des élèves. Il s'agit des résultats de la spécification de la forme fonctionnelle et du test d'endogénéité.

2.2.2.1 la spécification de la forme fonctionnelle : résultats de la transformation de Box Cox

La transformation de Box-Cox n'est possible que lorsque la variable dépendante a des valeurs toutes strictement positives. Ainsi, sont prises en compte dans les estimations les individus dont la performance finale est strictement positive. Ces individus pour lesquels toutes les informations sont disponibles dans la base de données sont respectivement au nombre de 1462 au niveau CP et 1587 au niveau CM1.

Le tableau suivant présente les résultats du test de spécification de la transformation de Box-Cox sur les deux niveaux à savoir, le niveau CP et le niveau CM1.

Tableau n° 21: résultat de la transformation de Box-Cox sur les données de CP et CM1

	CP		CM1	
	coefficient	z	coefficient	Z
θ	0.3691601	12.90	0.6212748	18.34

	CP	CM1
<i>tests de restriction</i>		
H_0	<i>P-value Prob > chi2</i>	<i>P-value Prob > chi2</i>
$\theta = -1$	0.001	0.001
$\theta = 0$	0.001	0.001
$\theta = 1$	0.001	0.001

Source : d'après estimation sous Stata

Les résultats présentés dans ces tableaux montrent qu'aussi bien sur les données de la classe de CP que sur celles de la classe de CM1, le paramètre estimé θ de la transformation de Box-Cox est significativement différent de zéro au seuil de confiance de 95% ; de plus, ce paramètre est significativement différent de -1 et de 1, puisque le p-value associé à chacune de ces valeurs est inférieur à 5%. A la lumière de ces observations, nous pouvons conclure que l'estimation du modèle de performance des élèves ne saurait être faite à l'aide d'une MCO qui supposerait que le paramètre θ est égal à 1. Il est important de tenir compte de la valeur du paramètre θ pour estimer la performance finale des élèves. La valeur optimale de θ issue de la transformation de Box-Cox est de 0,3691601 sur l'échantillon de CP et 0,6212748 sur l'échantillon de CM1.

2.2.2.2 Le test d'endogénéité et de validation des instruments

Le test d'endogénéité mis en œuvre faut-il le rappeler, est celui des résidus ou des valeurs prédites de l'équation secondaire comme régresseurs dans l'équation primaire (Smith et Blundell, 1986). Ce test requiert la spécification de la forme réduite de la variable suspectée endogène. Les valeurs prédites de cette équation réduite sont insérées dans l'équation de la fonction de production d'éducation. La significativité du coefficient des valeurs prédites indique que la variable suspectée endogène est en fait endogène. Le tableau suivant présente les résultats de ce test au niveau CP et au niveau CM1. Lamda est le résidu généré à partir du modèle de performance initiale de l'élève.

Tableau n° 22 : résultats d'estimation de la performance initiale de l'élève

Variable	coefficient	
	CP	CM1
PERFINICL	.0406361** (46.10)	.0566263** (41.90)
FILLES	-.1077178** (-3.54)	-.1958646** (-6.78)
AGESMOINS	-.2062921** (-5.63)	-.0033066** (-0.08)
AVECMERE	-.1112009** (-2.63)	-.1091756** (-2.94)
SOC_PAUVR	-.0461947 (-1.03)	-.017597 (-0.44)
MATERNEL	-.0294894 (-0.68)	.0026591 (0.07)
REDOUBL1	-.0703962* (-1.87)	-
REDOUBL2	.0489174 (1.13)	-

Variable	coefficient	
	CP	CM1
REDOUBL4	-	-.048325 (-1.47)
REDOUBL5	-	.046114 (1.36)
TRAVDOMEST	.060467* (1.68)	.0571465 (1.44)
PMALPHA	.0759476* (1.85)	.0438613 (1.20)
Nombre d'observations	1462	1587
Prob > F	0.0001	0.0001

(.) t de student

* Significatif au seuil de 10%

(**) significatif au seuil de 5%

Source : d'après estimation sous Stata

Le résidu Lamda de la régression de la performance initiale sur les instruments est récupéré et introduit comme variable explicative dans le modèle de performance initiale ; le tableau suivant présente les résultats d'estimation de la performance finale contenant le résidu Lamda comme variable explicative, au niveau CP et au niveau CM1.

Tableau n° 23 : résultats du test de significativité de Lamda

variables	CP		CM1	
	coefficients	P>chi2(df)	CM1	P>chi2(df)
MTPERMANENT	.0632816	0.841	-.5812341**	0.032
MTAGE	-.1762356*	0.069	-.3070214**	0.000
MTAGE2	.0020357	0.140	.0051633**	0.000
MTMARIES	-.0756429	0.781	-.4411091**	0.050
MTPROCHE	-.3899752*	0.056	.3615142*	0.067
SANSPRIME	.0166003	0.939	-.0528232	0.786
SANSACTIV	-.3530272*	0.093	-.3467704*	0.073
MTDEBUT	.5453279*	0.052	.9200624**	0.000
SYNDIC	-.3519377	0.137	-.1537248	0.439
ASSPEDAG	.324899	0.175	-.3497817*	0.066
SPLVACATION	.1275483	0.513	-.3497817*	0.039
EFFECTIF	-.0374586**	0.030	.0020477	0.908
EFFECTIF2	.0005014**	0.002	-.0001148	0.526
CLSELECT	.4289603	0.268	.415617	0.199
TOUSASSIS	.0857585	0.663	.2667442	0.154
ECOLURBAIN	.7115303**	0.003	.8575469**	0.000
LIVRES	.4524509	0.140	-.0395548	0.859
REPETIT	-.1381451	0.755	-.0426403	0.859
PROCHECOLE	-.0907477	0.698		
FILLES	-.2980538	0.112	-.979558**	0.000

variables	CP		CM1	
	coefficients	P>chi2(df)	CM1	P>chi2(df)
AGESMOINS	-1.419553**	0.000	.5016043*	0.054
AVECMERE	-.7376539**	0.004	-.6976605**	0.002
SOC_PAUVR	-1.10485**	0.000	-.4797142*	0.068
MATERNEL	.1252985	0.620	.5140698**	0.032
REDOUBL1	-.3897475*	0.091		
REDOUBL2	.104208	0.698		
REDOUBL4			-.2568476	0.198
REDOUBL5			-.4502413**	0.027
TRAVDOMEST	-.47896*	0.055	-.3319796	0.171
PMALPHA	.779617**	0.002	-.3319796**	0.003
lamda	2.77419**	0.000	2.436566	0.000
Nombre d'observations	1535		1599	
Prob > chi2	0.001		0.001	

(.) t de Student

* Significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

Source : d'après estimation sous Stata

D'après les résultats présentés dans ce tableau, la variable lamda représentant le résidu de l'estimation de la performance initiale est significatif au seuil de confiance de 95% aussi bien dans le modèle de performance finale des élèves au CP que dans celui des élèves de CM1. Cette significativité de Lamda nous amène à dire qu'il existe des facteurs inobservables qui influencent à la fois la performance initiale et la performance finale des élèves aussi bien au CP qu'au CM1. En conséquence, la performance initiale des élèves est endogène. Dans ces conditions, estimer la performance finale des élèves par une méthode des moindres carrés ordinaires introduirait des biais d'endogénéité dans les paramètres estimés ; la méthode d'estimation appropriée est la méthode à variable instrumentale ; c'est ce que nous faisons dans la section suivante pour analyser l'impact du statut de l'enseignant sur la performance des élèves.

2.2.3. Analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur la performance des élèves

L'identification de l'impact du statut de l'enseignant sur la performance des élèves est une question importante du point de vue de la politique éducative ; compte tenu de ce qui précède, nous estimons la performance finale des élèves au CP et au CM1 par la méthode à variable instrumentale ; comme nous l'avons montré plus haut, l'estimation du modèle de performance des élèves ne saurait être faite à l'aide d'une MCO qui supposerait que le paramètre θ est égal à 1. Il est important de tenir compte de la valeur du paramètre θ pour estimer la performance finale des élèves. La valeur optimale de θ issue de la transformation de Box-Cox est de 0,3691601 sur l'échantillon de CP et 0,6212748 sur l'échantillon de CM1. A cet effet, nous générons la variable « SCORETRANS » représentant y^θ (la performance finale de l'élève élevée à la puissance θ) pour les échantillons d'élèves des classes de CP et de CM1. Cette variable générée est régressée sur l'ensemble des variables explicatives de la performance finale en endogénéisant la performance initiale de l'élève. L'estimation du modèle de performance finale de l'élève est alors faite par la méthode des doubles moindres carrés. La variable expliquée ici n'est plus la performance finale de l'élève, mais plutôt la performance finale de l'élève élevée à la puissance θ (SCORETRANS). Dans les points qui suivent, nous présentons et analysons les résultats du modèle de production d'éducation d'une part, et d'autre part nous analysons les implications en matière de politique.

2.2.3.1. Présentation et analyse des résultats du modèle de
production d'éducation

Le tableau suivant présente les résultats d'estimation de la performance des élèves en fonction d'un ensemble de variables explicatives dont le statut de l'enseignant. Rappelons que la performance initiale, en tant que variable explicative de la performance finale, a été traitée comme endogène compte tenu des résultats fournis par le test d'endogénéité.

Tableau n° 24 : Résultats d'estimation du modèle de performance finale des élèves

VARIABLES	CP		CM1	
	coefficients	t	CM1	t
PERFINI100	4.229511 **	9.90	3.530036 **	17.96
MTPERMANENT	-2.332394 **	-2.10	-.632776 **	-2.14
MTAGE	-1.208139 **	-4.32	-.2526071**	-2.98
MTAGE2	.015629 **	3.80	.0036448 **	3.24
SANSPRIME	1.843472 **	2.97	.2635086	1.20
BEPC*DIPEDAG	-1.227351	-1.40	-.1826239	-0.63
SANSACTIV	.6520017	0.98	-.3775221*	-1.74
MTDEBUT	2.343783 **	3.37	1.096239 **	5.09
SPLVACATION	4.770947**	3.38	-.1471152	-0.35
EFFECTIF	.1851915 **	4.90	-.0050381	-0.36
EFFECTIF2	-.0012124 **	-4.15	-.0003415**	-2.46
CLSELECT	3.179832 **	2.93	.4327761	1.31
SUEFFECTIF	-2.999656 **	-3.38	1.849436 **	5.60
LIVRES	1.82058 *	1.94	-.2828375	-1.18
FILLES	-1.515008 **	-2.65	-.3408599*	-1.70
AGESMOINS	-3.340459 **	-4.69	.89694 **	3.08
AVECMERE	-1.688362 **	-2.07	-.2094241	-0.83
SOC_PAUVR	-1.831624 **	-2.10	-.6214537**	-2.25
PMALPHA	2.821241 **	3.55	-.5919635 **	-2.40
Nombre d'observations	1535		1599	
Prob > F	0.001		0.001	

* Significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

Source : d'après estimation sous Stata

Le tableau n°24 offre un ensemble de résultats intéressants, et nous avons concentré nos commentaires sur les plus essentiels. Les résultats révèlent que les coefficients des variables indépendantes ont le même signe dans les deux niveaux à savoir les classes de CP et les classes de CM1. Cependant, la valeur des paramètres estimés diffèrent légèrement d'un niveau à l'autre. Examinons à présent la significativité globale du modèle et la significativité individuelle des variables d'intérêt.

i- Significativité globale du modèle :

Le test de significativité globale ou test de Fisher permet de juger de la qualité d'un modèle. L'objectif de ce test est de s'assurer que l'une au moins des variables explicatives est significativement différente de zéro. Formellement, il s'agit de tester :

$$\left\{ \begin{array}{l} \{H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_k = 0 \\ \text{contre} \\ \{H_1 : \exists \beta_i \neq 0, i = 1, \dots, k \end{array} \right.$$

Dans la pratique, un modèle est jugé globalement significatif (on accepte dans ce cas l'hypothèse H_1) si Prob (F-Statistics) que nous lisons dans le résultat d'estimation sous stata est inférieure à 5%.

Les résultats présentés dans le tableau n°24 montrent qu'aussi bien au niveau CP qu'au niveau CM1, Prob (F-Statistics) est inférieur à 5%. Nous pouvons donc dire qu'au risque d'erreur de 5%, les modèles de performance finale des élèves en CP et en CM1 sont globalement significatifs.

Intéressons-nous à présent à la significativité individuelle des variables d'intérêt.

ii- Significativité individuelle des variables d'intérêt et interprétation

La principale variable d'intérêt de la présente étude est le statut de l'enseignant ; cependant, il existe d'autres variables susceptibles d'agir conjointement avec le statut de l'enseignant sur la performance des élèves ; il est donc important d'axer les analyses non seulement sur le statut de l'enseignant, mais aussi sur certaines de ces variables dont l'effet sur la performance des élèves peut se révéler significatif avec des liens plus ou moins établis avec le statut de l'enseignant. Intéressons-nous dans un premier temps à la significativité des variables en général afin d'avoir une idée globale sur l'effet des différentes variables explicatives utilisées sur la performance des élèves.

Selon les résultats présentés dans le tableau n°24, plusieurs variables relatives aux caractéristiques de l'élève et de son milieu de vie, et plusieurs autres variables de la qualité de l'enseignement sont significatives dans l'explication de la performance finale de l'élève aussi bien au niveau CP qu'au niveau CM1. Au nombre des caractéristiques de l'élève et de son milieu de vie, nous avons la performance initiale des élèves, son âge, son sexe, la vie avec les parents, le niveau de vie des parents ou du tuteur, l'alphabétisation des parents. Parmi les variables relatives à la qualité de l'enseignement, nous avons le statut de l'enseignant, son âge, le bénéfice de primes par l'enseignant, l'exercice d'activités en dehors des heures de classe par l'enseignant, la prise en charge de la classe depuis le début d'année par l'enseignant, le type de classe, l'effectif de la classe et l'électrification de la classe.

Aussi bien dans les classes de CP que dans les classes de CM1, la performance initiale des élèves affecte positivement leur performance finale ; ce résultat est tout à fait attendu dans la mesure où l'acquisition de compétence est un processus cumulatif ; un tel résultat a déjà été obtenu dans des pays de la sous-région notamment en Madagascar, au Mali et au Tchad par Bernard (2007) qui a utilisé des modèles à valeur ajoutée et des modèles de rang ; le même auteur a obtenu le même résultats sur données du PASEC dans ces trois pays en utilisant les MCO et les modèles multiniveaux. Ces résultats viennent confirmer que l'apprentissage est un processus cumulatif comme l'ont su bien montré Hanushek (1979), Akerlof et Kranton (2002), Leclercq (2005), Glewwe et Kremer, (2006). Il est cependant important de faire remarquer que les méthodes utilisées par les différents auteurs pour mettre en évidence l'effet positif de la performance initiale sur l'acquisition de compétence par l'élève sont différentes, mais on note cependant une convergence dans les résultats obtenus.

L'effet significatif de l'âge ; du sexe, de la vie des élèves avec leurs parents ou avec des tuteurs, et celui de l'alphabétisation des parents méritent aussi une attention ; intéressons-nous à quelques unes de ces variables.

Le fait d'avoir un âge inférieur à l'âge normal pour faire une classe a un effet négatif sur la performance de l'élève en basse classe (CP) alors que cet effet est positif à un niveau avancé ; cela montre que la scolarisation précoce est nocive pour les élèves en début de scolarisation contrairement à ce qui se passe à un niveau plus avancé ; si l'on se réfère à l'effet positif de la performance initiale de l'élève tel que vu précédemment, on pourrait comprendre l'absence d'un effet négatif de la scolarisation précoce sur la performance de l'élève au CM1 serait due à la présence d'un effet de la performance initiale qui a pu contrecarrer l'effet négatif de la scolarisation précoce ; en effet, à un niveau avancé (CM1), l'élève a déjà accumulé une compétence assez importante (sur au moins 4 ans) contrairement à l'élève de la classe de CP qui n'a accumulé que sur un an, et cet avantage d'accumulation pourrait être à l'avantage de l'élève, rendant ainsi l'effet de la scolarisation précoce positif.

L'effet de l'alphabétisation des parents sur l'acquisition de compétence chez les élèves semble cependant être mitigé dans la mesure où cet effet est positif dans les classes basses (CP) alors qu'il est négatif dans les classes élevées du primaire (CM1) ; dans les basses classes, l'élève mérite généralement de beaucoup plus d'attention de la part des parents étant donné qu'il vient de commencer à fréquenter, ce qui n'est pas généralement le cas dans les classes élevées où l'on observe un relatif relâchement de la part des parents, qui dans beaucoup de cas, confient l'encadrement des enfants à des répétiteurs ; mais malgré cela, il est surprenant que l'effet de l'alphabétisation des parents soit quand même négatif, faisant penser à un impact négatif de l'alphabétisation des parents à ce niveau ; la disponibilité d'information sur un éventuel encadrement des enfants par des répétiteurs aurait permis d'élucider ce constat qui semble quand même moins logique.

Intéressons-nous à présent à la qualité de l'enseignement ; ici se trouve la principale variable d'intérêt de notre analyse, le statut de l'enseignant ; cette variable ne saurait cependant être analysée sans jeter un regard liminaire sur les autres variables de qualité de l'enseignement telles que l'âge de l'enseignant, le bénéfice de primes par l'enseignant, l'exercice d'activités en dehors des heures de classe par l'enseignant, la prise en charge de la classe depuis le début d'année par l'enseignant, le type de classe, l'effectif de la classe et l'électrification de la classe.

Les résultats d'estimation présentés montrent qu'aussi bien au CP qu'au CM1, le statut de permanent des enseignants affecte négativement la performance des élèves, en effet, les coefficients de la variable MTPERMANENT dans les deux modèles apparaissent avec un signe négatif ; Michaelowa (2001) a déjà obtenu un tel résultat dans une étude sur données du PASEC en Afrique francophone (Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Madagascar et Sénégal), soit plus de 500 écoles et plus de 10 000 élèves, en 5ème année de l'école primaire en français et mathématiques, en recourant à un modèle hiérarchique à trois niveaux (élève, école et pays), tiré des travaux de Bryk et Raudenbush (1992), pour analyser l'effet d'un ensemble de facteurs. Cependant, ces résultats contredisent ceux obtenus par Michaelowa et Wechtler (2006) et Rabiou et al. (2010). En effet, en prenant en compte l'effet de la performance initiale des élèves de même que l'existence d'un effet spécifique pays, Michaelowa et Wechtler (2006) estiment un effet significatif et négatif des enseignants non fonctionnaires sur la performance des élèves, pendant que Rabiou et al. (2010), identifient un impact négatif des enseignants contractuels sur la qualité de l'enseignement de base au Niger. D'autres travaux plus approfondis ont été menés au Niger par Bourdon et al. (2006) qui utilisent la base de données PASEC du Niger mais en procédant à un appariement des classes en fonction du statut de l'enseignant, sélectionnant ainsi des classes de contrôle avec un enseignant fonctionnaire ayant des caractéristiques similaires aux classes qui sont dirigées par un enseignant contractuel. *In fine*, ils n'observent pas de différences significatives dans les acquisitions scolaires selon le statut de l'enseignant, ni en 2ème année ni en 5ème année.

Comme on peut s'en apercevoir, les résultats que nous obtenons sur données du PASEC au Bénin corroborent certains des résultats déjà obtenus dans des études menées ailleurs en Afrique, mais contredisent aussi d'autres résultats obtenus ailleurs. Il faut remarquer que les méthodes utilisées dans l'une ou l'autre des études mentionnées de même que celles utilisées dans nos estimations sont tout à fait différentes, et il n'est pas aussi surprenant qu'on aboutisse à des résultats variés ; cependant,

nous pouvons remarquer que la question de la spécification a fait l'objet d'un débat assez diversifié dans la littérature sur l'estimation de la fonction de production d'éducation (Todd et Wolpin, 2003), et la spécification utilisée dans nos estimations, celle qui procède par transformation de Box-Cox, ayant l'avantage de ne pas postuler une forme fonctionnelle arbitraire, est susceptible de fournir des résultats plus consistants. L'estimation d'un modèle de performance des élèves donnant un effet négatif et significatif de la variable MTPERMANENT fait alors penser à une inefficacité des enseignants permanents dans les écoles primaires.

L'effet négatif du statut de permanent des enseignants sur la performance des élèves ne saurait être analysé de façon isolé, étant donné que la contribution de l'enseignant à l'acquisition de compétence par les élèves peut être tributaire d'un ensemble de variables susceptibles de passer par le canal du statut de l'enseignant pour affecter la performance des élèves ; il s'agit par exemple des variables telles que l'âge de l'enseignant, le bénéfice de primes par l'enseignant, l'exercice d'activités en dehors des heures de classe par l'enseignant, la prise en charge de la classe depuis le début d'année par l'enseignant, le type de classe, l'effectif de la classe et l'électrification de la classe.

L'effet de l'âge de l'enseignant sur la performance de l'élève se révèle être non linéaire aussi bien en classe de CP qu'en classe de CM1, puisque aussi bien la variable AGE que la variable AGE² apparaissent significatives dans les estimations ; de plus, les signes obtenus pour les coefficients de ces différentes variables laissent présager que l'effet de l'âge de l'enseignant est croissant en début de carrière, atteint un seuil, avant de commencer par décroître. Ce seuil ne se situe pas au même niveau en ce qui concerne les classes de CP et les classes de CM1. En effet, dans les classes de CP, le seuil est atteint vers l'âge de 38,65²⁸ ans tandis qu'il est atteint vers 34,65ans en ce qui concerne les classes de CM.

L'effet de l'âge de l'enseignant tel que présenté suscite un constat assez curieux : au Bénin, le dernier recrutement d'enseignants permanents dans la fonction publique remonte aux années 80. Dans ces conditions, le personnel enseignant permanent dans les écoles publiques se révèle être très vieillissant par rapport au personnel enseignant non permanent, comme le montre d'ailleurs le tableau suivant :

Tableau n° 25 : moyenne d'âge, écart-type, âge minimum et âge maximum des enseignants selon le statut

		âge moyen	écart-type	âge minimum	âge maximum
CP	Permanents	41.72	6.526204	27	53
	Contractuels	28.11995	6.609386	19	50
CM1	Permanents	42.35152	6.067945	27	59
	Contractuels	29.77304	6.35871	17	43

Source : de l'auteur, d'après données du PASEC-CONFEMEN

Comme le montrent les informations contenues dans ce tableau, l'âge moyen des enseignants permanents est de 41,72 ans au CP, et 42,35 ans au CM1, alors que celui des enseignants non permanents est de 28,12 ans au CP et de 29,77 ans au CM1. On constate donc que les enseignants permanents sont en moyenne plus âgés que les non permanents ; or nous avons constaté que le seuil de l'effet de l'âge sur la performance des élèves est atteint respectivement à 38,65 ans au CP et à 34,65 ans au CM1 ; il s'en suit que l'âge moyen des enseignants permanents aussi bien au CP qu'au CM1 est au dessus de l'âge seuil au delà duquel l'effet de l'enseignant sur la performance de l'élève commence par décroître. Ce constat vient confirmer encore le fait que le statut de permanent ait un effet négatif sur la performance des élèves aussi bien au CP qu'au CM1.

²⁸ Le seuil est calculé en annulant la dérivée de la variable expliquée par rapport à la variable AGE.

Un autre résultat non moins important est celui relatif à l'effet du bénéfice de primes par l'enseignant sur la performance des élèves ; les enseignants non permanents ne bénéficient en général pas de primes et autres avantages dont bénéficient leurs collègues permanents (Bourdon et al., 2007) ; d'après les résultats de nos estimations consignés dans le tableau n°24, le fait que l'enseignant ne bénéficie pas de primes impacte positivement la performance des élèves, et ce seulement en classe de CP; ce résultat quoi que curieux, suscite une analyse minutieuse, dans la mesure où il pose la problématique des motivations dans le corps enseignant, problématique soulevée aussi dans les travaux de Duflo (2010). Les primes sont des revenus qui viennent améliorer la situation financière du travailleur, toute chose égale par ailleurs ; on devrait à cet effet s'attendre à ce que l'amélioration de la situation financière de l'enseignant le rende plus productif, via sa satisfaction (Borjas, 1979). Or ce que nous constatons ici est tout à fait le contraire, et le fait que les enseignants non permanents ne bénéficient en général pas de primes et autres avantages au même titre que leurs collègues permanents devrait les conduire à une inefficacité dans leur tâche ; si l'on s'en tient à nos résultats et à ce que nous enseigne l'analyse de Borjas (1979), et en considérant l'impact négatif du statut de permanent de l'enseignant sur la performance des élèves, on peut comprendre que l'effet positif de l'absence de primes sur la performance des élèves est une preuve alternative de l'efficacité des enseignants non permanents dans l'exercice de leur fonction. Cependant, il semble important de pousser l'analyse plus loin : déjà dans le chapitre précédent, nous avons mis en évidence l'absentéisme des enseignants permanents par rapport à leurs collègues contractuels ; si nous établissons ici que le bénéfice de primes par les enseignants n'impacte pas positivement la performance des élèves, du moins au CP, alors que ce sont généralement les enseignants permanents qui bénéficient des primes et autres avantages, nous pouvons dire que ces deux résultats loin d'être en contradiction, traduisent une même réalité, celle de l'efficacité des enseignants contractuels par rapport aux permanents.

Le non exercice d'activités en dehors des heures de classe par l'enseignant affecte positivement la performance des élèves dans les basses classes, alors que cet impact n'est pas significatif dans les classes élevées ; ce résultat n'est pas du tout surprenant dans la mesure où l'exercice d'activités extra est une question de gestion du temps de l'enseignant, et un enseignant qui ne s'y adonne pas est, toute chose égale par ailleurs, plus disponible à consacrer des efforts à l'exercice de son activité d'enseignant, étant plus disposé à se donner à ses travaux. Cependant, observons de près les informations du tableau suivant qui montre la répartition des enseignants selon le statut et l'exercice d'autres activités.

Tableau n° 26 : répartition des enseignants selon le statut et l'exercice d'autres activités

	permanent	Contractuel	total
exerce d'autres activités	225	1196	1421
n'exerce pas d'autres activités	204	413	617
Total	429	1609	2038

Source : de l'auteur, d'après données du PASEC-CONFEMEN

A la lecture de ce tableau, on s'aperçoit qu'environ la moitié des enseignants permanents (225 sur 429) des classes de CP exercent d'autres activités en dehors des heures de classes, alors qu'environ les trois quarts (1196 sur 1609) des enseignants contractuels en exercent. Ce constat met en évidence la présence très remarquable des enseignants contractuels dans les activités extra, preuve qu'ils s'y adonnent pour des raisons économiques étant donné que leurs conditions financières sont peu reluisantes. On pourrait s'attendre à ce que le statut de l'enseignant passe par le canal de l'exercice d'activités extra pour impacter la performance des élèves ; comme nous l'avons montré dans le chapitre précédent, les enseignants permanents sont plus absentéistes que les contractuels, alors qu'ils exercent moins d'activités extra que ces derniers ; l'exercice d'activités extra n'est donc pas de nature à jouer sur le sérieux des enseignants dans l'exercice de leur fonction.

Disons enfin un mot sur quelques autres variables de qualité de l'enseignement à savoir l'effectif dans les classes et la prise en charge de la classe par l'enseignant depuis le début de l'année. Comme le montrent les résultats présentés dans le tableau n°24, l'effet de l'effectif est non linéaire et les classes en sureffectif impactent négativement la performance des élèves, résultat tout à fait logique et attendu. De plus, lorsqu'un enseignant prend en charge une classe depuis le début de l'année, cela impacte positivement la performance des élèves ; cela montre que la non rupture dans le processus d'enseignement favorisé par la prise en charge de la classe depuis le début de l'année favorable à l'amélioration de la performance des élèves.

2.2.3.2 Les implications

Les différents résultats qui viennent d'être présentés et analysés montrent globalement que le statut de permanent des enseignants dans les écoles publiques du Bénin impacte négativement la performance des élèves aussi bien dans les basses classes que dans les classes avancées de l'enseignement primaire, toute chose égale par ailleurs. De même, les effets d'autres variables telles que la performance initiale de l'élève, l'âge de l'enseignant, les autres activités menées par l'enseignant, ont été analysés et les résultats obtenus ont des implications assez riches qu'il convient de souligner.

i- L'emploi contractuel des enseignants est-il l'idéal pour assurer la performance des élèves au bout du processus d'apprentissage ?

A la lumière des résultats que nous avons présentés et analysés relativement à l'impact du statut de l'enseignant sur la performance des élèves, l'un des grands résultats obtenus et établis est que les enseignants permanents contribuent moins à l'acquisition de compétences par les élèves que leurs collègues contractuels ; un tel résultat, loin de remettre en cause les arguments en faveur de la sécurisation de l'emploi, interpellent les décideurs politiques quant à la gestion du personnel enseignant dans le système éducatif primaire au Bénin. Si l'évidence de l'impact négatif des enseignants permanents sur la performance des élèves est avérée, la question qui se pose est de savoir comment amener les enseignants permanents à contribuer positivement à la performance des élèves ? Où alors, faudra-t-il prioriser l'emploi contractuel dans le recrutement des enseignants dans les écoles primaires pour garantir une éducation de qualité aux élèves ?

La réponse à ces questions pose d'abord un problème non seulement de sécurisation de l'emploi pour les travailleurs dans ce secteur déjà très mal convoité par les diplômés du système éducatif, mais aussi un problème d'ordre juridique, dans la mesure où le droit du travail impose à l'employeur de rendre permanent un employé au-delà d'une durée d'emploi contractuel de deux ans. Dans ces conditions, il faudra être prudent dans la mesure à mettre en œuvre pour assurer la qualité de l'éducation. Deux solutions possibles peuvent être expérimentées à cet effet :

- Rendre l'emploi dans le secteur de l'éducation primaire contractuel avec des contrats de durée relativement longue, en permettant à l'enseignant de renouveler son contrat au bout de l'échéance si au cours du premier contrat, il s'est montré efficace dans l'exercice de sa fonction. Le problème qui risque de se poser dans ce cas est tout à fait d'ordre informationnel : quel indicateur utiliser pour apprécier l'efficacité de l'enseignant ? les seuls résultats des élèves de la classe ne sont en effet pas suffisants pour apprécier l'efficacité de l'enseignant ; il en est ainsi parce que la batterie de facteurs de production d'éducation est très complexe, comportant ainsi une multitude de facteurs qui concourent conjointement à la transmission de connaissance à l'élève, dans un processus continu. Comme nous venons de le voir dans les analyses, la performance initiale de l'élève est aussi un élément important qui détermine sa performance finale, et il sera alors difficile d'établir si la performance est le seul effet de l'enseignant, l'ensemble des facteurs agissant généralement de façon conjointe et interdépendante.

Les évaluations de la loi « No child left behind » au USA ont d'ailleurs remis en cause l'indexation de l'efficacité de l'enseignant à la performance de l'élève, dans la mesure où ces évaluations ont révélé que les enseignants manipulent les résultats aux tests standardisés en choisissant les enfants qui peuvent les passer (Duflo, 2010).

Cependant, si l'on s'accorde à reconnaître que c'est l'enseignant qui organise la classe et que par conséquent, la transmission de la connaissance dépendra beaucoup du degré d'implication de l'enseignant dans le processus.

- Motiver les enseignants alors contractuels, par des incitations financières : il s'agit là d'une solution qui n'exclut pas la première, mais qui la complète ; en effet, s'il est vrai que la menace de non renouvellement du contrat de l'enseignant en cas de défaut de performance est une contrainte susceptible d'obliger l'enseignant à exercer sa profession avec beaucoup de lucidité, il n'en demeure pas moins que le recours à une motivation d'ordre financière peut s'avérer nécessaire pour renforcer l'efficacité de la première mesure. Si l'on s'en tient aux résultats obtenus sur l'âge des enseignants et sur l'effet de leur âge sur la performance des élèves, on peut penser à une mesure d'incitation financière basée sur des critères bien définis. Les expériences de pays aussi bien africains que d'ailleurs rapporté par Duflo (2010) sont très édifiantes ; en effet, selon Duflo (2010), les jeunes enseignants du Kenya sont plus motivés que leurs aînés, sans doute parce qu'ils espèrent une titularisation, mais peut-être aussi parce qu'ils sont jeunes et commencent à peine leur carrière ; il existe de part le monde de nombreux programmes qui font varier la rémunération des enseignants en fonction des résultats de leurs élèves ; aux USA, la loi « No child left behind » (« aucun enfant à la traîne ») soumet par exemple les écoles à des sanctions (la plus élevée étant la fermeture de l'établissement) si leurs élèves n'atteignent pas tous un niveau minimum, mesuré par des tests standardisés. Mais cette mesure peut amener les enseignants à manipuler les résultats aux tests standardisés en sélectionnant les élèves qui peuvent les passer selon Brian (2005). Si donc on doit motiver les enseignants par des incitations financières, il est important de tenir aussi compte de l'âge en dessous duquel l'enseignant peut encore apporter une contribution significative à l'acquisition de performance chez les élèves.

ii- Une mesure sur l'âge des enseignants est-elle nécessaire pour assurer l'efficacité de ces derniers ?

L'âge des enseignants est l'un des facteurs explicatifs de la performance des élèves selon les résultats que nous avons présentés. En effet, selon ces résultats, il existe un niveau d'âge optimal au delà duquel la contribution de l'enseignant à l'acquisition de compétence commence par décroître, cet âge optimal variant selon le niveau auquel on se situe dans le cursus scolaire. S'il en est ainsi, une mesure relative à l'âge de l'enseignant peut se révéler efficace pour garantir l'efficacité des enseignants dans l'exercice de leur fonction. Loin de paraître comme une discrimination, une telle mesure serait destinée à améliorer l'efficacité du système éducatif de base, en favorisant le contact des élèves avec des enseignants potentiellement capables de leur apporter un plus en matière de performance. A cet effet, une solution serait par exemple de faire commencer la carrière de tout travailleur du secteur de l'éducation par l'enseignement dans les classes, et de ne mettre dans l'administration que les personnes ayant pris par l'enseignement et ayant atteint la limite d'âge optimale, celle que nous avons déterminée plus haut. Ce faisant, on pourra gagner en termes d'efficacité dans l'affectation des ressources humaines dans le sous-secteur de l'éducation primaire. Il est vrai que certains postes de l'administration dans le sous-secteur nécessitent d'être occupés par des spécialistes à divers niveaux que ce soit, mais la mesure proposée évitera quand même que l'on retrouve des instituteurs dans l'administration après seulement quelques années passées dans les classes, fuyant la pénibilité de l'exercice de la profession d'enseignant comme on le remarque très souvent.

Conclusion

L'éducation est sans doute un investissement au sens de la théorie économique et il apparaît tout à fait justifié de d'évaluer l'efficacité des facteurs entrant dans la production qui en découle ; S'il est vrai que la littérature est assez controversée sur le produit même de l'éducation, il n'en demeure pas moins que l'on s'accorde sur le rôle fondamental que joue l'enseignant dans le processus de production éducationnelle quelle que soit la nature du produit que l'on considère. En effet, les nombreux travaux menés en économie en général et en économie de l'éducation en particulier mettent en exergue la contribution de l'enseignant à l'acquisition de performance chez l'élève, même si le débat demeure encore assez riche et diversifié quant à la spécificité et la mesure du produit de l'éducation.

Si l'enseignant joue alors un rôle fondamental dans la production d'éducation en général, et dans la production d'éducation de base en particulier, on comprend que la prise en compte de variables liées à l'enseignant est tout à fait justifiée si l'on veut apprécier à sa juste valeur l'efficacité du système éducatif. En s'intéressant au cas particulier de l'enseignement primaire au Bénin, le présent chapitre avait pour objectif d'apprécier l'impact du type de contrat entre l'enseignant et son employeur (l'Etat) sur la performance des élèves dans le système éducatif primaire. Cet exercice auquel nous nous sommes livrés, en dépit des problèmes d'ordre méthodologiques que relève la littérature, n'est pas resté sans nous mettre à l'évidence des résultats dont la portée est tout à fait importante pour une amélioration du système éducatif.

En mobilisant des outils d'analyse qui s'inscrivent dans le prolongement de la série d'outils habituellement utilisés dans la modélisation des acquis scolaires, tout en s'appuyant sur la transformation de Box Cox pour identifier une forme fonctionnelle plus appropriée, nous sommes parvenus à mettre en évidence l'impact du statut de l'enseignant sur la performance des élèves au niveau primaire. Les résultats obtenus font état d'une contribution plus grande des enseignants contractuels à l'acquisition de performance chez les élèves, par rapport aux enseignants sous contrat de permanent ; ces résultats posent une fois encore l'épineux problème de l'emploi public, au regard des débats généralement soulevés sur le comportement des fonctionnaires de l'Etat.

Si l'on rapporte les résultats de nos analyses à ceux précédemment obtenus dans le chapitre précédent, on s'aperçoit que l'emploi contractuel dans l'enseignement primaire s'avère une fois encore compatible avec un objectif d'amélioration du système éducatif du moins dans l'enseignement primaire. En effet, aussi bien sur la question de l'absentéisme que sur la contribution à l'acquisition de performance, les enseignants contractuels sont mieux lotis que les enseignants permanents.

Au-delà des éléments d'appréciation fournis par l'analyse empirique de la performance des élèves en relation avec le statut de l'enseignant, il est opportun de s'intéresser à la question de l'efficacité de la production éducationnelle pour parfaire la question de la production d'éducation. Le chapitre suivant est consacré à l'analyse de l'efficacité de la production éducationnelle, en s'inscrivant à un niveau d'analyse qui est non pas l'élève, mais plutôt la classe.

Chapitre 3

Contractualisation de la fonction enseignante et efficience de la production éducationnelle

La performance d'un système de production s'apprécie généralement à travers la quantité d'output capable d'être obtenue par le système et par la façon dont les ressources sont utilisées dans le processus de production. S'il est vrai que l'objectif poursuivi par le producteur est d'obtenir la plus grande quantité d'output tout en minimisant les coûts de production, il n'en demeure pas moins que dans ce processus de production, il est question d'atteindre ou tout au moins de se rapprocher de la limite des possibilités de production qu'offre la technologie utilisée.

Le système éducatif est perçu comme étant un système de production assurant pour le marché du travail des travailleurs capables de satisfaire les besoins du marché à travers leur compétence et leur capacité à s'adapter aux mutations sur ce marché. Que ce soit au niveau primaire qu'aux niveaux secondaire et supérieur, l'objectif du système éducatif est le même : assurer une éducation de qualité aux apprenants à travers une combinaison optimale des différents facteurs susceptibles de contribuer à l'acquisition de performance chez les apprenants.

Dans l'enseignement primaire, la logique d'organisation scolaire, pour acquérir le socle des compétences, est apparue à beaucoup comme un système assez simple à décrire, devant être façonné par diverses variables de contexte comme la taille du groupe pédagogique, les compétences de l'enseignant et la disponibilité de l'infrastructure et du matériel pédagogique. Aussi, beaucoup de chercheurs, s'intéressant à la question de l'efficience de l'allocation de ressources à l'éducation, ont estimé que l'identification de l'école efficiente pouvait être ramenée à une question d'optimisation dans l'allocation d'une ressource rare. Or l'une des ressources que l'Etat mobilise dans sa politique éducative est le facteur humain à travers les enseignants. Mesurer l'efficience de la production éducationnelle revient donc aussi à s'interroger sur l'utilisation des ressources humaines à la disposition du système. En se situant au niveau école contrairement à l'approche individuel où l'on considère le produit de l'éducation qu'est l'élève, on peut se demander si une école est performante au sens de sa capacité à produire un output aussi grand que possible à partir d'un ensemble d'inputs donnés. Dans ces conditions, étant donné que les facteurs humains utilisés dans le processus de production éducationnelle sont variés en ce qui concerne leur statut, il est tout aussi justifié de se demander si le statut des enseignants n'affecte pas la performance de l'école et de mesurer par conséquent l'impact que ce statut peut avoir sur la frontière des possibilités de production éducationnelle.

En s'intéressant à l'impact de la contractualisation de la fonction enseignante sur l'efficience de la production éducationnelle, le présent chapitre présente un intérêt majeur, celui d'offrir une justification empirique aux arguments en faveur ou à l'encontre de la possibilité d'une politique de contractualisation de la fonction enseignante au Bénin.

Après avoir fait une revue critique de la littérature sur l'efficience en économie, nous mettons en évidence de façon empirique l'effet du statut de l'enseignant sur l'efficience de la production éducationnelle dans l'enseignement primaire au Bénin.

1. L'efficacité économique : une revue de littérature

Elément central de l'analyse de la performance d'un système de production, l'efficacité économique a fait l'objet de larges développements au cours du temps et les méthodes pour l'appréhender ont connu beaucoup d'avancées du point de vue méthodologique, divers évidences empiriques ayant été produites par les chercheurs en économie de l'éducation.

1.1. La notion d'efficacité

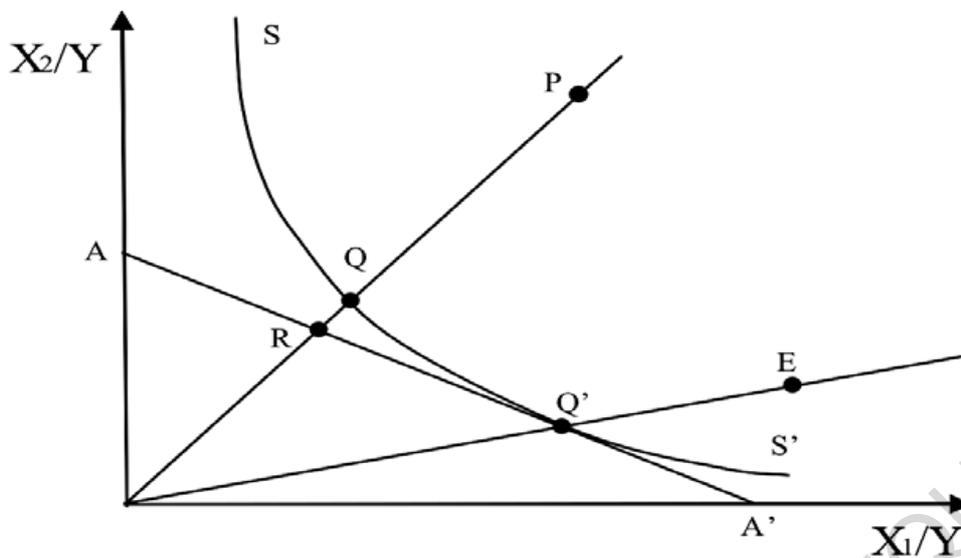
La mesure de l'efficacité économique est extrêmement liée à l'usage de frontières de fonctions. Une frontière de production définit la quantité maximale d'output qui peut être produite pour une technologie et un vecteur d'input donnés. Le concept d'« X-efficacité » (Leibenstein, 1966) considère le fait que les producteurs ne se comportent pas systématiquement de façon optimale. En termes d'analyse comparative, la frontière matérialise les meilleures pratiques. Le point de départ de la littérature moderne en la matière est l'article de Farrell (1957). Michael J. Farrell, largement influencé par la définition formelle de Koopmans (1951) et la mesure de l'efficacité technique de Debreu (1951), introduit une méthode de décomposition de l'efficacité totale d'une unité de la production en ses composantes technique et allocative. Farrell (1957) propose une décomposition de l'efficacité économique en une composante technique et une composante allocative à travers une représentation graphique didactique. L'inefficacité technique correspond à une production insuffisante par rapport à ce qui est techniquement possible avec un niveau d'inputs donné (ou réciproquement une quantité d'input supérieur au nécessaire pour un niveau d'output donné). Elle est évaluée par l'écart à la frontière formée par les firmes de l'échantillon les plus performantes. L'inefficacité allocative stigmatise l'utilisation des inputs dans des proportions qui ne correspondent pas à l'optimalité décrite par les prix relatifs des inputs. L'efficacité technique se décompose à son tour en efficacité d'échelle et en efficacité technique pure (Murillo-Zamorano, 2004). L'efficacité d'échelle permet de rapporter la mesure de l'efficacité technique aux rendements d'échelle obtenus pour les niveaux d'activité optimaux. Elle caractérise l'écart existant entre les performances constatées et celles qui seraient obtenues dans une situation d'équilibre concurrentiel de long terme où le profit est nul, c'est-à-dire par rapport à une situation où les rendements d'échelle constants. Ainsi, une entreprise est inefficace d'échelle si sa situation initiale est caractérisée par des rendements d'échelle croissants ou décroissants.

L'efficacité technique pure (ET) reflète la capacité d'une entreprise à optimiser sa production pour un niveau donné d'intrants et, symétriquement, à minimiser ses consommations en ressources pour un niveau donné de production. Elle traduit l'organisation du travail à l'intérieur de l'unité de production, l'habileté d'organiser, de motiver et de surveiller efficacement les employés et les superviseurs ou encore l'habileté d'éviter les erreurs et les mauvaises décisions. Ces aspects de l'efficacité sont souvent classés sous la rubrique « X-efficacité ». Par conséquent, la mesure de l'efficacité technique pure est indépendante des prix des produits et des intrants, et de la disponibilité de ces derniers.

Farrell a caractérisé différents moyens par lesquels une unité de production peut être inefficace : soit en obtenant moins que la production maximale disponible d'un groupe déterminé d'intrants (techniquement inefficace) soit en n'achetant pas le meilleur paquet d'intrants étant donné leurs prix et productivités marginales (inefficacité allocative).

Dans sa représentation, Farrell considère une fonction de production à deux facteurs $y = f(x_1, x_2)$ et suppose des rendements d'échelle constants (CRS). Dans ce cadre simplifié, la fonction de production s'écrit : $1 = f\left(\frac{x_1}{y}, \frac{x_2}{y}\right)$, elle est représentée sur le graphique suivant par l'isoquante unité SS'.

Graphique n° 9 : Représentation graphique de l'efficacité technique et de l'efficacité allocative



Source : Farrell, 1957

L'isoquante SS' représente les combinaisons minimales d'inputs par unité d'output : c'est la frontière de production. Les combinaisons d'inputs réalisables se trouvent nécessairement à droite de l'isoquante.

L'inefficacité technique (ou inefficacité productive) provient d'une utilisation excessive d'input. Géométriquement, Farrell définit l'efficacité technique de la firme P par $TE = OQ/OP$. Q est le point de la frontière qui possède les mêmes proportions d'input que P . Une propriété immédiate de cette définition est : $0 \leq TE \leq 1$.

Théoriquement, Les firmes doivent équilibrer leur taux marginal de substitution technique (TMST) entre les deux inputs avec le rapport des prix des inputs déterminés par le marché. L'inefficacité allocative (ou inefficacité prix) provient d'une combinaison erronée des inputs, étant donnés les prix relatifs. La droite (AA') représente graphiquement ce rapport des prix. Géométriquement, Farrell mesure l'efficacité allocative par $AE = OR/OQ$, avec $0 \leq AE \leq 1$. Cette mesure a l'avantage de faire apparaître la même efficacité allocative à deux entreprises utilisant les facteurs dans les mêmes proportions. Toutefois, on peut se demander si l'efficacité technique restera stable en cas de modification des proportions d'inputs.

L'efficacité économique²⁹ correspond à l'efficacité technique et à l'efficacité allocative réunies. Elle est obtenue au point Q' . À l'inverse, le point P n'est ni techniquement, ni allocativement efficace. Selon Farrell, son efficacité économique est $EE = TE \times AE = OR/OP$ avec $0 \leq EE \leq 1$. Par ailleurs, le point Q , bien que techniquement efficace, est aussi inefficace que P du point de vue allocatif (inputs dans les mêmes proportions). À l'inverse, la firme E est allocativement efficace mais techniquement inefficace.

Les mesures quantitatives de l'efficacité économique sont avantageuses pour plusieurs raisons (Kalirajan et Shand, 1999) ; elles facilitent la comparaison entre des unités productives similaires, et peuvent donc donner une indication sur l'efficacité relative des firmes. Lorsque ces mesures révèlent des variations dans l'efficacité relative des différentes unités productives étudiées, une analyse plus approfondie permet d'identifier les facteurs qui conduisent à ces variations. Ces analyses ont des implications de politique économique concernant l'amélioration de l'efficacité. Les mesures d'efficacité utilisées

²⁹ Le terme « *economic efficiency* » a succédé à « *overall efficiency* » initialement utilisé par Farrell.

pendant les 50 dernières années trouvent leur origine dans les travaux de Farrell (1957) et font appel à des techniques dites des points extrêmes. Avant les travaux de Farrell, les estimations de fonctions de production étaient des moyennes, ce qui impliquait que certaines firmes produisent plus ou moins que la moyenne. Cette approche a été largement critiquée. Au lieu de mesurer les indices séparés de productivité de chaque intrant, Farrell propose de mesurer l'efficacité productive de l'activité en général, son approche pouvant s'appliquer à tous les types d'organisation de la production. Il introduit le concept de «frontière» de production, rejette l'idée de la mesure de l'efficacité absolue fondée sur une situation idéale prédéterminée, et propose la mesure de l'efficacité relative, ou mesure de l'écart par rapport à la meilleure performance dans un groupe. Ainsi, on peut mesurer et expliquer l'écart de la productivité totale de facteurs de production (PTF) par rapport à la frontière. L'écart entre la PTF observée et la frontière de production est appelé inefficience technique. Farrell a suggéré d'utiliser deux types de frontière de production, ce qui a conduit au fait que deux paradigmes distincts ont été développés quant à la méthode de « construction » de la frontière de production. Ceci a conduit au développement des deux approches : les approches paramétriques (Aigner et Chu, 1968, Aigner et al., 1977 et Meeusen et al., 1977) et celles non-paramétriques (Charnes, Cooper et Rhodes, 1978, et Banker et al. 1984), qui donnent lieu à des interprétations particulières de l'écart par rapport à la frontière d'une firme.

1.2. Les techniques de mesure de l'efficacité.

La littérature initiale sur l'efficacité développée par Farrell (1957) a considérablement évolué, intégrant nombreuses formes alternatives de la spécification de la technologie du producteur. L'usage des fonctions de distance s'est aussi répandu assez largement depuis les mesures d'efficacité technique et allocative de Farrell. Dans tous les cas, l'idée sous-jacente de la définition des fonctions de frontière d'efficacité contre la mesure courante de la performance des unités de production a été maintenue pendant les soixante dernières années, où différentes techniques ont été utilisées pour calculer ou estimer ces frontières d'efficacité.

Ces techniques peuvent être classées en différentes catégories. Le critère de classification est la distinction entre méthodes paramétriques et méthodes non-paramétriques, qui existe entre les techniques où la forme fonctionnelle de la frontière d'efficacité est pré-définie ou imposée a priori, et celles où aucune forme fonctionnelle n'est préétablie, mais est déduite des observations de l'échantillon de façon empirique.

L'approche non paramétrique présente la particularité de n'imposer aucune forme fonctionnelle aux frontières de production. Celles-ci sont construites par la résolution des problèmes primal et dual de programmation linéaire, une fois définis les inputs et les outputs des unités de production une unité de production (UP) est considérée comme efficace dans un échantillon si aucune autre UP ne produit plus d'outputs avec la même quantité d'inputs. L'une des méthodes les plus utilisées est l'Analyse d'Enveloppement des Données (AED en français et Data Envelopment Analysis, DEA en anglais).

En ce qui concerne l'approche paramétrique de la frontière, elle repose sur une spécification particulière de la technologie, dont il faut estimer les paramètres. L'efficacité technique est mesurée à partir du terme d'erreur de la fonction de production. On distingue les frontières de production déterministes, probabilistes et stochastiques.

Une autre classification des modèles de frontière peut être faite en fonction des outils permettant de les résoudre, à savoir la distinction entre programmation mathématique et approches économétriques. Les fonctions de frontière déterministe peuvent être résolues soit en utilisant la programmation mathématique, soit au moyen de techniques économétriques. Les spécifications stochastiques sont estimées seulement au moyen de techniques économétriques.

Dans la plupart de la littérature relative à la mesure de l'efficacité économique, l'analyse est basée sur l'une ou l'autre des méthodes paramétrique et non-paramétriques précédemment citées. Le choix de la méthode d'estimation a fait l'objet d'un débat, des chercheurs préférant la méthode paramétrique (Berger, 1993) et d'autres l'approche non-paramétrique (Seiford et Thrall, 1990). L'inconvénient principal des approches non-paramétriques est leur nature déterministe. Le DEA par exemple, ne distingue pas entre inefficacité technique et effets du « bruit statistique ». Les fonctions de frontière paramétrique quant à elles exigent la définition d'une forme fonctionnelle spécifique pour la technologie et pour le terme d'erreur de l'inefficacité. L'exigence de la forme fonctionnelle pose des problèmes à la fois de spécification et d'estimation.

Murillo-Zamorano (2004) fait une lecture critique et détaillée de la méthode des frontières, tant paramétriques que non-paramétriques, pour la mesure de l'efficacité économique. Au-delà des études antérieures telles que Kalirajan et Shand (1999) où les auteurs examinent différentes méthodes de mesure de l'efficacité technique, Murillo-Zamorano (2004) fournit une analyse étendue non pas seulement de l'efficacité technique, mais aussi celle de la mesure du coût de l'efficacité. L'introduction de la théorie de la dualité tient compte de l'exploration à la fois des efficacités technique et allocative, garantissant ainsi une meilleure compréhension de l'efficacité totale atteinte par un ensemble d'unités de production.

De plus, l'examen des avancées récentes dans l'analyse bayésienne et la théorie du « bootstrapping » aussi contenues dans l'article de Murillo-Zamorano (2004), rehausse la littérature des études précédentes en présentant les derniers développements dans les recherches plus approfondies, tel que l'introduction de la statistique inférentielle ou le traitement de « bruit stochastique » dans les modèles de frontière non-paramétriques, et la description de formes fonctionnelles plus flexibles, l'étude de multiples technologies des productions ou l'analyse de productions indésirables dans le contexte de modèles de frontière paramétriques.

1.2.1. La méthode des frontières non-paramétriques

1.2.1.1. Le Modèle de base

La méthode développée par Farrell (1957) sur la mesure d'efficacité productive est basé sur un ensemble de possibilité de production consistant en un ensemble convexe de vecteurs input-output. Cet ensemble de possibilité de la production est représenté au moyen d'une frontière d'isoquant. D'après cette spécification et le fait que les mesures d'efficacité de Farrell sont complètement basées sur des données, la pré-définition d'aucune forme fonctionnelle spécifique n'est nécessaire.

La mesure d'efficacité input-output simple de Farrell est généralisée au cas input-output multiple et a été reformulé comme un problème de programmation mathématique par Charnes, Cooper et Rhodes (1978). Charnes, Cooper et Rhodes (1981) nomment la méthode introduite dans Charnes, Cooper et Rhodes (1978) Analyse de l'Enveloppement du Données (Data Envelopment Analysis, en abrégé DEA). Ils décrivent aussi les relations de dualité proposée par Charnes, Cooper et Rhodes (1978). Cette technique est initialement née des recherches sur la mesure et la comparaison de l'efficacité relative. De nombreuses améliorations théoriques et des applications empiriques de cette technique sont parues dans la littérature de l'efficacité productive³⁰.

30 Les revues détaillées en sont présentées dans Seiford et Thrall (1990), Ali et Seiford (1993), Lovell (1994), Charnes, Cooper, Lewin et Seiford (1994) et Coelli, Rao et Battese (1998). Une analyse plus récente et complète de la méthode du DEA peut être trouvée dans Cooper, Seiford et Tone (2000).

Le but de cette approche non-paramétrique³¹ de la mesure de l'efficacité productive est de définir une surface frontière d'enveloppement pour toutes les observations de l'échantillon. Cette surface est déterminée par les unités se trouvant sur elle. Les unités qui ne se trouvent pas sur cette surface quant à elles peuvent être considérées comme inefficaces et un score d'inefficacité individuel sera calculé pour chacune d'elles. Contrairement aux techniques de frontière stochastiques, la méthode du DEA n'a aucune exigence de terme d'erreur, et par conséquent peut être initialement considérée comme une technique non-statistique où le score d'inefficacité et la surface d'enveloppement sont « calculés » plutôt qu'estimés.

Le modèle développé par Charnes, Cooper et Rhodes (1978), connu sous le nom de « modèle CCR », impose des restrictions sur la technologie frontière, au nombre desquelles les rendements d'échelles constants et la convexité de l'ensemble réalisable de combinaisons inputs-outputs. Le modèle CCR est en suite interprété à travers un exemple simple d'après le graphique suivant :

Graphique n° 10 : le modèle CCR

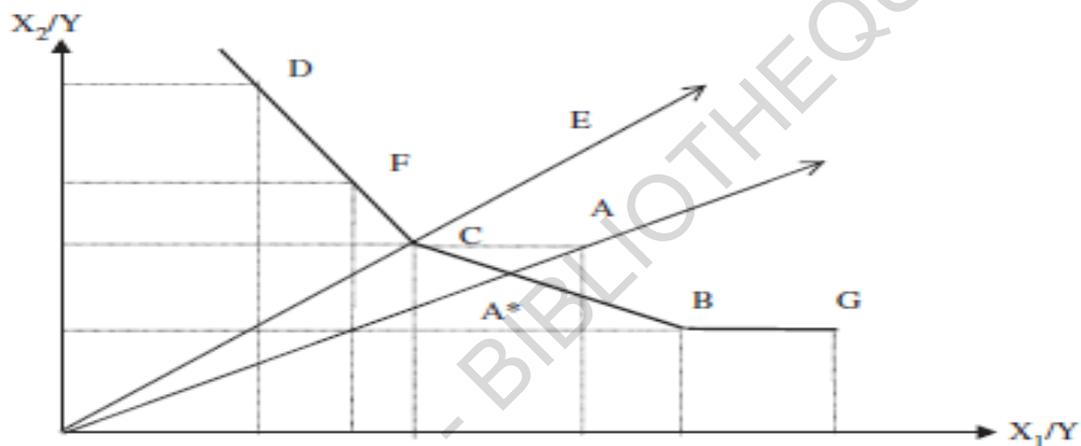


Figure 2.1.1. The CCR model.

Source : Charnes, Cooper et Rhodes, 1978

Ici A, B, C, D, E et G sont six unités de production réalisant la production Y avec deux intrants X_1 et X_2 . La ligne DG dans la figure 12 représente l'isoquante frontière de l'unité obtenue par la méthode DEA sur les données d'un ensemble de cinq unités de production, chacun utilisant différents niveaux de deux inputs pour produire plusieurs niveaux d'output. Le niveau d'inefficacité de chaque unité est déterminé par comparaison à une unité de production de référence ou une combinaison convexe d'autres unités de référence le long de la ligne isoquante frontière et utilisant la même proportion de facteurs. Par conséquent, l'efficacité technique de A serait représentée par le rapport OA^*/OA où A^* est une combinaison linéaire des références B et C utilisant les intrants dans les mêmes proportions que A. L'efficacité de E pourrait être directement mesurée par comparaison avec C, qui est localisé sur l'isoquant efficient et sur le même rayon que C. La proportion OC/OE détermine l'efficacité technique de E. Enfin, bien que l'unité G soit située sur la frontière d'efficacité, elle ne peut pas être considérée comme techniquement efficace au sens Pareto, dans la mesure où elle utilise le même niveau d'intrant X_2 que B, mais plus d'entrée X_1 , pour produire le même niveau de bien.

31 Contrairement à l'approche paramétrique qui suppose l'existence d'une technologie de transformation spécifique déterminant quels niveaux maxima de productions peuvent être réalisées à partir des différentes combinaisons d'inputs, le point de départ de la méthode du DEA est la construction, à partir de données observées, d'une frontière de production empirique.

La méthode du DEA détermine la frontière efficiente en recherchant les segments DC, CB et BG qui enveloppent toutes les performances des unités de production. Cette frontière n'est pas un isoquant adéquat mais une approximation linéaire dans laquelle les observations (D, C, B, G) représentent les vraies unités de production pendant que les unités entre elles (F, A*) sont des unités hypothétiques calculées comme moyennes pondérées des inputs. Elles sont donc des combinaisons des unités réelles. Les scores d'efficacité technique individuelle seront alors calculés (et non estimés) en utilisant les techniques de programmation mathématiques où les solutions devront satisfaire des contraintes d'inégalité pour être en mesure d'accroître (diminuer) certaines productions (intrants) sans empiéter les autres intrants (productions).

Ainsi, pour déterminer le score d'efficacité de chaque unité, celle-ci sera comparé à une paire, combinaison linéaire d'unités de production efficientes. Etant donné un ensemble de n unités de production homogènes caractérisé par un vecteur d'inputs-outputs à m inputs et s outputs, pour chaque unité non située sur la frontière d'efficacité, on peut définir un vecteur $\bar{\mu} = (\mu_1, \dots, \mu_n)$ où chaque μ_j représente le poids de chaque unité de production dans ce groupe de paires. Les calculs DEA sont destinés à maximiser le score d'efficacité relative de chaque unité de production, sous la contrainte que l'ensemble des poids ainsi obtenus pour chaque unité de production soit aussi réalisable pour tout autre unité de production de l'échantillon. Ce score d'efficacité peut être calculé par le programme mathématique suivant :

$$E_{CRS} = \min_{\mu} \psi^0$$

$$s/c \begin{cases} \sum_{j=1}^n \mu_j X_j \leq \psi X_i^0, i = 1, \dots, m \\ \sum_{j=1}^n \mu_j Y_j \geq Y_r^0, r = 1, \dots, s \end{cases} \quad (3.1)$$

La solution du programme linéaire montre que chaque unité de production analysée, produit au moins le même niveau d'output (deuxième contrainte) mais consomme juste une proportion (ψ) de chacun des intrants utilisés (première contrainte).³² L'objectif final est par conséquent de déterminer la combinaison linéaire de références qui pour chaque unité de production minimise la valeur de (ψ). Les score d'efficacité technique seront déterminés par la valeur optimale ψ^* .

La version duale du modèle précédent est souvent utilisée dans les techniques de recherche opérationnelle. Cette formulation duale peut être obtenue par maximisation du rapport de la somme pondérée des productions à la somme pondérée des inputs sous la contrainte que ce rapport pour chaque unité de production est au plus égale à l'unité :

$$Max_{w_r, z_i} H_0 = \frac{\sum_r w_r Y_{r0}}{\sum_i z_i X_{i0}}$$

$$s/c \begin{cases} \frac{\sum_r w_r Y_j}{\sum_i z_i X_j} \leq 1, j = 1, \dots, N \\ w_r, z_i > 0, r = 1, \dots, s, i = 1, \dots, m \end{cases} \quad (3.2)$$

où w_r et z_i sont les arguments de maximisation, et Y_{rj} et X_{ij} les inputs et les outputs liés à chaque unité de production. Cette formulation « relative » assure que $0 < MaxH_0 < 1$. De plus, une unité sera efficiente si et seulement si cette proportion égale unité, autrement il sera considéré comme

32 La première contrainte assure aussi que l'unité de production projeté utilisera des intrants dans les mêmes proportions que l'unité qui analysée en présence de rendements d'échelles constants

relativement inefficace. Comme le montrent Coelli, Rao et Battese (1998), une difficulté de cette approche en terme « relatif » est qu'elle permet une infinité de solutions : si w_r et z_i sont solutions du précédent problème du programme linéaire, alors αw_r et αz_i sont aussi des solutions. L'imposition d'une contrainte supplémentaire permet d'éviter cette situation :

$$\sum_i t_i X_{i0} = 1$$

Ce qui donne la forme multiplicative suivante du programme linéaire du DEA :

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{w_r, t_i} \sum_r w_r Y_{r0} \\ & s/c \begin{cases} \sum_i t_i X_{i0} = 1 \\ \sum_r w_r Y_{rj} - \sum_i t_i X_{ij} \leq 0 \\ w_r, t_i > 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (3.3)$$

Les principaux attributs des méthodes DEA sont leur flexibilité et leur facilité d'adaptation. En effet, cette facilité d'adaptation a conduit au développement d'un grand nombre d'extensions au modèle CCR initial et à des applications ces dernières années. Nous nous intéressons à présent à quelques une des contributions récentes.

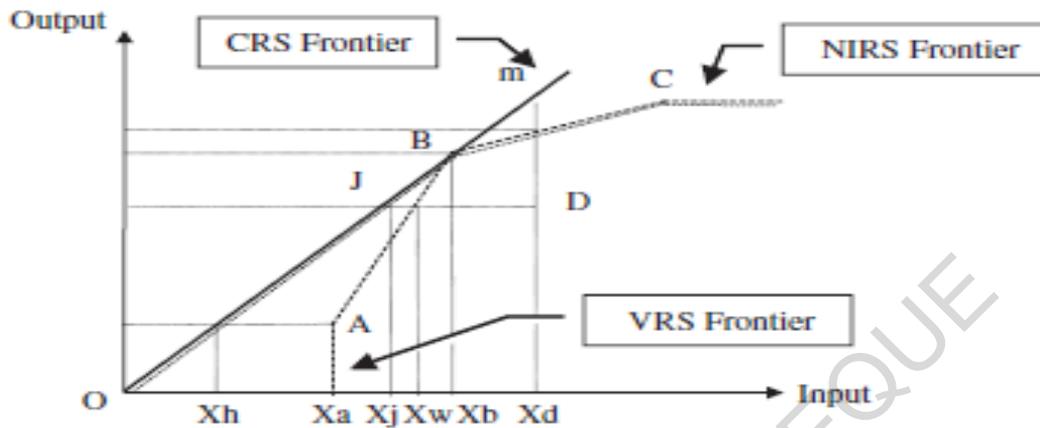
1.2.1.2. Extensions

La méthode proposée par Farrell (1957) consiste en une projection de chacune des unités observées sur l'isoquante d'une unité efficace. Le modèle décrit ci-dessus – le modèle CCR- généralise l'approche de Farrell au cas multi-produit et reformule le calcul des mesures d'efficacité des économies individuelles d'input par résolution du problème de programmation linéaire pour chaque unité de production. La frontière d'efficacité est vue comme un ensemble convexe dans l'espace des intrants. Charnes, Cooper et Rhodes (1978) font l'hypothèse des rendements d'échelles constants dans leur approche initiale. L'hypothèse de rendements d'échelle constants suppose que toute unité de production considérée dans l'analyse opère à l'échelle optimale. Dans la réalité cependant, ce comportement optimal est souvent empêché par une variété de circonstances tel que les différents types de pouvoir du marché, les contraintes financières, les externalités, la concurrence imparfaite, etc. (Coelli et al., 1998). Dans tous ces cas, la spécification en rendements d'échelle constants proposée par Charnes, Cooper et Rhodes (1978) entraîne des mesures biaisées de l'efficacité technique en raison du fait que les scores d'efficacité technique obtenus sous cet ensemble de contraintes sont biaisés par les efficacités d'échelles. Ce défaut important est corrigé par Farrell et al. (1997) et Banker, Charnes et Cooper (1984) qui étendent le DEA au cas de rendements d'échelles variables. Les rendements d'échelles variables sont modélisés par ajout de contrainte de convexité $\sum \mu_j = 1$ au modèle formulé en équation 3.4. Cette dernière contrainte garantit que chaque unité de production est simplement comparée à d'autres de dimension semblable. Cette façon de procéder évite l'effet préjudiciable de l'efficacité d'échelle sur les scores d'efficacité technique. Le problème de programmation linéaire résultant peut être formulé comme suit :

$$\begin{aligned} & TE_{VRS} = \min_{\mu} \psi^0 \\ & s/c \begin{cases} \sum_{j=1}^n \mu_j X_{ij} \leq \psi X_i^0, i = 1, \dots, m \\ \sum_{j=1}^n \mu_j Y_{rj} \geq Y_r^0, r = 1, \dots, s \\ \sum_{j=1}^n \mu_j = 1 \end{cases} \end{aligned} \quad (3.4)$$

Les principales implications des différents hypothèses relatives aux rendements d'échelle sur l'ensemble de production sont discutées sur le graphique suivant :

Graphique n° 11 : rendements d'échelles constants, variables et décroissants



Source : Charnes, Cooper et Rhodes, 1978, cité par Murillo-zamorano, 2004

La droite O J B représente la frontalière technologie associée à l'hypothèse de rendements d'échelles constants. D'après cette spécification, seulement les unités J et B seraient considérées techniquement efficaces. Les autres unités non-efficaces, tel que A et D auront des scores d'efficacité représentés par les rapports X_h/X_a et X_j/X_d tous deux inférieurs à l'unité. Sous l'hypothèse de rendements d'échelles variables, les scores d'efficacité seront calculés à partir de la frontière d'efficacité définie par la ligne $X_a A B C$ et le segment horizontal à droite de C. Puisque l'ensemble de contraintes en présence de rendements d'échelles constants est moins restrictif (la contrainte de la convexité est absente) que dans le cas des rendements d'échelles variables, de faibles scores d'efficacité sont possibles et par conséquent plus d'unités sont déclarées efficaces pour une surface enveloppe en rendements d'échelles variables. Dans ce cas, A, B, et C sont à présent complètement efficaces. L'unité D quant à elle est encore inefficace mais son score d'efficacité est passé du rapport X_j/X_d en rendements d'échelles constants à X_w/X_d en rendements d'échelles variables.

Finalement, en raisons des deux spécifications alternatives précédentes et de leurs programmes linéaires correspondants, une mesure de l'efficacité d'échelle peut être faite: l'unité B est techniquement efficace à la fois en rendements d'échelles constants et en rendements d'échelles variables. Par contre, les unités A et C sont efficaces en rendements d'échelles variables, mais inefficaces selon la frontière d'efficacité en rendements d'échelles constants, ce qui signifie que ces unités s'écartent de l'échelle optimale. En conséquence, une mesure d'efficacité d'échelle serait fournie par le rapport $\frac{TE_{CRS}}{TE_{VRS}}$ où TE_{CRS} représente l'efficacité technique en rendements d'échelles constants et TE_{VRS} celle en rendements d'échelles variables. Finalement, l'unité D est techniquement inefficace en ce qui concerne les deux frontières d'efficacité. Dans ce cas, l'efficacité technique totale (TTE) peut être décomposée en efficacité technique pure (PTE) et l'efficacité d'échelle (SE), d'après la relation suivante :

$$TTE = PTE \times SE$$

Une faiblesse majeure de la procédure décrite ci-dessus est le fait qu'elle ne peut nous renseigner si l'unité de production opère en rendements d'échelles croissants ou décroissants. Cette insuffisance peut trouver sa solution par la résolution d'un problème de programmation linéaire où les rendements d'échelles non croissant sont supposés en introduisant la contrainte $\sum \mu_j \leq 1$. Selon le graphique 13, la frontière d'efficacité en hypothèse de rendements d'échelles non croissants est représentée par la ligne discontinue de l'origine aux unités B et C. on peut alors distinguer les différentes échelles dans la structure de production. Ainsi, toutes les unités tel que C pour lesquelles $E_{NIRS} \neq E_{VRS} \neq E_{CRS}$ produisent en rendements d'échelles décroissants. Pour celles telles que B qui satisfont $E_{NIRS} = E_{VRS} = E_{CRS}$, la production est caractérisée par les rendements d'échelles constants. Finalement, A et D sont des exemples d'unités produisant en rendements d'échelles croissants puisque $E_{NIRS} \neq E_{VRS}$.

Toute l'analyse menée jusque là a été faite en termes de modèles axé sur les intrants (input-oriented models) : (on détermine une efficacité conditionnée par l'économie sur les inputs). Cependant, un modèle DEA, en dehors de l'aspect « input-oriented », peut être aussi axé sur les produits (output-oriented models) (on détermine une efficacité conditionnée par l'optimisation des produits), ou même sans orientation³³. Dans les modèles orientés, contrairement aux modèles non orientés, un ensemble de variables, inputs ou outputs, précède un autre dans son mouvement proportionnel vers la frontière effective. Les modèles « input-oriented » maximisent la diminution proportionnelle des variables inputs en restant dans l'espace de l'enveloppement, pendant que les modèles « output oriented » maximisent l'augmentation proportionnelle dans le vecteur de production. Le choix de l'un ou de l'autre modèle peut être basé sur les caractéristiques spécifiques de l'ensemble des données analysées. Par exemple, pour les secteurs réglementés tels que le secteur énergétique, où la production est généralement supposée être exogène et les inputs acquis sur un marché concurrentiel, l'usage de modèle « input oriented » plutôt que du modèle « output oriented » semble être le meilleur choix. Dans tous les cas, aussi bien le modèle « input oriented » que le modèle « output oriented » détermineront la même frontière d'efficacité, ce qui implique que la même unité de production sera reconnue comme efficace/inefficace pour les deux types d'approches. En outre, comme le montrent Coelli et Perelman (1996b), le choix de toute orientation particulière a rarement plus qu'une influence mineure sur le score d'efficacité obtenu.

La littérature précédemment présentée traite des spécifications du modèle basées sur la continuité des variables inputs et outputs. Ainsi, il n'est pas possible d'analyser les variables discrètes. La littérature sur le DEA traite cette classe de variables comme variables catégorielles. Charnes, Cooper et Rhodes (1981) ont développé une technique de prise en compte des informations relatives à ces types de variables dans la construction des frontières d'efficacité en résolvant simplement un DEA séparé pour chaque groupe de catégorie d'observations et en évaluant toute différence dans l'efficacité moyenne des différents sous-échantillons différents considérés.

L'Analyse de l'Enveloppement des Données a aussi évolué pour traiter des variables sur lesquelles l'unité de production n'a pas de contrôle direct. Pour obtenir des scores d'efficacité individuelle plus réaliste, on pourrait isoler d'une certaine façon ce type de variable, connue sous le nom de variable non-discrétionnaire, et leurs effets sur la performance finale des unités observées. Pour le cas des modèles « input oriented » par exemple, il paraît assez raisonnable de ne pas maximiser la baisse proportionnelle de tout le vecteur input, en ce qui concerne les variables inputs non directement contrôlées par les agents, mais seulement les variables discrétionnaires. Pour la même raison, les modèles « output oriented » où les données de variable non-discrétionnaire sont disponibles devraient juste procéder à la maximisation de l'augmentation proportionnelle de ces variables de la production sous le contrôle de l'unité de production. Banker et Morey (1986a) utilisent le traitement par programmation mathématique des modèles DEA pour permettre une analyse partielle de l'efficacité d'après ce qu'ils ont appelé « input et output fixes exogène et non exogène ».

33 Le modèle slack-based measure d'efficacité (SBM) développé par Tone (2001) est un exemple de modèle non-orienté.

D'autres extensions au modèle initialement proposé par Charnes, Cooper et Rhodes (1978) prennent en compte l'introduction des mesures multiplicatives d'efficacité relative à travers l'usage de la surface d'enveloppement multiplicative tel que celles décrites par Charnes, Cooper, Seiford, et Stutz (1982 et 1983) et Banker et Maindiratta (1988), la mesure de l'efficacité allocative sur la base des informations sur le prix et l'hypothèse d'objectif comportemental tel que la minimisation du coût (Ferrier et Lovell, 1990), la maximisation du revenu ou la maximisation du profit (Farrell, Grosskopf et Weber, 1997).

Notons cependant que, comme il a été décrit plus loin, un des principaux inconvénients des méthodes non-paramétriques est leur nature déterministe. C'est ce qui traditionnellement a conduit à l'utilisation des méthodes non-statistiques. Néanmoins, la littérature récente a montré qu'il est possible de définir un modèle statistique qui permette la détermination de propriétés statistiques des estimateurs de frontières non-paramétrique. A cet égard, Grosskopf (1996) en premier lieu fournit une bonne revue sélective des modèles de frontière non-paramétrique, de l'inférence statistique non paramétrique et de modèles déterministes. Des notions telles que les tests statistiques non-paramétriques, l'analyse de sensibilité sont aussi traitées par l'auteur.

Dans tous les cas, les résultats asymptotiques décrits par Grosskopf (1996) et plus récemment développés dans les références tel que Kneip, Park et al. (1998) ou Park et al., (2000) présentent des limites importantes. Ces résultats peuvent être trompeurs surtout dans le cas des petits échantillons. Finalement, les distributions d'échantillons asymptotiques présentés dans Grosskopf (1996) existent seulement dans le cas des modèles DEA univariés, alors que la plupart des applications du DEA concernent les modèles multivariés.

C'est dans ce cadre qu'interviennent les méthodes du bootstrapping. Les bootstrap³⁴ nous fournissent une façon convenable d'analyser la sensibilité des scores d'efficacité dans le cas des variations selon l'échantillon de la frontière déterminée en évitant les problèmes des distributions d'échantillon asymptotiques.

Ferrier et Hirschberg (1997) développent une méthode d'introduction d'un facteur stochastique dans les scores d'efficacité obtenus par la méthode DEA. Ils dérivent des intervalles de confiance du niveau d'efficacité par des méthodes permettant d'obtenir des distributions empiriques pour les mesures d'efficacité. Néanmoins, la méthodologie employée par Ferrier et Hirschberg (1997) est par la suite critiquée par Simar et Wilson (1999a, 1999b) plus tard qui démontrent que la méthode du bootstrap proposée par ces auteurs donne des estimateurs non efficaces³⁵.

1.2.2. La méthode des frontières paramétriques

Alors que les frontières non paramétriques procèdent par construction sur la base de modèles mathématiques d'optimisation et de techniques de programmation linéaire, les approches paramétriques constituent une réponse économétrique qui utilise les techniques statistiques d'estimation.

1.2.2.1. Le modèle en coupe transversale

Dans une tentative d'accommodation des techniques économétriques, une large et impressionnante littérature relative à l'estimation de fonctions de frontière a proliféré les quatre dernières décennies. Ces tentatives peuvent être classées en deux groupes principaux d'après la spécification du terme d'erreur, à savoir l'approche économétrique déterministe et celle stochastique.

34 On pourra faire référence à Efron (1979) ou Efron et Tibshirani (1993) pour une présentation « bootstrap ».

35 Une approche alternative a été proposée par Simar and Wilson (1998) pour éviter cette non-consistance des estimateurs.

i. Les modèles de frontière déterministe

Dans le cas des fonctions de production sur données en coupe transversale, une frontière paramétrique peut être représentée comme suit :

$$Y_i = f(X_i, \beta) E_i \quad (3.5)$$

où $i = 1, \dots, I$ sont les indexes des producteurs, Y est l'output, X un vecteur de N intrants et $f(\cdot)$ la frontière de production, dépendant des inputs et d'un vecteur de paramètres technologiques β .

L'efficacité technique de producteur i est définie par le rapport de la production observée à production maximale réalisable :

$$E_i = \frac{Y_i}{f(X_i, \beta)} \quad (3.6)$$

Farrell (1957) suppose ce que la littérature appelle fonction de frontière déterministe. Selon cette spécification, l'équation 3.5 peut se réécrire :

$$Y_i = f(X_i, \beta) e^{-u_i}, u_i \geq 0 \quad (3.7)$$

où u_i représente l'écart de production à la frontière (inefficacité technique) pour chaque producteur. La restriction supplémentaire imposée sur u_i ($u_i \geq 0$) garantit que $E_i \leq 1$, ce qui est logique avec l'équation 3.6.

Dans le cas d'une technologie de type Cobb-Douglas, l'inefficacité technique a d'abord été modélisée par une variable d'erreur asymétrique (Aigner et Chu, 1968) :

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln X_{in} - u_i \text{ avec } u_i \geq 0. \quad (3.8)$$

L'efficacité technique est alors $E_i = e^{-u_i}$

Une fois la structure de la production paramétrée, aussi bien la méthode de programmation que les méthodes économétriques peuvent être appliquées pour le calcul ou l'estimation du vecteur de paramètres et même pour l'estimation de u_i et celle de TE_i .

Les méthodes de programmation calculent le vecteur de paramètres de la technologie par résolution de problèmes d'optimisation déterministe. Aigner et Chu (1968), Timmer (1971), Nishimizu et Page (1982) ou Bjurek, Hjalmarsson et Forsund (1990) constituent les références les plus pertinentes en la matière. L'inconvénient principal de ces approches est que les paramètres ne sont pas estimés de façon statistique mais sont calculés en utilisant les techniques de la programmation mathématiques, ceci rend difficile l'inférence statistique avec les paramètres calculés, et empêche tout test d'hypothèse.

Inspiré par les suggestions de Aigner et Chu (1968), Timmer (1971) a proposé le modèle probabiliste pour pallier l'une des lacunes de l'approche déterministe et paramétrique, celle relative à la sensibilité de la fonction frontière aux observations extrêmes. Cette méthode en trois étapes consiste à estimer dans un premier temps la fonction frontière pour l'ensemble de l'échantillon. Par la suite, la taille de l'échantillon est réduite d'un certain nombre de firmes, choisies a priori, parmi celles qui sont les plus près de la frontière. Finalement, une nouvelle frontière est estimée à partir de l'échantillon réduit. Malgré la nature arbitraire de cette approche en ce qui concerne le choix du pourcentage des firmes à éliminer de l'échantillon initial, plusieurs auteurs s'en sont inspirés, dont Bravo-Ureta (1986) et Ali et Chaudhry (1990), dans des études portant sur le secteur agricole.

Une autre méthode proposée par Richmond (1974) est utilisée pour estimer la fonction frontière déterministe. Il s'agit de la méthode des moindres carrés ordinaires corrigés (MCOC). Cette méthode consiste à estimer la fonction de production moyenne pour l'ensemble de l'échantillon et à l'ajuster l'origine en lui ajoutant la valeur de la plus grande erreur positive. Cette méthode fait en sorte qu'une seule entreprise est parfaitement efficace et que les niveaux d'efficacité des autres entreprises sont calculés par rapport à cette entreprise. Greene (1980a) a prouvé que les estimateurs obtenus par cette méthode sont consistants si les termes d'erreurs aléatoires sont indépendants et possèdent une distribution identique. Cette approche est cependant sujette à plusieurs critiques. La plus importante renvoie à la sensibilité de cette correction de l'ordonnée à l'origine quant à la distribution assignée au terme d'erreur. Par exemple, Richmond (1974) trouva que le niveau moyen d'efficacité technique de l'industrie manufacturière norvégienne passe de 88 % lorsque la distribution gamma est assignée au terme d'erreur, à 69 % lorsque la distribution exponentielle est utilisée.

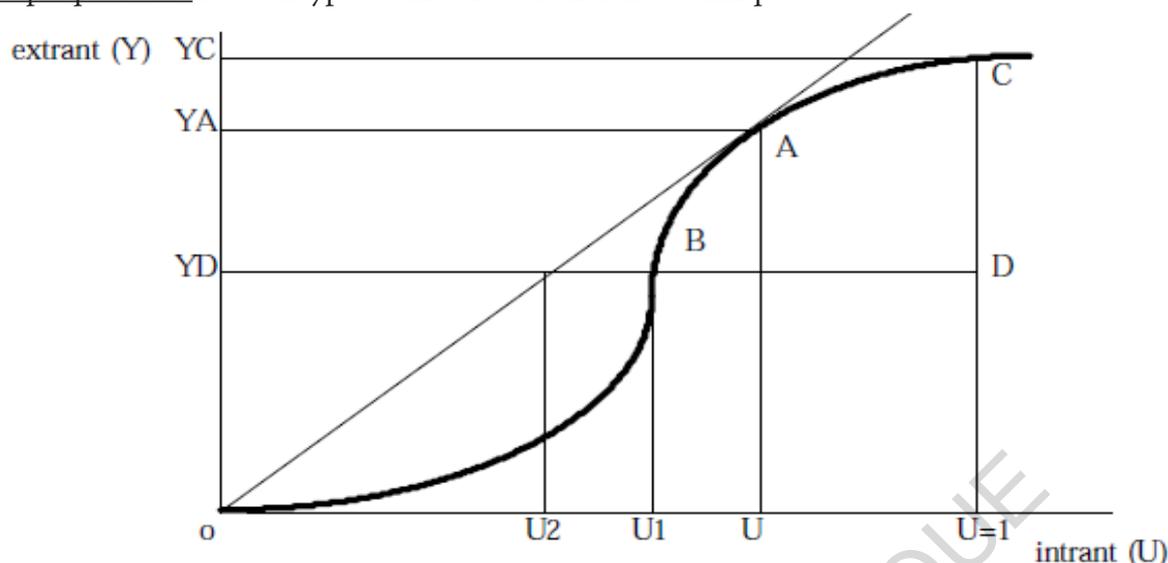
Afriat (1972) et plus tard Greene (1980b) ont proposé l'utilisation de la méthode de maximum de vraisemblance pour estimer la fonction frontière. Plus spécifiquement, Afriat (1972) a démontré qu'une façon de déterminer la fonction frontière est de traiter les termes d'erreur comme une variable aléatoire qui prend des valeurs entre 0 et 1, et il suggéra d'assigner la distribution bêta aux termes d'erreur. Pour sa part, Greene proposa d'assigner la distribution gamma aux termes d'erreur. Cette méthode suppose que les termes d'erreurs traduisant les indices d'inefficacité technique des firmes sont indépendants et identiquement distribués, et qu'aucune firme n'est parfaitement efficace. Cette méthode a été appliquée par Richmond (1974) à l'industrie norvégienne et par Bravo-Ureta et Rieger (1990) dans deux études qui cherchaient surtout à comparer les différentes méthodes d'estimation de la fonction frontière.

Une autre façon d'estimer la frontière de production déterministe, qui s'inscrit dans l'esprit de l'approche probabiliste de Timmer (1971), consiste à estimer de façon économétrique, dans un premier temps, une fonction de production moyenne. Ensuite, plusieurs autres estimations successives sont répétées en éliminant chaque fois un certain pourcentage d'observations parmi les moins efficaces. Plus précisément, à chaque itération, seulement les observations dont les résidus issus de l'estimation précédente sont positifs ($e > 0$) sont considérées. Ces estimations vont permettre de faire en sorte que la fonction de production sera continuellement poussée vers la frontière qui reflétera les firmes les plus efficaces de l'échantillon. Supposons qu'après plusieurs régressions successives, la fonction de production frontière soit atteinte. Une estimation de l'efficacité de la firme i est donnée par le ratio Y_i^o / Y_i^f où Y_i^o est la production observée et Y_i^f est la production estimée située sur la frontière. La firme « i » sera efficace à 100% si $Y_i^o / Y_i^f \geq 1$. Par contre, si $Y_i^o / Y_i^f < 1$, alors son indice d'efficacité est donné par l'expression $(Y_i^o / Y_i^f) * 100$.

Ce type de modèle a fait l'objet de quelques applications empiriques. Amara et Romain (1990) et Romain et Lambert (1995) l'ont utilisé respectivement pour mesurer l'efficacité du secteur laitier au Québec et pour comparer l'efficacité de ce dernier à celle du secteur laitier ontarien. Plus récemment, un modèle semblable a été utilisé par Amara et al. (1999) pour mesurer l'efficacité des producteurs de pommes de terre du Québec.

La plupart des méthodes de mesure de l'efficacité technique abordées précédemment renvoient généralement à des mesures d'output, observé versus potentiel. Dans cette perspective et tel que proposé par Forsund et Hjalmarsson (1979), il serait possible de maximiser le niveau de production pour une utilisation donnée d'intrants. Sur le graphique suivant, l'entreprise située au point D et qui voudrait conserver un niveau d'utilisation $U=1$ des intrants pourrait opérer au point C. Ainsi son niveau de production passerait de YD à YC. Cependant, l'efficacité technique peut être aussi mesurée en regard de l'utilisation des intrants. En effet, il serait également possible de minimiser l'utilisation des intrants pour un niveau de production donné, c'est-à-dire produire le même extrant YD avec moins d'intrants, soit U_1 au graphique suivant. Cela placerait l'entreprise au point B au lieu de D.

Graphique n° 12 : les deux types de mesure de l'efficacité technique



Source : Forsund, F.R. et L. Hjalmarsson (1979), p. 297

Une des méthodes de mesure de l'efficacité technique qui s'inscrit dans cette deuxième perspective est celle proposée par Kopp et Diewert (1982). Elle consiste à déterminer le vecteur d'intrants efficaces pour les niveaux de production situés sur la fonction de production frontière. L'hypothèse de base est que l'utilisation inefficace des intrants soit la même pour tous les intrants, c'est-à-dire $X^t = \lambda X^o$ où X^t est le vecteur d'intrants efficaces, X^o est le vecteur d'intrants observés et λ est une constante qui reflète le pourcentage de l'utilisation efficace des intrants. Afin de dériver le vecteur d'intrants efficaces, il s'agit de résoudre simultanément le système de « n » équations formé de la fonction de production frontière et des ratios d'intrants $(X_i^t / X_1^t) = (X_i^o / X_1^o)$ lorsque « i » est supérieur à 1. Le ratio entre le vecteur d'intrants efficaces et le vecteur d'intrants observés (X^t / X^o) est une mesure de l'efficacité de la firme.

Amara et Romain (1990) a confronté cette dernière méthode avec la méthode itérative présentée précédemment pour construire des indices d'efficacité pour les producteurs laitiers au Québec. Les résultats obtenus ont montré que les indices absolus d'efficacité diffèrent légèrement, selon la méthode préconisée, mais que le rang de ces indices est très similaire. Plus récemment, Sharma et al. (1999), l'ont aussi adopté pour dériver des mesures d'efficacité technique, allocative et économique des producteurs hawaïens de porcs. À la différence de l'étude de Amara et Romain (1990) qui a utilisé une frontière de production déterministe, celle estimée Sharma et al. (1999) est du type stochastique.

Malgré le grand nombre d'études qui l'ont utilisé, l'approche paramétrique et déterministe n'a pas cessé d'essuyer de sérieuses critiques, si bien qu'elle est de moins en moins populaire auprès des chercheurs. Outre ses limites dictées par la nature déterministe de la frontière de production, limites qui sont en grande partie à l'origine de l'approche stochastique qui sera abordée dans la section suivante, l'approche paramétrique est sujette à plusieurs autres critiques. Premièrement, elle est très sensible aux observations extrêmes. Deuxièmement, l'attribution d'une forme fonctionnelle à la fonction frontière est restrictive, dans le sens que chaque forme fonctionnelle traduit implicitement un certain nombre d'hypothèses (Fried et al., 1993). Troisièmement, une importante limite de ces frontières dites déterministe est la non prise en compte des variations aléatoires (bruit) qui sont inhérentes aux mesures. Tous les écarts à la frontière sont considérés comme étant de l'inefficacité technique. Enfin, dans la formulation proposée par Aigner et Chu (1968), les perturbations uniquement négatives posent deux problèmes particuliers : le premier, d'ordre théorique, est que toute erreur de mesure de $\ln Y_i$ est incorporée dans la perturbation. Le second, d'ordre pratique, est que la fonction estimée est donc dépendante de n'importe quelles données mal mesurées (Greene, 2005).

Aigner, Lovell et Schmidt (1977), Meeusen et Van den Broeck (1977) et Battese et Corra (1977) ont proposé en lieu et place, une formulation dans laquelle les écarts de la fonction de production observés

peuvent provenir de deux sources : l'inefficacité productive (nécessairement négative) et les effets idiosyncratiques spécifiques à l'entreprise, qui peuvent être positifs ou négatifs, d'où les modèles de frontière stochastique.

ii. Les modèles de frontière stochastique

Les techniques paramétriques utilisent une approche statistique ou économétrique afin d'estimer les modèles de frontières stochastiques (Aigner, Lovell et Schmidt, 1977, N'gbo, 1994³⁶). Aigner, Lovell et Schmidt (1977), Meeusen et Van den Broeck (1977) et Battese et Corra (1977) ont simultanément développé un Modèle de Frontière Stochastique (SFM) qui, en plus de la prise en compte d'un facteur d'efficacité dans l'analyse (comme le fait l'approche déterministe), capte aussi les effets des chocs exogènes non contrôlés par les unités analysées. De plus, ce type de modèle prend aussi en compte les erreurs dans les observations et dans la mesure de l'output.

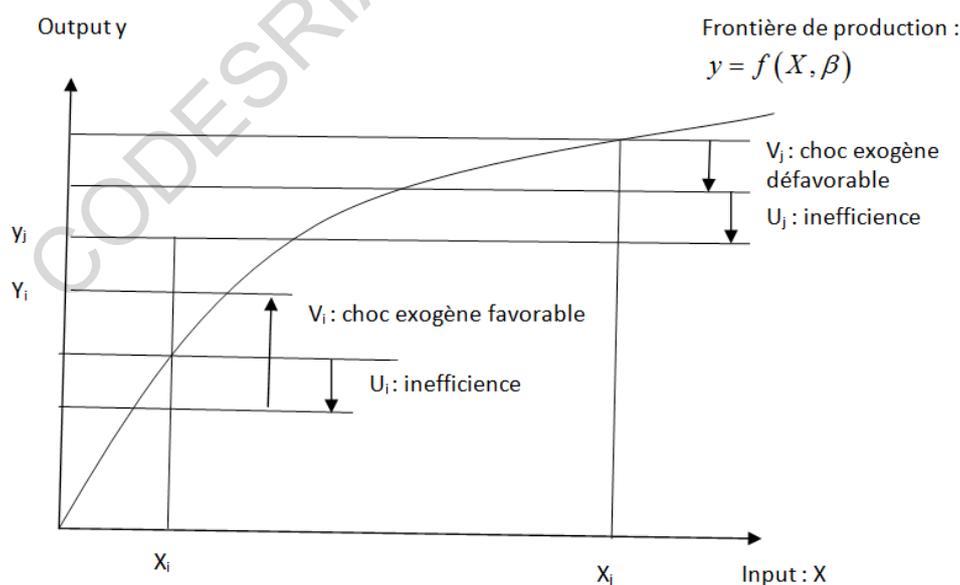
Pour le cas des fonctions Cobb-Douglas, et en termes logarithmiques, la frontière stochastique à un output peut être représentée comme suit :

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln X_{ni} + v_i - u_i \quad (3.9)$$

Le terme d'erreur $v_i - u_i$ est alors composé de l'inefficacité technique u et d'un bruit v (idd). En ce qui concerne le terme asymétrique u , une hypothèse doit être faite sur sa distribution, afin de pouvoir séparer les deux contributions à la déviation de la frontière. Le problème est qu'il n'existe pas de modèle théorique qui permette de choisir a priori une distribution particulière. Les résultats d'efficacité sont potentiellement sensibles aux hypothèses sur la distribution de la variable asymétrique. Les distributions fréquemment retenues sont la loi semi-normale, la loi exponentielle ou une loi normale tronquée³⁷(Murillo-Zamorano, 2004).

Le graphique suivant est une représentation de la décomposition du terme d'erreur.

Graphique n° 13 : frontière de production stochastique : illustration de la décomposition du terme d'erreur dans le cas de deux observations i et j



Source : Leveque et Roy, 2004

36 N'Gbo (1994) évalue l'efficacité productive des coopératives françaises dans neuf secteurs d'activité en utilisant une frontière stochastique de type Cobb-Douglas, incluant des indices de participation avec données de Panel non cylindriques (1987, 1988, et 1989)

37 Les propriétés de la loi normale tronquée semblent plus réalistes que celles de la loi semi-normale (Chaffai, 1997).

Si les deux termes de l'erreur sont supposés indépendant l'un de l'autre et des variables inputs, et l'une des distributions précitées est utilisée, alors la fonction de vraisemblance peut être défini et les estimateurs du maximum de vraisemblance peuvent être déterminés.

Dans tout les cas, pour une analyse de la mesure d'efficacité, il est nécessaire de séparer le terme d'erreur composée. Jondrow et al. (1982) ont montré que pour le cas semi-normal, la valeur attendue de u_i conditionnelle au terme d'erreur composée est :

$$E[u_i/e_i] = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda^2)} \left[\frac{\phi\left(\frac{e_i\lambda}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{-e_i\lambda}{\sigma}\right)} - \frac{e_i\lambda}{\sigma} \right] \quad (3.10)$$

Où $\phi(\cdot)$ est la densité de la loi normale standard, $\Phi(\cdot)$ la fonction de densité cumulée,

$$\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}, e_i = v_i - u_i \text{ et } \sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$$

Une fois les estimations conditionnelles de u_i obtenues, Jondrow et al. (1982) calculent l'efficacité technique de chaque producteur comme suit :

$$TE_i = 1 - E[u_i/e_i] \quad (3.11)$$

D'autres auteurs jugent l'utilisation de $\exp\{-u_i/e_i\}$ préférable à celle de $1 - E(u_i/e_i)$ pour le calcul de l'efficacité technique atteinte par chaque unité de production analysée (Murillo-Zamorano, 2004). La raison en est que l'estimateur conditionnel de Jondrow et al. (1982) n'est qu'un développement limité d'ordre un plutôt qu'un développement illimité plus général :

$$\exp\{-u_i/e_i\} = 1 - u_i + \frac{u_i^2}{2} - \frac{u_i^3}{3!} \dots\dots$$

Enfin, Battese et Coelli (1988) proposent un autre alternative d'estimation ponctuelle de TE_i . L'estimation de Battese-Coelli est préférée aux autres lorsque u_i n'est pas proche de zéro. Elle est exprimée comme suit:

$$E[\exp(-u_i)/e_i] = \frac{1 - \Phi\left(\delta + \left(\frac{\gamma e_i}{\delta}\right)\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\gamma e_i}{\delta}\right)} \bullet \exp\left(\gamma e_i + \left(\frac{\delta^2}{2}\right)\right) \quad (3.12)$$

Où $\delta = \frac{\sigma_u \cdot \sigma_v}{\sigma}$ et $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$.

Dans tous les cas, quel que soit l'estimateur ponctuel finalement utilisé, tous ont un important défaut, à savoir que malgré leur absence de biais, ils ne sont pas des estimateurs efficaces de l'efficacité technique, dans la mesure où $p \lim E(u_i/v_i - u_i) - u_i$ n'est pas nulle (Murillo-Zamorano, 2004). Toutefois, comme le montre la littérature récente, il est possible d'obtenir des intervalles de confiance pour l'une ou l'autre des trois méthodes d'estimation ponctuelle de l'efficacité technique présentées plus haut. Ainsi, Hjalmarrsson, Kumbhakar et Heshmati (1996) proposent des intervalles de confiance de l'estimateur d'efficacité technique de Jondrow et al. (1982) et Bera et Sharma (1996) pour celui de Battese et Coelli (1988). Finalement, Horrace et Schmidt (1995 et 1996) dérivent les limites supérieures et inférieures de $\exp\{-u_i/e_i\}$ à partir respectivement des limites supérieure et inférieures de u_i/e_i . Horrace et Schmidt (1996) décrivent une méthode de détermination des intervalles de confiance des niveaux d'efficacité, pendant que Horrace et Schmidt (1995) développent de multiples comparaisons avec de meilleures méthodologies présentes dans des travaux tels Jensen (2000) ou Horrace et Schmidt (2000).

Jondrow et al. (1982) ont aussi calculé l'espérance mathématique de u_i conditionnellement au terme d'erreur composée pour le cas où le terme d'erreur asymétrique suit une distribution exponentielle. Ils obtiennent le résultat suivant:

$$E[u_i/e_i] = (e_i - \theta\sigma_v^2) + \frac{\sigma_v \phi \left[\frac{(e_i - \theta\sigma_v^2)}{\sigma_v} \right]}{\Phi \left[\frac{(e_i - \theta\sigma_v^2)}{\sigma_v} \right]} \quad (3.13)$$

où $\theta = 1/\sigma_u$.

Les distributions semi-normales et exponentielles ont toute pour mode zéro. Cela entraîne des scores d'inefficacité technique spécialement dans le voisinage de zéro, ce qui peut artificiellement impliquer de hauts niveaux d'efficacité technique. De plus, la nécessité de pré-définition d'une forme de distribution dans ces spécifications peut être aussi perçue comme un inconvénient. Stevenson (1980) montre que la moyenne nulle supposée par le modèle de Aigner, Lovell et Schmidt (1977) était une restriction non nécessaire et donnait des résultats d'une distribution tronquée contrairement à la distribution semi-normale. Greene (1993) montre que les inefficacités techniques conditionnelles du modèle tronqué sont obtenues en remplaçant $e_i \lambda / \sigma$ dans l'expression 3.10 pour le cas semi-normal par :

$$u_i^* = \frac{e_i \lambda}{\sigma} + \frac{u_i}{\sigma \lambda}$$

La distribution de Gamma à deux paramètres constitue une autre tentative pour surmonter les insuffisances des distributions semi-normale et exponentielle. Le modèle de frontière Gamma a été initialement proposé par Greene (1980a) parmi les modèles de frontière déterministes :

$$y = f(X, \beta) - \mu \quad \text{où } \mu \square G(\theta, P) \quad (3.14)$$

Avec par conséquent

$$f(\mu) = \frac{\theta^p}{\Gamma(p)} \mu^{p-1} e^{-\theta\mu} \quad \mu \geq 0, \theta, p > 0 \quad (3.15)$$

Plus tard, Greene (1990) applique de même la loi gamma au modèle de frontière stochastique à erreur composée :

$$y = f(X, \beta) + v - \mu \quad \text{où } v \square N(0, \sigma^2) \text{ et } \mu \square G(\theta, P) \quad (3.16)$$

1.2.2.2. Le modèle en données de panel

En données de panel, le modèle de frontière d'efficacité peut être sans ou avec variation temporelle.

i. Le modèle d'efficacité technique sans variation temporelle

Exceptées les hypothèses fortes de distributions sous lesquelles les modèles de frontière stochastique fournissent les mesures conditionnelles d'inefficacité, comme montré précédemment, les mesures bien que non biaisées, sont des estimations non efficaces. Cependant, ces limites des modèles de frontière stochastique peuvent être contournées si l'on dispose des données en panel.

Schmidt et Sickles (1984) mettent en exergue quelques-uns des avantages des modèles de frontière stochastique en données de panel (Panel Data Stochastic Frontier Models) par rapport à ceux

en coupe transversale. Premièrement, pendant que les modèles en coupe transversale supposent que le terme d'inefficience et le niveau d'output (ou plus généralement n'importe quelle variable exogène) sont indépendants, dans le cas d'estimation en données de panel, cette hypothèse n'est pas nécessaire. Elle est spécialement utile pour introduire des régresseurs indépendants du temps dans la spécification du modèle. Deuxième, en ajoutant des observations temporelles dans la même unité, les modèles de frontière stochastique en données de panel fournissent des estimateurs efficaces du terme d'inefficience. Troisièmement en exploitant le lien entre les concepts de « terme d'inefficience unilatéral » et « d'effet entreprise », Schmidt et Sickles (1984) constatent que si les données de panel sont disponibles, aucune hypothèse de distribution n'est nécessaire pour l'effet d'inefficience et tous les paramètres pertinents de la frontière de technologie peuvent être obtenus par un simple recours aux méthodes traditionnelles en données de panel, c'est-à-dire les modèles à effets fixes, et les modèles à effets aléatoires. Nous discutons brièvement ces méthodes dans le cas des modèles de frontière stochastique en données de panel.

Considérons le modèle de frontière de fonction de production de l'équation 3.17 où le bruit statistique varie selon les unités et selon le temps, mais le terme d'erreur de l'inefficience asymétrique varie seulement selon les unités. Si l'inefficience est systématique et par conséquent les u_i sont traités comme des effets spécifiques entreprise, un modèle à effet fixe peut être mis en œuvre :

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln X_{nit} + v_{it} - u_i \quad u_i \geq 0 \quad (3.17)$$

Ainsi, en utilisant les transformations « within-group », le modèle précédent peut être estimé par MCO après avoir exprimé toutes les observations en termes d'écart par rapport à l'unité moyenne,

$$(Y_{it} - \bar{Y}_i) = \beta_n (X_{nit} - \bar{X}_{ni}) + v_{it} \quad (3.18)$$

Une procédure alternative d'estimation consiste à éliminer le terme constant en ajoutant une variable dummy pour chacune des unités de l'échantillon:

$$Y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{n=1}^N \beta_n X_{nit} + v_{it} \quad (3.19)$$

Finalement, les termes d'inefficience individuelle estimés comme suit :

$$\hat{\beta}_{0i} = \max(\hat{\beta}_{0i}) \text{ et}$$

$$\hat{u}_i = \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_{0i} \quad i = 1, 2, \dots, I$$

En plus sa simplicité, le modèle à effets fixes fournit des estimations efficaces de l'efficacité technique d'un producteur spécifique. Cependant, l'approche « effets fixes » d'estimation d'une fonction de frontière présente un inconvénient important dans les cas où la fonction de frontière contient des régresseurs indépendants du temps³⁸ : la transformation « within-group » nécessaire pour la mise en œuvre du modèle à effets fixes exclut ces variables une fois que le modèle initial est exprimé en termes d'écart par rapport à l'unité moyenne. Cet inconvénient conduit la littérature sur les frontières stochastiques en données de panel à utiliser le modèle à effets aléatoires, en supposant l'indépendance entre le terme d'inefficience et les régresseurs, les régresseurs indépendants du temps peuvent être pris en compte dans l'analyse. En réécrivant l'équation 3.17 sous la forme 3.20 ci-dessous, l'hypothèse selon laquelle les u_i sont aléatoires plutôt que fixes permet que certains régresseurs soient indépendants du temps.

$$Y_{it} = (\beta_0 - E(u_i)) + \sum_{n=1}^N \beta_n X_{nit} + v_{it} - (u_i - E(u_i)) \quad (3.20)$$

38 Le stock de capital, les facteurs institutionnels sont des exemples de régresseurs indépendants du temps.

La littérature sur les données de panel montre comment le modèle précédent peut être estimé par la méthode des doubles moindres carrés généralisés (DMCG)³⁹. Comme dans le cas du modèle à effet fixe, une estimation efficace de l'inefficience en modèle à effet aléatoire exige un échantillon très grand tant pour les séries en coupe que pour les séries temporelle. Ceci a été initialement relevé par Schmidt et Sickles (1984). Ainsi, l'avantage principal d'un modèle à effets aléatoires sur les modèles à effets fixes réside dans la prise en compte des facteurs indépendants du temps dans la spécification de la technologie. Comme inconvénient, dans le modèle à effets aléatoires, tous les u_i doivent être non corrélés avec les régresseurs, condition non nécessaire dans le modèle à effets fixes Hausman et Taylor (1981).

Les méthodes en données de panel précédentes évitent la nécessité d'hypothèses de distribution dans les spécifications et l'estimation des fonctions de frontière stochastique. Cependant, les méthodes du maximum de vraisemblance appliquées aux données en coupe peuvent être appliquées au modèle de frontière de production stochastique en données de panel, dans le but d'obtenir des estimations plus consistantes des vecteurs de paramètres et des scores d'inefficience technique pour chaque unité de production. À cet égard, Pitt et Lee (1981) dérivent l'équivalent normal-semi-normal du modèle en données de panel de Aigner, Lovell et Schmidt (1977) pendant que Kumbhakar (1987) et Battese et Coelli (1988) étendent l'analyse de Pitt et Lee au modèle de frontière stochastique normal-tronqué en données de panel. Les méthodes du maximum de vraisemblance sont aussi appliquées aux données de panel non cylindré dans Battese, Coelli et Colby (1989).

En termes d'analyse comparative, les trois approches alternatives précitées (à savoir les modèles à effets fixes, les modèles à effets aléatoires et les méthodes du maximum de vraisemblance) présentent des propriétés différentes et imposent des exigences différentes aux données. Cela fait qu'il est difficile de formuler une idée générale et claire à propos de la préférence de l'une à l'autre. A un niveau élevé, toute préférence dépendrait des circonstances particulières et du modèle de chaque analyse. La littérature empirique montre aussi qu'en dépit des différences inhérentes à chaque méthode, les trois approches sont en mesure de donner une efficacité de même grandeur, en particulier au sommet et à la base de la distribution comme le montrent Kumbhakar et Lovell (2000).

Les approches « effets fixes » et « effets aléatoires » et les méthodes du maximum de vraisemblance analysées plus haut considèrent l'inefficience technique comme indépendante du temps. Cependant, comme la dimension temps devient plus grande, il paraît plus raisonnable d'admettre la variation dans le temps de l'inefficience. Tout comme le modèle d'inefficience technique indépendante du temps, l'inefficience technique temporelle peut être estimée aussi bien par effets fixes, effets aléatoires que par maximum de vraisemblance.

ii. Les modèles d'efficacité technique à variation temporelle

Cornwell, Schmidt et Sickles (1990) était les premiers à proposer un généralisation du modèle de Schmidt et Sickles (1984) dans le but de prendre en compte l'inefficience temporelle dans un modèle de frontière stochastique en données de panel. Ce modèle utilisé dans leur article peut être spécifié comme suit :

$$Y_{it} = \beta_{0t} + \sum_{n=1}^N \beta_n X_{nit} + v_{it} - u_{it} = \beta_{it} + \sum_{n=1}^N \beta_n X_{nit} + v_{it} \quad (3.21)$$

où β_{0t} représente la constante de la frontière de production commune à toutes les unités de production de la série en coupe à la période t, et $\beta_{it} = \beta_{0t} - u_{it}$ est la constante relative à l'unité i à la période t. Cornwell, Schmidt et Sickles (1990) estiment le paramètre constant pour différents échantillons d'unités de production en coupe instantanée à différentes périodes par une fonction quadratique du temps dans laquelle les variables temps sont associées à des paramètres spécifiques aux producteurs. Cela donne la spécification suivante du terme d'erreur de l'inefficience technique.

³⁹ Une analyse complète des DMCG peut être vue sur les frontières stochastiques dans Greene (1997a)

$$u_{it} = \Phi_{1i} + \Phi_{2i}t + \Phi_{3i}t^2 \quad (3.22)$$

où les Φ sont les paramètres spécifiques du producteur en coupe instantanée. Plusieurs méthodes d'estimation dont l'approche « effet fixe » et l'approche « effet aléatoire », sont décrites par Cornwell, Schmidt et Sickles (1990) et de plus le passage de l'approche « effets fixes » à l'approche « effets aléatoires » est fait sur la base de la possibilité de prise en compte de régresseurs indépendants du temps. Ainsi, ils utilisent l'estimateur des MCG des effets aléatoires et l'Estimateur Efficace des Variables Instrumentales pour leur modèle d'efficacité technique avec régresseurs indépendants du temps.

Lee et Schmidt (1993) proposent une formulation alternative, dans laquelle les effets d'inefficacité techniques de chaque unité productive à différentes périodes sont définis par le produit de l'inefficacité technique individuelle par l'effet temps,

$$u_{it} = \delta_t u_i$$

où les δ_t sont les effets du temps représentés par des dummy temps et les u_i sont les effets fixes ou aléatoires des effets spécifiques producteur⁴⁰.

Aussi, si les hypothèses de distribution et d'indépendance sont vérifiées, les méthodes du maximum de vraisemblance peuvent aussi être appliquées pour l'estimation des modèles de frontière stochastique en données de panel où l'inefficacité technique dépend du temps. Kumbhakar (1990) suggère un modèle dans lequel les effets d'inefficacité technique supposés avoir une distribution semi-normale, varient systématiquement avec le temps, selon l'expression suivante :

$$u_{it} = \delta(t) u_i = [1 + \exp(\gamma t + \rho t^2)]^{-1} u_i \quad (3.23)$$

où γ et ρ sont des paramètres inconnus à estimer. Battese et Coelli (1992) proposent une alternative au modèle de Kumbhakar (1990) où l'inefficacité technique est supposée être une fonction exponentielle du temps et où un seul paramètre additionnel (η) est à estimer :

$$u_{it} = \delta(t) u_i = [\exp(-\eta(t-T))]^{-1} u_i \quad (3.24)$$

Avec les u_i supposés IDD suivant une distribution normale tronquée.

1.2.3. La théorie de la dualité

Les approches en données de panel ont largement contribué à une mise en œuvre meilleure et plus exacte des modèles de frontière. La théorie de la dualité a permis un pas supplémentaire dans l'admission d'une plus grande flexibilité dans l'analyse de l'efficacité économique à l'aide des méthodes paramétriques. Les représentations duales de la technologie de production tiennent entre autre compte du traitement des cas multi-produits, des inputs quasi-fixes, des objectifs de comportement alternatifs, et de l'analyse conjointe des niveaux d'efficacité technique et allocative.

L'approche dualité de l'estimation des fonctions de frontière, ses implications pour la mesure de l'efficacité technique et allocative, et l'introduction d'un degré de flexibilité énorme à l'aide des méthodes d'estimation à équations multiples, ont dominé la littérature sur les frontières stochastiques ces dernières années. Ces approches ont pour but de permettre une estimation asymptotiquement plus efficace de la technologie et de l'efficacité.

40 Une méthode des moments généralisés est proposée pour estimer le modèle de Lee et Schmidt dans Ahn, Lee et Schmidt (1993).

Le problème de la dualité consiste à déterminer la méthode préférable entre l'estimation directe de la structure de la production au moyen d'une fonction de la production, et l'estimation indirecte à travers une fonction du coût. Le choix peut être basé sur plusieurs facteurs, tels que les hypothèses d'exogénéité, la disponibilité des données, les caractères spécifiques de l'ensemble de production, ou la complexité des procédures d'estimation.

La littérature économétrique sur les fonctions « moyennes » a développé plusieurs méthodes alternatives d'estimation de la structure de l'ensemble de production en cohérence avec les principales perspectives de la théorie de la dualité. Nerlove (1963) estime les paramètres d'une fonction du coût par MCO. Cette méthode est intéressante du point de vue de sa simplicité mais elle ignore l'information supplémentaire que les équations de la part des coûts peuvent introduire dans le processus d'estimation. Berndt et Wood (1975) estiment ces parts de coûts comme un système de régressions multivariées. Cette approche présente aussi des insuffisances (Murillo-Zamorano, 2004). Finalement, Christensen et Greene (1976) introduisent une estimation conjointe des équations des parts du coût et de la fonction de coût. Cette procédure prend en compte l'estimation de tous les paramètres pertinents qui définissent la structure de production.

Les approches économétriques de frontière duale ont aussi évolué des fonctions de coût unique (Greene, 1990) aux systèmes d'équations multiples⁴¹. Cependant, d'importants problèmes de spécification et d'estimation surviennent (Murillo-Zamorano, 2004).

En ce qui concerne le problème de spécification, le travail de Schmidt et Lovell (1979) peut être considéré comme la première tentative d'analyse de la dualité entre frontière de production stochastique et fonctions du coût. Ils exploitent l'auto dualité de la forme fonctionnelle Cobb-Douglas pour estimer l'inefficience technique « input oriented » et l'inefficience allocative des inputs.

En utilisant la technologie Cobb-Douglas suivant (exprimée en termes logarithmiques) :

$$\ln Y = A + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln X_n + (v-u) \quad (3.25)$$

où Y est la production, les X_n sont les inputs du processus de production, v représente le bruit statistique et u est un terme non-négatif indiquant l'inefficience technique, Schmidt et Lovell (1979) obtiennent la représentation de la technologie du coût dual suivante, en supposant la minimisation des coûts l'efficacité allocative :

$$\ln C = K + \frac{1}{r} \ln Y + \sum_{n=1}^N \frac{\beta_n}{r} \ln \omega_n - \frac{1}{r} (v-u) \quad (3.26)$$

$\omega_n = (\omega_1, \dots, \omega_N)$ représente un vecteur de prix des inputs auquel fait face le producteur, $\beta_n = (\beta_1, \dots, \beta_N)$ un vecteur de paramètres et $r = \sum_{i=1}^N \beta_i$ indique les rendements d'échelle.

D'après la spécification duale précédente de la structure de production, l'entreprise ne peut être au-dessus de sa frontière de coût qu'en étant en dessous de sa frontière de production (définition de l'inefficience technique). Le coût de cette inefficience technique est représenté par $\left(\frac{1}{r}\right)u$, qui mesure le coût supplémentaire de production en dessous la frontière de la production.

En présence d'inefficience allocative, Schmidt et Lovell (1979) a montré que si le producteur est supposé minimiser les coûts, alors les conditions de premier ordre du problème de minimisation du coût peuvent être exprimées par un système d'équations qui impliquent (3.25) et les N-1 conditions de premier ordre :

41 Greene (1980b), Ferrier et Lovell (1990), Kumbhakar (1991b).

$$\ln \left(\frac{X_1}{X_n} \right) = \ln \left(\frac{\beta_1 \omega_n}{\beta_n \omega_n} \right) + \mathcal{G}_n \quad n = 2, \dots, N \quad (3.27)$$

où le terme \mathcal{G}_n indiquant la valeur pour laquelle la condition premier ordre de minimisation de coût n'est pas remplie⁴², représente l'inefficience allocative de la paire d'input X_1 et X_n .

De (3.25) et (3.27), il est possible d'obtenir un ensemble de fonctions de demande d'inputs, et alors l'expression suivante du coût total qui inclut à la fois le coût de l'inefficience technique

$$\left(\frac{1}{r} \right) u,$$

et le coût de l'inefficience allocative de l'input ($E - h r$), est retrouvé comme une équation analogue à (3.26),

$$\ln C = K + \frac{1}{r} \ln Y + \sum_{n=1}^N \frac{\beta_n}{r} \ln \omega_n - \frac{1}{r} (v - u) + (E\pi - \ln r) \quad (3.28)$$

$$\text{Où } E = \sum_{m=2}^N \frac{\beta_m}{r} \omega_m + \ln \left(\beta_1 + \sum_{m=2}^N \beta_m \exp(-\mathcal{G}_m) \right)$$

La fonction Cobb-Douglas utilisée par Schmidt et Lovell (1979) impose des restrictions de séparabilité stricte à une fonction de production néo-classique. Deux formes fonctionnelles sans restrictions de séparabilité a priori sont le fonction de production de type Leontief et la fonction de production translog (Christensen et al., 1971 et 1973 ; Christensen, 1973). Greene (1980b) utilise les dernières pour estimer un modèle de frontière de production sous la spécification en système d'équations multiples suivante :

$$\begin{cases} \ln Y = \ln \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln X_n + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \delta_{nm} \ln X_n \ln X_m - \varepsilon_p \\ S_n = \beta_1 + \sum_{m=1}^N \delta_{nm} \ln X_m + \zeta_p \end{cases} \quad (3.29)$$

Où ε_p capture les effets de l'inefficience technique et ζ_p représente l'écart entre les couts partagés observés (S_n) et l'optimum théorique. Selon cette spécification du modèle, ζ_p capturera les effets de l'inefficience allocative seulement dans le cas de fonctions de production homothétiques. D'autre part, si la structure de production n'est homothétique, ni les proportions d'input de Schmidt et Lovell (1979), ni les coûts partagés des facteurs ne sont indépendantes du niveau de production et donc ζ_p ne peut pas être compris comme une inefficience allocative.

En utilisant les outils de la théorie de la dualité, Greene (1980b) spécifie le système translog de coûts suivant :

$$\begin{cases} \ln C = \beta_0 + \beta_Y \ln Y + \frac{1}{2} \gamma_{yy} (\ln Y)^2 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln \omega_n + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \gamma_{nm} \ln \omega_n \omega_m + \sum_{n=1}^N \gamma_{Yn} \ln Y \ln \omega_n + \varepsilon_c \\ S_n = \beta_n + \gamma_{Yn} \ln Y + \sum_{m=1}^N \gamma_{nm} \ln \omega_m + \xi_c \end{cases} \quad (3.30)$$

42 Schmidt et Lovell (1979) supposent initialement que \mathcal{G}_n est aléatoire de moyenne nulle.

En supposant que les entreprises sont allocativement efficaces, ε_p mesurera le coût de l'inefficacité technique. Si la fonction de la production est homogène de degré r , alors $\varepsilon_c = \left(\frac{1}{r}\right)\varepsilon_p$. Cependant, si la fonction de la production n'est pas homogène, la relation entre ces termes n'est pas si claire, bien qu'elle dépende encore du degré des rendements d'échelle. Finalement, dans un contexte où l'inefficacité allocative existe et la fonction de la production est homothétique, ε_c représentera le coût des inefficacités allocative et technique telles que données par Schmidt et Lovell (1979), et ζ_c représentera précisément les effets allocatifs. Avec cette formulation, la relation entre ε_c et ζ_c n'est pas tout à fait claire. Ces relations sont plus difficiles de déterminer même quand la fonction de la production n'est pas homothétiques⁴³.

En résumé, et en supposant le cas le plus général avec inefficacité allocative, technologie flexible de production, et une spécification stochastique, les systèmes de coût qui tiennent compte de l'inefficacité des coûts peuvent s'écrire comme suit :

$$\begin{cases} \ln C = \ln C(Y, \omega) + \ln T + \ln A + v \\ S_n = S_i(Y, \omega) + \xi_c \end{cases} \quad (3.31)$$

où $\ln T > 0$ représente l'accroissement du coût dû à l'inefficacité technique, $\ln A > 0$ l'accroissement du coût dû à l'inefficacité allocative, v le bruit statistique, et ξ_c la perturbation sur les équations de coût partagé, laquelle perturbation est un mélange d'inefficacité allocative et de bruit.

En plus de ces problèmes de spécification, l'autre handicap principal associé à ces modèles est comment estimer la relation entre le terme d'erreur bivariée dans les équations de partage d'input et le terme d'inefficacité allocative non négative dans l'équation de coût. Bauer (1990) distingue trois moyens par lesquels la littérature résout ce problème.

Un premier groupe de solutions est ce que Bauer (1990) appelle solutions qualitatives. Elles ignorent le terme d'inefficacité allocative dans la fonction de coût et celui des équations de partage d'input. Cette approche est celle adoptée par Greene (1980b).

Un deuxième groupe de solutions - les solutions approximatives - modélisent les relations entre les perturbations de l'inefficacité allocative, au moyen d'une fonction qui approxime la relation réelle conformément à « l'information a priori » au sujet de sa structure. Melfi (1984) et Bauer (1985) sont cités par la revue de littérature comme des exemples de ces méthodes. Une contribution supplémentaire à cet agenda de recherche est l'approche décrite par Kopp et Mullahy (1990) où quelques-unes des hypothèses de distribution caractérisant la plupart des modèles de frontière de coût stochastique basées sur les méthodes du maximum de vraisemblance ont été relâchées par application de la méthode des moments généralisés (GMM).

Finalement, les solutions analytiques essaient de chercher la relation analytique exacte entre l'input et le terme d'erreur de l'inefficacité allocative d'un producteur spécifique. C'est cette approche qui a été utilisée par Schmidt et Lovell (1979, 1980) dans le cas où la structure de la production est définie selon une technologie Cobb-Douglas. Kumbhakar (1988) étend cette approche en incorporant l'output multiple et les inputs fixes dans un modèle de frontière stochastique où l'inefficacité allocative est modélisée.

Les outils de la dualité ont contribué à une analyse majeure et plus exacte de la mesure de l'efficacité. Cependant, d'importantes pistes restent encore à explorer.

D'après l'approche de Atkinson et Cornwell (1993 et 1994a) sur la détermination des représentations paramétriques de la mesure de l'inefficacité technique des inputs et des outputs dans un modèle de

43 Tout comme Schmidt et Lovell (1979), Greene (1980b) traitent ε_c et ζ_c comme statistiquement indépendants.

frontière de coût dual, Atkinson et Cornwell (1994b) dérivent un système translog de coûts implicites qui autorise l'analyste à obtenir et identifier conjointement des estimations paramétriques de l'output et l'inefficacité allocative d'un producteur spécifique, et l'inefficacité technique d'un producteur spécifique. Ce faisant, ils évitent les hypothèses restrictives des approches antérieures relatives à la forme fonctionnelle de la technologie et à la distribution des termes d'erreurs de l'inefficacité.

Kumbhakar (1997) étend la spécification Cobb-Douglas de la frontière de production de Schmidt et Lovell (1979) à un modèle translog de frontière de coût plus flexible, qui fournit une analyse théoriquement et économétriquement efficace de l'inefficacité allocative mais toujours sous l'hypothèse d'une invariabilité selon les producteurs.

Finalement, une analyse complète de l'estimation et de la décomposition de l'efficacité du profit au moyen des méthodes de frontière paramétrique est présentée par Kumbhakar et Lovell (2000) qui, ensemble avec Cornwell et Schmidt (1996) contient un traitement complet et exhaustif des méthodes de frontière duale de données de panel. Une application empirique récente de ces méthodes au secteur bancaire peut être trouvée dans Kumbhakar et al. (2001).

1.2.4. Les nouveaux développements : les modèles de production bayésiens, multi-produits et d'outputs indésirables

Exceptée la gamme générale d'approches paramétriques primale et duale pour la mesure d'efficacité économique présentées plus haut, et des tentatives de la littérature récente pour lever leur faiblesse principale en développant des spécifications et des procédures d'estimation plus évoluées, la nécessité de restriction sur les paramètres est encore une critique majeure à surmonter.

Le modèle Bayésien lève la contrainte d'imposition de distribution à priori au terme d'efficacité (u) du terme d'erreur composée qui caractérise les approches de frontière stochastique conventionnelle.

Van den Broeck, Koop, Osiewalski et Steel (1994) et Koop, Osiewalski et Steel (1994) sont les premiers à introduire l'analyse Bayésienne dans l'estimation des modèles stochastiques à erreurs composées sur données en coupe. Van den Broeck, Koop, Osiewalski et Steel (1994) traitent l'incertitude concernant le type de modèle à utiliser en combinant plusieurs distributions d'efficacité proposées dans la littérature. Ce faisant, ils évitent beaucoup la très critiquée procédure à deux étapes de Jondrow et al. (1982) autorisant l'inférence postérieure directe sur les efficacités des firmes spécifiques. Koop, Osiewalski et Steel (1994) décrivent l'usage des méthodes du Gibbs sampling⁴⁴ pour faire des inférences sur des modèles de frontière de coût en présence de rendements d'échelles non constants, et d'erreurs composées. Ces contributions montrent comment l'analyse Bayésienne des modèles de frontière stochastique est à la fois théoriquement et pratiquement réaliste.

Des travaux plus récents tels que Koop, Osiewalski et Steel (1997) et Fernandez, Osiewalski et Steel (1997) étendent l'usage de méthodes bayésiennes de la mesure de l'efficacité économique à un modèle de données de panel. Koop, Osiewalski et Steel (1997) montrent comment, en utilisant les différents modèles précédents, il est possible de dériver l'équivalent bayésien des modèles classiques à effets fixes et à effets aléatoires. Ainsi, les modèles bayésiens à effets fixes expérimentés dans leurs travaux sont caractérisés par une indépendance marginale préalable entre les effets individuels, supposés fixes dans le temps mais non liés d'une entreprise à l'autre. Et l'ensemble des modèles à effets aléatoires est dérivé, en supposant un lien préalable entre les effets individuels, de telle sorte que leurs moyennes puissent être fonctionnellement reliées à certaines caractéristiques de la firme.

44 L'échantillonnage de Gibbs (Gibbs sampler) est une technique permettant d'obtenir un échantillon aléatoire échantillon d'une distribution jointe en opérant des tirages aléatoires des distributions conditionnelles pleines. Gelfand et Smith (1990), Casella et George (1992) ou Koop (1994) sont des références introductives au Gibbs sampler. Une discussion de l'usage des techniques de Gibbs sampling dans les modèles de frontière stochastique sur données en coupe est fournie par Koop, Steel et Osiewalski (1995).

Fernandez, Osiewalski et Steel (1997) abordent la question de la vérification de l'existence d'une distribution préalable avant toute inférence bayésienne. Ils montrent que dans les modèles sur données en coupe, l'inférence pose des problèmes de mise en œuvre. Cependant, la disponibilité des données de panel semble éviter ces difficultés lorsqu'on les utilise en imposant une structure au modèle. En résumé, si l'on dispose de données de panel comme dans Koop, Osiewalski et Steel (1997), Fernandez, Osiewalski et Steel (1997), et aussi dans Osiewalski et Steel (1998), des avancées méthodologiques peuvent être accomplies tant par la possibilité de dépendance des niveaux d'efficacité des caractéristiques de la firme, que par l'existence d'équivalences bayésiennes aux modèles de frontière stochastique classiques à effets fixes et à effets aléatoires.

Les travaux précités ont appliqué différents modèles bayésiens de mesure d'efficacité économique à des ensembles divers de données ; cependant aucun d'eux ne se livre à mettre en œuvre une comparaison systématique de toutes ces techniques pour un même ensemble de données. Kim et Schmidt (2000) le font, en appliquant un grand nombre de modèles Bayésiens à trois séries de données précédemment analysées, et comparent l'estimation ponctuelle et l'estimation par intervalle de confiance des niveaux d'efficacité technique. Toutes les méthodes classiques et bayésiennes, sont mises en œuvre dans le but de comprendre la relation entre les hypothèses sous-jacentes à ces modèles et les résultats empiriques.

En dépit de son incorporation récente au corps des méthodes employées pour la mesure d'efficacité économique par la méthode des frontières, les modèles Bayésiens sont la base de certaines recherches appliquées plus récentes et prospères. Koop, Osiewalski et Steel (1999, 2000), Kleit et Terrell (2001), Tsionas (2001, 2002) sont juste quelques exemples de cette littérature naissante. A cet égard, Koop, Osiewalski et Steel (1999) utilisent la méthode des frontières stochastiques bayésiennes pour décomposer la variation de la production en variations d'input, technique, efficace. Sur la même base, Koop, Osiewalski et Steel (2000) cherchent à améliorer la compréhension des modèles de croissance économique en supposant une frontière de la production selon les inputs effectifs au lieu des inputs mesurés.

Les méthodes Bayésiennes permettent aussi à la modélisation des frontières paramétriques de traiter les cas multi-produits et les produits indésirables. L'extension de modèles Bayésiens au cas multi-produits est plus compliquée dans la mesure où les distributions multivariées doivent être utilisées et plusieurs façons de définir l'efficacité existent. Koop (2001), Fernandez, Koop et Steel (2000a, 2000b, 2002a) sont quelques unes des références plus récentes dans la spécification et l'estimation des modèles de frontières stochastiques bayésiens multi-produits. Fernandez, Koop et Steel (2000b, 2002b) élargissent cette méthodologie au cas où certains biens produits peuvent être indésirables. Cette extension comme le montrent Fernandez, Koop et Steel (2002b), n'implique pas seulement des débats sérieux sur comment définir la technologie de production pour transformer les inputs en outputs, mais aussi comment mesurer l'efficacité relative à cette technologie, et comment distinguer entre efficacité technique et efficacité environnementale.

Contrairement à la littérature antérieure qui suppose une perspective économétrique classique avec des hypothèses restrictives de forme fonctionnelle (exemple, Kumbhakar, 1996 ; Löthgren, 1997; Adams, Berger et Sickles, 1999) ou une approche non-stochastique qui estime directement la fonction de production (exemple, Fare et Primont, 1990), les approches Bayésiennes précitées déterminent les propriétés d'échantillon exactes de toutes les caractéristiques d'intérêt et en surmontent quelques-uns des problèmes statistiques conséquents avec estimation de modèles classiques de frontière stochastique.

Alternativement à l'analyse bayésienne, d'autres études tel que Hailu et Veeman (2000), Coelli et Perelman (2000) ou Sickles, Good et Getachew (2002) entreprennent aussi d'analyser les technologies multi-produits au moyen de modèles de frontière paramétriques. Hailu et Veeman (2000) utilisent une méthode paramétrique incorporant à la fois les outputs désirables et ceux non désirables. Coelli et Perelman (2000) illustrent l'utilité des fonctions de distance économétriques dans l'analyse de

la production dans les industries multi-produits, où les hypothèses de comportement telles que la minimisation de coût ou la maximisation de profit, sont invraisemblable d'applicable. Finalement, Sickles, Good et Getachew (2002) modélisent une technologie multi-produits en utilisant une fonction de distance stochastique semi-paramétrique où les estimateurs de noyau multivariés.

1.3. Les évidences empiriques

En éducation, les recherches utilisant le DEA se sont développées aux Etats-Unis à partir du début des années 1980 (Charnes, Cooper et Rhodes, 1981; Bessent, Bessent, Kennington et Reagan, 1982 et Bessent, Bessent, Elam et Long, 1984). Celles-ci ont été réalisées sur l'ensemble du système éducatif à savoir du niveau primaire (Mancebon et Mar Molinero, 2000) jusqu'au niveau de l'éducation supérieure (Johnes, 2006). Les sujets couverts concernent aussi bien la relation entre la performance et la taille de l'école (Barnett et al., 2002), que celle entre le degré de compétition entre les écoles et l'efficacité (Bradley et al., 2001) ou encore le lien entre l'efficacité et la neutralité fiscale (Chalos et Cherian, 1995). Si la méthodologie du DEA présente certains avantages comme la possibilité de tenir compte du caractère multidimensionnel de l'éducation en utilisant plusieurs outputs et inputs, celle-ci a également été la cible de diverses critiques. Par exemple, certaines recherches ont montré que la performance du DEA peut être altérée en présence d'erreurs de mesure ou dans le cas de données complexes typiques au contexte de l'éducation (Bifulco et Bretschneider, 2001 et 2003; Ruggiero, 2003). Pourtant, il semblerait que l'agrégation des données peut avoir un effet de lissage sur la production avec une erreur de mesure, suggérant que les analyses d'efficacité sont plus fiables qu'initialement supposé (Ruggiero, 2006). D'autres relèvent le caractère *relatif* des scores d'efficacité obtenus avec le DEA. Il est vrai que la capacité du DEA à mesurer l'efficacité est dépendante de la nature de la production observée. C'est peut être ce qui explique que plusieurs études se sont intéressées à la comparaison entre l'analyse DEA et celle de régression (Thanassoulis, 1993; Bates, 1997; Pedrajachaparro et al., 1999; Mizala et al., 2002). Il ressort des différentes recherches que les préoccupations de politiques publiques sont souvent au cœur des analyses empiriques. Dans le domaine de l'éducation, la généralisation des études tend d'ailleurs à prouver combien l'évaluation des systèmes scolaires est devenue un enjeu de société et donc implicitement un sujet important de recherche. Dans la mesure où le système scolaire mobilise d'importantes ressources, la mise en place d'une politique d'éducation suppose une évaluation appropriée de l'institution scolaire. La détermination de l'efficacité a généralement pour objectif l'élaboration de réformes ou la volonté d'appréhender l'impact de celles déjà existantes. Par exemple, l'étude de Primont et Domazlicky (2006) s'inscrit dans le cadre de la loi "Aucun enfant laissé pour compte" (No Child Left Behind) introduite aux Etats-Unis en 2002. Cette loi vise à améliorer la performance académique de tous les élèves des écoles publiques et met l'accent sur l'acquisition de compétences en mathématiques et en lecture. Elle propose de tester le niveau des établissements dans le but de permettre aux écoles obtenant de faibles résultats de bénéficier d'aides financières. Les sanctions et récompenses découlant de ces mesures font cependant l'objet de vives critiques (Kane et Staiger, 2002). On trouve d'autres exemples en Grande-Bretagne (Jesson, Mayston et Smith, 1987; Bates, 1997), en Espagne (Mancebon et Bandres, 1999) ou au Chili (Mizala et al., 2002).

Les inputs généralement utilisés peuvent être regroupés en trois catégories: les inputs de capital humain, les inputs de capital physique et les inputs relatifs à la législation du système éducatif. Concernant les outputs, même si la majorité des études utilise une mesure des acquis cognitifs telle que les résultats à des tests, certains auteurs utilisent également des mesures des acquis non cognitifs ou des outputs post-scolaires.

L'impact des effets de pairs sur la performance a été mise en évidence dans la littérature EPF (educational production function) qui trouve un effet significatif de la composition de la classe et/ou de l'école sur la réalisation éducationnelle des élèves (Summers et Wolfe, 1977; Henderson, Mieszkowski et Sauvageau, 1978; Dynarski, Schwab et Zampelli, 1989). Dans la littérature des mesures d'efficacité, les effets de pairs sont parfois utilisés dans le DEA. En effet, certains auteurs considèrent que dans la mesure où

l'environnement joue un rôle dans le processus éducationnel, il est dès lors normal d'en tenir compte. En revanche, d'autres recherches estiment que dans la mesure où les inputs non discrétionnaires ne sont pas contrôlés par l'école, il est préférable d'utiliser cette information dans une seconde étape (un modèle de régression) afin d'expliquer les différences de scores d'efficacité entre les écoles.

Concernant l'environnement de l'école au niveau du quartier ou de la commune, les résultats empiriques sont peu nombreux. RAY (1991) combine une analyse DEA avec un modèle de régression pour estimer l'efficacité relative de districts d'écoles publiques du Connecticut. Le DEA est réalisé uniquement avec des inputs discrétionnaires et les scores sont ensuite reliés à des facteurs socioéconomiques dans un modèle de régression. Ses résultats indiquent que l'efficacité varie systématiquement avec les caractéristiques socio-économiques des villes. Kirjavainen et Loikannen (1998) étudient les différences d'efficacité entre les écoles secondaires Finlandaises avec le DEA et expliquent le degré d'inefficacité par un modèle statistique Tobit dans une seconde étape. Les auteurs utilisent à la fois des caractéristiques de l'école (notamment la taille de la classe et celle de l'école) et des caractéristiques de la commune (la densité et le fait qu'il s'agisse d'une communauté rurale ou urbaine). Bradley et al. (2001) utilisent à la fois des caractéristiques de l'école (comme la composition de genre de l'école) ainsi que certaines caractéristiques de la communauté (la densité de population afin de capturer l'effet rural-urbain sur l'efficacité technique). Waldo (2001) utilise également des caractéristiques locales. La littérature qui s'intéresse au processus de choix résidentiel propose un cadre analytique théorique intéressant. L'éducation y est considérée à la fois comme un investissement privé, un bien public fourni au niveau national financé par les taxes sur lesquelles les agents votent et également dans de nombreux aspects un bien public local affecté de manière significative par la composition du groupe (Benabou, 1993). En effet, si les ménages aux caractéristiques identiques choisissent de se regrouper (Tiebout, 1956), les individus hautement qualifiés (c'est-à-dire avec de hauts salaires) vont vivre dans des régions différentes des individus peu qualifiés (c'est-à-dire avec de bas salaires). Cette ségrégation spatiale est alors entretenue par des différences dans le prix des logements (Benabou, 1993 et 1995) et peut agir sur l'efficacité à travers 3 principaux canaux.

Le premier canal concerne le financement de l'éducation (lien entre environnement et inputs). Il est possible que par un phénomène électoral, les individus de la commune *riche* consacrent davantage de ressources à l'éducation que les individus de la commune *pauvre*. Selon Tiebout (1956), la décentralisation d'un bien public local, qu'il soit éducatif ou non éducatif, tend à accroître le degré de ségrégation socio-économique entre les communes. Benabou (1995) va même plus loin en précisant que la décentralisation d'un bien public local d'apparence bénigne (c'est-à-dire n'entrant en rien dans la formation du capital humain) entraîne une ségrégation qui peut à son tour amener à des disparités potentiellement considérables entre les niveaux des inputs éducatifs non marchand de capital social. On peut raisonnablement s'attendre à ce qu'il y ait un financement des écoles plus important dans les communes riches (sur-investissement) que dans les communes pauvres (sous investissement).

Le second canal concerne la productivité de l'investissement éducatif (lien entre environnement et outputs). Si le niveau moyen de capital humain de la commune *riche* est plus élevé que celui de la commune *pauvre*, la productivité des dépenses éducatives sera alors supérieure dans la commune *riche* pour un même niveau de dépenses. Ces externalités de proximité pourraient avoir des implications en termes de politique publique car une augmentation des dépenses dans la commune défavorisée sera peu payante du fait que la productivité des dépenses y est faible (Duranton, 1997).

Finalement, le dernier canal concerne le lien entre l'environnement et les pairs. La composition de la commune aura des répercussions sur la composition des individus des écoles et il est vraisemblable qu'il y ait une forte corrélation entre les caractéristiques des élèves de l'école de la commune avec les caractéristiques des parents qui habitent cette même commune. Les effets de pairs et les effets d'externalité de proximité devraient donc être corrélés. Cependant, si la mobilité est élevée, il est possible que les élèves qui habitent une commune aillent étudier dans l'école de la commune voisine et que les élèves de la commune proviennent en partie des communes voisines. L'environnement aura

donc des répercussions à la fois sur les inputs, les écoles (à travers les effets de pairs) et les outputs. Ne se limiter qu'aux effets de pairs ne permet pas, a priori, de prendre en considération les effets indirects pouvant avoir un impact sur l'efficacité des écoles.

2. Evaluation empirique de la relation entre le statut des enseignants et l'efficacité de la production d'éducation primaire au Bénin

La section précédente nous a éclairés sur les aspects théoriques de l'efficacité, une notion de grande importance dans le processus de production en économie ; des faits empiriques ont de même apporté des éclaircissements aussi bien dans le domaine de l'éducation que dans d'autres domaines de l'économie. Dans la présente section, nous nous investissons à mettre en évidence l'impact du statut de l'enseignant, principal facteur du processus de production éducationnelle par le rôle directeur qu'il joue dans ce processus, sur l'efficacité de la production éducationnelle au niveau de l'enseignement primaire au Bénin. Cet exercice nécessite aussi bien une démarche méthodologique rigoureuse qu'il convient de décrire ; après avoir décrit la démarche méthodologique, nous procéderons à une analyse empirique de la relation entre efficacité de la production éducationnelle et statut de l'enseignant.

2.1. Démarche méthodologique

On dit d'une entreprise qu'elle est techniquement efficace lorsqu'elle se situe sur sa frontière des possibilités de production, c'est-à-dire qu'avec une quantité déterminée de facteurs, elle obtient le plus haut niveau d'output réalisable. En comparaison des rapports de productivité apparente, la notion de frontière permet de dégager une seule mesure de l'efficacité qui prend simultanément en compte l'ensemble des facteurs pertinents. On élimine ainsi le risque d'avoir à porter une appréciation de synthèse à partir d'indicateurs non convergents de productivité apparente de chaque facteur (Leusueur et Plane, 1995). Une telle analyse appliquée à la production éducationnelle amène à considérer l'école comme une entité de production où l'on peut s'essayer à mesurer l'efficacité du système de production éducationnelle.

Deux paradigmes sont concurrents dans la manière de construire la frontière et d'en dériver la mesure des efficacités relatives. Le premier implique le recours aux techniques de programmation mathématique et procède de l'extension des travaux initiaux de Farrell (1957). Le second requiert l'utilisation de l'économétrie. La préférence donnée à l'un ou à l'autre de ces paradigmes a fluctué au cours du temps en liaison avec le développement de la recherche opérationnelle et des techniques d'estimation économétrique.

L'approche non paramétrique a pour principal avantage de ne pas exiger la spécification d'une technologie de production ; cet élément de souplesse est d'autant plus appréciable que dans un échantillon hétérogène, la forme fonctionnelle qui conviendrait à la majorité des entreprises n'est pas forcément pertinente pour un sous-ensemble d'observations. En contrepartie, la démarche souffre de certaines lourdeurs de traitements informatiques qui ont longtemps fait figure de repoussoir. La frontière s'avère par ailleurs sensible à des perturbations statistiques aléatoires résultant d'épiphénomènes totalement étrangers à la manière dont est gérée l'organisation. Ces inconvénients ont été en grande partie levés avec le développement de la méthode du DEA dont l'article de Seiford et Thrall (1990) donne une présentation instructive.

L'approche paramétrique de la frontière de production et des mesures relatives d'efficacité repose sur l'estimation d'une fonction de production. Fixer la forme fonctionnelle de la technologie est bien sûr une démarche restrictive. Les mesures de l'efficacité sont relatives à des observations empiriques et n'ont qu'un rapport ténu avec la frontière des possibilités de production au sens de la théorie néoclassique (Bos, 1988). Cet inconvénient se trouve accentué par le fait que toute mesure est conditionnée par une

seule combinaison productive que l'on obtient par translation de la fonction de production jusqu'au point de tangence à la courbe le plus élevé. En contrepartie, l'estimation d'une fonction de production permet de corriger les degrés d'efficacité technique de l'impact structurel des variables exogènes à la gestion interne.

Eu égard à cette comparaison des approches non paramétriques et paramétriques d'analyse de l'efficacité, nous avons porté notre choix d'outil d'analyse sur les méthodes paramétriques, ce qui justifie le recours aux modèles de frontière stochastique.

2.1.1. Le modèle de frontière stochastique

Initialement, les considérations d'efficacité ont été introduites dans la littérature économique à la fin des années 60. L'efficacité telle que définie par Farrell (1957) est le succès (d'une firme) « à produire un output aussi grand que possible à partir d'un ensemble d'inputs donnés » (p. 254). Alors que l'efficacité est une mesure de résultat, l'efficacité productive d'une unité de production représente une mesure des moyens mis en œuvre (les inputs) pour produire une ou plusieurs ressources (les outputs).

Pour pouvoir appliquer ce concept au système éducatif, les écoles doivent être considérées comme des firmes spécialisées dans la production d'éducation (Schultz, 1963). Autrement dit, celles-ci sont vues comme des entités réalisant un processus de production (en l'occurrence éducationnel) afin de transformer les ressources ou inputs en une production de capital humain ou outputs. L'objectif des analyses d'efficacité revient alors à mettre en relation les ressources limitées allouées au système éducatif avec des mesures de la production de capital humain.

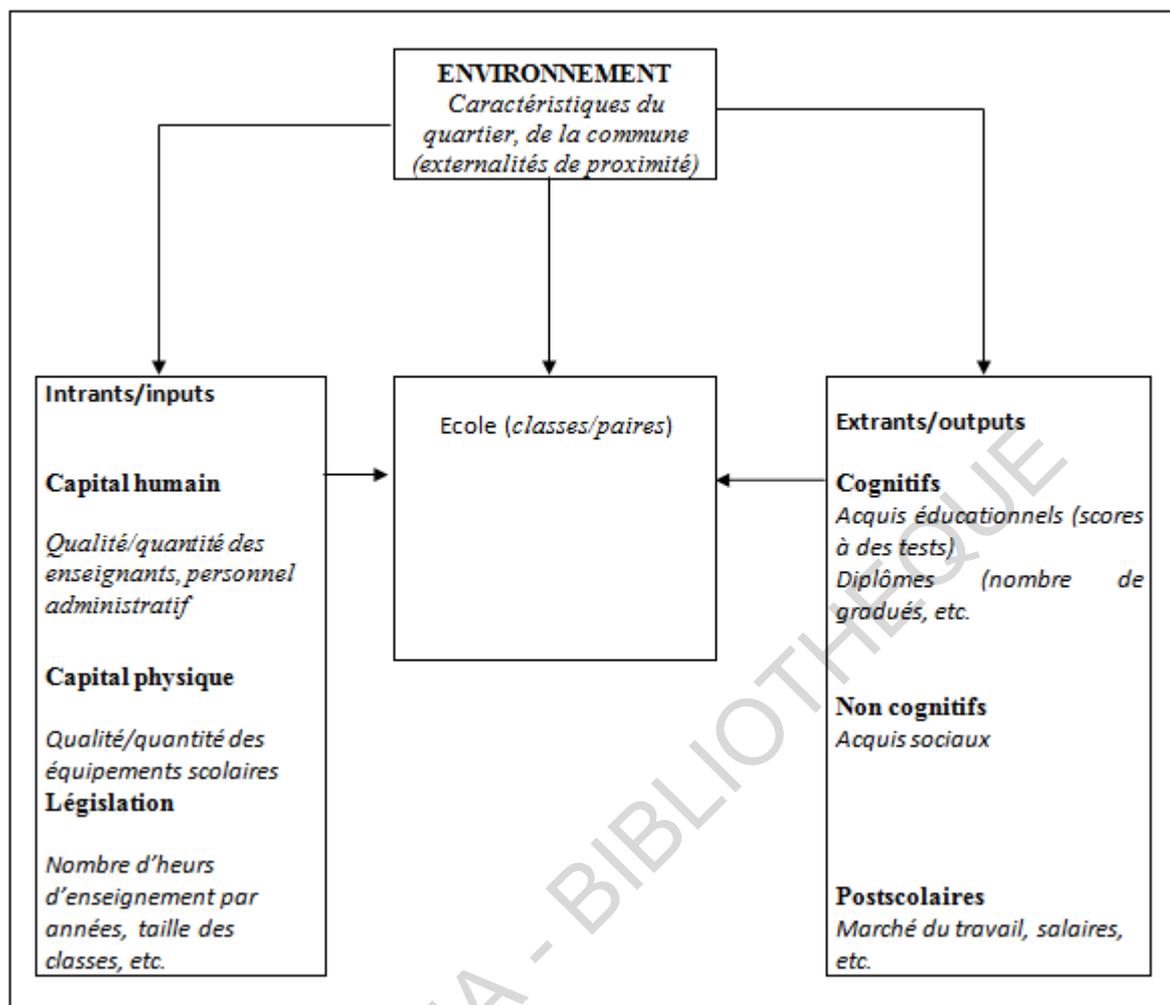
2.1.1.1 Le cadre conceptuel

Étant donné la relative connaissance du processus de processus d'acquisition, l'école est généralement considérée comme une boîte noire. Il n'est cependant pas nécessaire de connaître ce processus pour déterminer si une école est efficace ou non.

En revanche, le processus de production renvoie à la question complexe de l'identification (que souhaite-t-on mesurer ?) et de la mesure (comment le mesure-t-on ?) de la production éducationnelle au niveau de l'école. Plusieurs critères doivent être pris en considération et trois ont retenu notre attention dans la littérature ; Le premier est l'exhaustivité afin de tenir compte du caractère multidimensionnel de l'éducation. Le second est la stabilité afin d'avoir le minimum de variabilité dans le temps. Le troisième est la fiabilité afin d'avoir la meilleure mesure possible dans un souci de précision. La conceptualisation ainsi que la mesure, à la fois de la production et des ressources, font partie des problèmes récurrents de nombreuses études d'efficacité en économie de l'éducation (Hanushek et al. 2003).

Le graphique suivant présente un cadre conceptuel du processus inputs-outputs. Les inputs généralement utilisés peuvent être regroupés en trois catégories : les inputs de capital humain, les inputs de capital physique et les inputs relatifs à la législation du système éducatif. Concernant les outputs, même si la majorité des études utilisent une mesure des acquis cognitifs telle que les résultats à des tests, certains auteurs utilisent également des mesures des acquis non cognitifs ou des extraits postsecondaires.

Graphique n° 14 : cadre conceptuel du processus inputs-outputs



Source : Meunier, 2007

2.1.1.2 Description du modèle de frontière stochastique

Aigner, et al. (1977) (ALS) et Meeusen et al (1977), ont proposé indépendamment et simultanément un modèle de frontière qui prend en considération à la fois les éléments considérés comme exogène au processus de production (terme d'erreur symétrique) et les éléments représentés par l'efficacité technique. Ces modèles sont appelés modèle de frontière Stochastique ou modèle de frontière à erreur composée. Dans cette approche, l'erreur est composée de deux termes indépendants, le premier terme représente l'inefficience (terme d'erreur asymétrique) et le second terme aléatoire, capte tous les facteurs qui ne sont pas sous le contrôle du producteur (terme d'erreur bilatéral).

Conformément à ces raisonnements, l'addition du terme d'erreur symétrique avec le terme symétrique représentant l'inefficience, on obtient le modèle à erreur composé suivant :

$$y_i = f(x_{ji}\beta_j)\exp(\varepsilon_i) \quad (3.32)$$

Avec $\varepsilon_i = v_i - u_i, u_i \geq 0$ et $y_i \in \mathbb{R}^+$, dénote la performance d'un élève, x_{ji} le vecteur d'input utilisé pour former l'élève et β_j un vecteur de paramètres inconnus à estimer, définissant la structure de la « technologie » de production d'éducation. La composante v_i symbolise le bruit aléatoire symétrique, les v_i sont supposés être iid selon $N(0, \sigma_v^2)$

La composante u_i est supposée être distribuée indépendamment de v_i , et elle est asymétrique. i.e. $u_i \geq 0 \forall i$.

Selon la littérature empirique, différentes distributions ont été adoptées pour le terme u_i . Les distributions les plus usitées sont la loi semi-normale, la loi normale tronquée autour de d'une valeur différente de zéro, la loi exponentielle, et enfin la loi gamma.

La logique économique derrière cette spécification est que le processus de production est soumis à deux bruits aléatoires économiquement distinguables, ayant des caractéristiques différentes. D'un point de vue pratique, une telle distinction facilite grandement l'estimation et l'interprétation de la frontière. Le bruit u_i , positif reflète le fait que l'output de chaque firme doit être sur ou en dessous de la frontière $[f(x, \beta) + v_i]$ et n'importe quelle déviation de la frontière est le résultat des facteurs qui sont sous du contrôle de la firme.

Ainsi, l'efficacité technique est mesurée, dans le modèle de frontière stochastique, par le ratio

$$\frac{y_i}{f(x, \beta) + v_i}$$

2.1.1.3. Estimation de l'efficacité technique par la méthode du Maximum de vraisemblance

À l'instar de ALS (1977), posons que v_i suit une loi normale $N(0, \sigma_v^2)$ et u_i (l'inefficacité technique) suit une distribution semi-normale, alors que Meeusen a. (1977) ont adopté une distribution exponentielle pour les u_i .

Une fois que les coefficients de la frontière sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance, l'inefficacité technique u_i spécifique à chaque observation peut être estimée soit par le mode ou la moyenne de u_i , et ce, suivant la démarche proposée par Jondrow et al. (1982), ce qui permet de séparer le terme d'erreur composé ε_i , et donc d'estimer u_i de chaque observation.

2.1.3.1 - Cas d'une loi semi-normale-normale

Dans le cas suivant : $v_i \rightarrow N(0, \sigma_v^2)$ et $u_i \rightarrow |N(0, \sigma_u^2)|$

Ces auteurs ont proposé d'utiliser soit la moyenne soit le mode de la distribution conditionnelle de u pour estimer u_i individuelle :

$$E(u_{i|\varepsilon_i}) = \sigma \left[\frac{\phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)} - \frac{\varepsilon\lambda}{\sigma} \right] \quad (3.33)$$

Où ϕ et Φ représentent respectivement la fonction de densité d'une loi normale standard et sa fonction de répartition.

Avec $\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma} = -\frac{u_*}{\sigma_*}$ et $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ et $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $u_* = -\frac{\sigma_u^2 \varepsilon}{\sigma^2}$ et $\sigma_*^2 = \frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{\sigma^2}$

Le second estimateur de u_i est le mode :

$$M(u_{i/\varepsilon_i}) = \begin{cases} \varepsilon \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} & \text{si } \varepsilon \leq 0 \\ 0 & \text{si } \varepsilon > 0 \end{cases} \quad (3.34)$$

Une fois que les estimateurs de \hat{u}_i sont obtenus, l'estimation de l'efficacité technique est obtenue par l'équation suivante :

$$TE_i = \exp(-\hat{u}_i) \quad (3.35)$$

Battese et coelli (1988) ont proposé une autre formule pour estimer l'efficacité technique spécifique à chaque producteur, comme suit :

$$TE_i = E[\exp\{-u_{i/\varepsilon_i}\}] = \left[\frac{1 - \Phi(\sigma_* - \mu_* / \sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_* / \sigma_*)} \right] \exp\left\{ \mu_* + \frac{1}{2} \sigma_*^2 \right\} \quad (3.36)$$

2.1.3.2 - Cas d'une loi exponentielle-normale

Dans ce cas, le terme d'erreur représentant l'inefficacité technique suit, maintenant, une distribution exponentielle dépendante d'un seul paramètre de dispersion, avec une fonction de densité (Jondrow et al., 1982) :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma_u} e^{-x/\sigma_u} \quad (3.37)$$

Comme pour le cas d'une distribution semi-normale, la moyenne ou le mode est utilisé afin d'estimer u_i pour chaque observation :

En effet, la moyenne et le mode de cette distribution sont respectivement égaux à :

$$E(u_{i/\varepsilon_i}) = \sigma_v \left[\frac{\phi(A)}{1 - \phi(A)} - A \right] \text{ et } M(u_{i/\varepsilon_i}) = \begin{cases} -\varepsilon - \frac{\sigma_v^2}{\sigma_u} & \text{si } \varepsilon \leq -\frac{\sigma_v^2}{\sigma_u} \\ 0 & \text{sin on} \end{cases}$$

Avec $A = \frac{\varepsilon}{\sigma_v} + \frac{\sigma_v}{\sigma_u}$ (Jondrow et al., 1982)

Il paraît clairement que ces méthodes d'estimation de la frontière dépendent de la distribution spécifiée pour l'inefficacité technique u_i ; en conséquence, différentes spécifications de la loi de distribution vont entraîner différentes frontières estimées, et par suite la mesure de l'inefficacité qui en découle est également différente (Atkinson et al., 1979).

L'étape suivante consiste à remplacer soit le mode ou la moyenne dans la formule suivante : $TE_i = \exp(-\hat{u}_i)$ afin d'obtenir, comme auparavant, une estimation de l'efficacité technique spécifique à chaque producteur.

2.1.2. Estimation de l'effet du statut sur l'efficacité de la production éducationnelle

L'estimation de l'effet du statut de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle nécessite d'abord celle de la fonction (la frontière) de production. Une fois la fonction de production

éducationnelle estimée sur l'échantillon de classes par la méthode de frontière stochastique, le facteur d'inefficacité est calculé comme précédemment indiqué ; nous procédons par la suite à une estimation de la relation entre l'efficacité de la production éducationnelle et le statut de l'enseignant ; formellement, il s'agit d'estimer la relation suivante :

$$\hat{u}_i = f(x_i) + \eta_i \quad (3.38)$$

Où x est un ensemble de variables explicatives susceptibles d'influencer l'efficacité de la production éducationnelle dans l'enseignement primaire. Au nombre de ces variables se trouve le statut de l'enseignant, c'est-à-dire si l'enseignant est permanent ou non. D'autres variables de niveau classe interviendront dans la modélisation pour expliquer l'efficacité de la production éducationnelle.

En résumé, la procédure d'estimation consiste à estimer dans un premier temps la frontière de production stochastique en adoptant les hypothèses sur la distribution du terme d'inefficacité, puis à calculer le terme d'inefficacité afin de le régresser sur les facteurs susceptibles d'impacter l'efficacité de la production éducationnelle, dont le statut de l'enseignant.

2.1.2.1. Les variables et les données du modèle

i- Les variables

L'analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle requiert la définition deux catégories de variables principales : d'une part, une variable dite à expliquer (dépendante) représentant le facteur d'inefficacité de l'école (l'école est représentée ici par la classe sur laquelle porte l'analyse), notée u , et d'autre part, un ensemble de variables dite explicatives, dont le type de contrat de l'enseignant, c'est-à-dire si l'enseignant est permanent ou non.

Pour avoir une mesure du facteur d'inefficacité, il faut d'abord estimer le modèle de frontière de production stochastique suivant :

$$scoreclasse = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + v_i - u_i \quad (3.39)$$

Où $scoreclasse$ représente l'output de la classe représentée par le score moyen d'une classe à l'issue des tests de compétence effectués sur les élèves de la classe.

X_i représente les facteurs de performance d'une classe, $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ des paramètres à estimer, la composante v_i symbolise le bruit aléatoire symétrique, les v_i sont supposé être *iid* selon $N(0, \sigma_v^2)$ la composante u_i est supposée être distribuée indépendamment de v_i , et elle est asymétrique, c'est-à-dire $u_i \geq 0 \forall i$.

Dans une analyse d'efficacité, les inputs doivent quant à eux représenter les caractéristiques du système éducatif ayant un impact dans le processus de production éducationnelle. Un des problèmes de la recherche académique est que la sélection de ces inputs est souvent contrainte par la disponibilité des informations dans les bases de données utilisées.

Bien qu'il s'agisse d'une étape importante de la modélisation, le choix des inputs ne fait pas l'unanimité dans la littérature. Il existe, d'ailleurs, une scission méthodologique découlant précisément de ce choix. D'un côté, les études qui proposent de n'utiliser dans les analyses d'efficacité que des inputs sous le contrôle des écoles (inputs discrétionnaires), de l'autre, les études qui suggèrent d'utiliser à la fois des inputs discrétionnaires et des inputs non discrétionnaires, c'est-à-dire qui ne sont pas sous le contrôle des écoles⁴⁵.

45 Ceci a été dans une certaine mesure signalée dans la revue de littérature, mais il convient de le préciser davantage afin de procéder au choix des variables.

En fonction des données disponibles dans les bases de données utilisées, nous retenons un ensemble d'inputs susceptibles de rendre compte globalement de l'essentiel des inputs généralement utilisés dans la littérature. Le choix de ces inputs, loin d'être arbitraire, est justifié par le rôle avéré qu'ils jouent dans le processus de production éducationnelle d'après la littérature. Il s'agit de:

- *L'ancienneté de l'enseignant* : l'ancienneté de l'enseignant est une variable fondamentale à prendre en compte dans l'estimation de la production éducationnelle d'une classe dans la mesure où l'enseignant, en tant qu'organisateur de la classe, est au cœur du processus de transmission de la connaissance ; son efficacité est liée à son ancienneté lorsqu'on se réfère aux différentes théories sur l'effet d'expérience ; l'expérience est dans une grande mesure liée à l'ancienneté dans la fonction, et un enseignant ayant une ancienneté assez élevée est supposée transmettre plus facilement la connaissance aux apprenants, mais certaines analyses montrent que l'ancienneté exerce un effet positif mais limité : en moyenne, les enseignants voient leur capacité à faire progresser les élèves croître dans les cinq ou six premières années d'activité, mais au-delà de ce seuil, les années d'exercice ne sont plus accompagnées de gains d'efficacité significatifs (Jarousse et al. 1999). L'effet de cette variable est donc supposé non linéaire.
- *La collaboration entre enseignants* : un indicateur de collaboration entre enseignants est pris en compte dans l'estimation de la production éducationnelle de la classe ; en général, la collaboration entre les enseignants à travers la tenue de réunions pédagogiques a pour effet de mutualiser les expériences des enseignants et favoriser ainsi la transmission de la connaissance (PASEC, 2005).
- *L'absentéisme de l'enseignant* : L'absentéisme de l'enseignant, étant un élément conditionnant le temps scolaire, affecte bien souvent les résultats scolaires des élèves dans la mesure où celui-ci réduit le nombre d'heures de cours réellement effectué par les élèves en classe. Les raisons d'absentéisme peuvent être d'ordres familiaux, administratifs (grève, perception de salaire,...) ou pédagogiques (formation, réunions, ...). Si l'absentéisme de l'enseignant est volontaire, il est perçu comme une facette de tir au flanc, et ne saurait rester sans effet sur la production éducationnelle ; généralement, un enseignant absentéisme consacra moins de temps non seulement à l'exercice de sa fonction dans les salles de classes, mais aussi à la préparation de son cours surtout dans le cas où il consacre son temps à des activités lui procurant plus de revenu que ce qu'il gagne dans l'exercice de sa fonction.
- *Les caractéristiques de l'enseignant* : les variables retenues sont le genre, l'âge de l'enseignant, le bénéfice de primes, l'exercice d'activités complémentaires et le niveau académique. On anticipe qu'une enseignante exerce une influence positive sur les filles qui s'identifient plus facilement à elle qu'à un enseignant.

L'effet de l'âge de l'enseignant est mesuré ici par l'introduction à la fois d'une variable d'âge en années de l'enseignant et du carré de l'âge ; cette procédure permet de prendre en compte la non linéarité de l'effet de l'âge, étant donné qu'il pourrait exister un âge à partir duquel l'effet de l'enseignant pourrait changer de sens.

Le bénéfice de primes par les enseignants est une variable qui rend compte de la motivation des enseignants ; il est alors attendu que les enseignants bénéficiant de primes seront plus efficaces en termes de contribution à l'amélioration du niveau moyen de la classe que ceux qui n'en bénéficient pas.

L'exercice d'activités complémentaires en dehors des temps de travail est de nature à procurer à l'enseignant des revenus additionnels, et si ces activités sont de plus en plus rentables, elles peuvent

2. Evaluation empirique de la relation entre le statut des enseignants et l'efficacité de la production d'éducation primaire au Bénin

conduire l'enseignant à y consacrer plus de temps, ce qui pourrait, en raison de l'arbitrage que fait l'enseignant, l'amener à exercer de moins en moins son métier avec efficacité.

Pour le niveau d'instruction, une distinction est opérée entre avoir ou non le BEPC. On s'attend à ce que le niveau d'éducation de l'enseignant(e) affecte positivement les acquisitions scolaires de l'élève. Enfin, le fait de bénéficier d'une formation continue devrait améliorer les méthodes pédagogiques de l'enseignant(e) et agir positivement sur les acquisitions scolaires de ses élèves et par conséquent sur le niveau moyen de la classe.

-L'importance numérique des élèves de la classe : elle est appréhendée par deux variables : une variable quantitative qu'est l'effectif de la classe, et une variable muette indiquant si l'effectif de la classe dépasse 50⁴⁶ ou non. L'introduction du carré de l'effectif permet de prendre en compte la non linéarité de l'effet de l'effectif de la classe. Théoriquement, le sureffectif de la classe est censé affecté négativement l'apprentissage des élèves et par conséquent le niveau moyen de la classe.

- L'organisation pédagogique de la classe : son effet est capté par l'introduction d'une variable muette indiquant si l'élève fréquente une classe à simple flux ou à double flux. Ainsi, cette variable prendra la valeur 1 si la classe est à simple flux et 0 sinon. Les classes à double flux sont des classes qui accueillent plusieurs groupes d'élèves à des horaires différents dans la journée. Cette modalité d'enseignement résulte principalement d'un manque d'enseignants ou de salles de classe. Elle est particulièrement adaptée aux régions rurales où la population est éparse. Les classes à double flux sont censées avoir un effet négatif sur l'output de la production éducationnelle.

Le tableau suivant présente la description des principales variables, leurs modalités et les effets attendus de ces variables sur la frontière de production éducationnelle.

Tableau n° 27 : description des variables, modalités et effets attendus

INDICATEURS	VARIABLES	Description	Modalités	Effets attendus sur la production éducationnelle
Caractéristiques de l'enseignant				
	MTPERMANENT	identifie le statut de l'enseignant	1 si l'enseignant est permanent, 0 sinon	-
	MTAGE	identifie l'âge de l'enseignant de la classe	en nombre d'années	+/-
	MTMARIE	Identifie la situation matrimoniale du maître	1 si le maître est marié, 0 sinon	+/-
	MTFEMME	Identifie le sexe de l'enseignant en charge de la classe	1 si l'enseignant est une femme, 0 sinon	+/-
	ASSPEDAG	Identifie si le maître fait partie d'une association pédagogique	1 si le maître fait partie d'une association pédagogique, 0 sinon	+
	MTBEPC	identifie si l'enseignant de la classe a le BEPC	1 si l'enseignant de la classe a le BEPC au plus, 0 sinon	-
	MTBAC	Identifie si l'enseignant de la classe a le BAC	1 si l'enseignant de la classe a le BAC au plus, 0 sinon	+
	MTDIPUNIV	Identifie si l'enseignant a un diplôme universitaire	1 si l'enseignant a un diplôme universitaire, 0 sinon	+
	SANSPRIME	identifie si l'enseignant bénéficie de prime	1 si l'enseignant bénéficie de primes, 0 sinon	-

⁴⁶ La limite de 50 se justifie par le fait que les normes de l'UNESCO prévoient 40 élèves par classe pour atteindre l'EPT, mais de façon particulière et pour tenir compte des réalités internes au Bénin, cette norme a été fixée à 50.

2. Evaluation empirique de la relation entre le statut des enseignants et l'efficacité de la production d'éducation primaire au Bénin

INDICATEURS	VARIABLES	Description	Modalités	Effets attendus sur la production éducationnelle
	DIPEDAG	Identifie si l'enseignant a un diplôme pédagogique	1 si l'enseignant a un diplôme pédagogique, 0 sinon	+
	SANSACTIV	identifie si l'enseignant a d'autres activités	1 si l'enseignant a d'autres activités, 0 sinon	-
	NBACTIV	Identifie le nombre d'activités supplémentaires que mène l'enseignant	Discrète	-
	MTDEBUT	identifie si l'enseignant a la charge de la classe depuis le début d'année	1 si l'enseignant a la classe en charge depuis le début d'année, 0 sinon	+
Caractéristiques de la classe				
	SPLVACATION	identifie l'organisation pédagogique de la classe	1 si la classe est en simple vacation, 0 sinon	+
	EFFECTIF	identifie l'effectif de la classe	Discrète	-
	SUREFFECTIF	identifie si l'effectif de la classe dépasse les normes	1 si l'effectif est supérieur à la norme, 0 sinon	-
	CLSELECT	identifie si la classe est électrifiée	1 si la classe est électrifiée, 0 sinon	+

Source : de l'auteur

ii- Les données et l'unité d'analyse

Un élément fondamental dans la modélisation de l'efficacité de la production éducationnelle est la disponibilité de données relatives aux différentes variables intervenant dans la fonction de production éducationnelle ; dans ce cadre, il est important d'apporter des précisions sur la base de données utilisée dans le cadre de la présente recherche ; la présente étude utilise la base de données du PASEC CONFEMEN Bénin 2005, et les données utilisées sont relatives à un échantillon initial de 139 classes de CP et 144 classes de CM1⁴⁷. L'unité d'analyse est donc la classe ; les différentes variables intervenant dans notre analyse sont par conséquent des variables relatives aux classes.

2.1.2.2. Tests de l'existence d'effets d'inefficience

Si nous nous référons à la description précédemment faite de la procédure d'estimation, nous pouvons écrire le modèle d'analyse de l'efficacité de la production éducationnelle sous la forme suivante :

$$\begin{cases} score_{classe} = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + v_i - u_i \\ u_i = \delta_0 + \sum_{j=1}^l \delta_j Z_j + \omega_i \end{cases} \quad (3.40)$$

Où Z représente un vecteur de variables explicatives susceptibles d'influencer l'efficacité de la production éducationnelle. Pour cela, il est important de tester l'existence d'effets d'inefficience.

Certes, la forme linéaire utilisée pour spécifier la relation entre le score moyen de la classe et les facteurs explicatifs de la performance semble restrictive, mais dans la mesure où le score de la classe est exprimé en pourcentage (étant calculé à partir des scores obtenus par les élèves de la classe, scores exprimée en pourcentage), si l'on se réfère aux évaluations du PASEC en Guinée (2006), au Tchad (2006) et au Bénin (2005), citées dans Bourdon (2006), évaluations ayant donné des résultats convergents quant à l'utilisation des scores en pourcentage pour estimer la frontière de production éducationnelle, on est en mesure de postuler une relation linéaire dans le cadre de l'estimation de la frontière. Si nous retenons la

⁴⁷ Les informations relatives aux variables n'étant pas disponibles pour toutes les classes, le nombre d'observations utilisées dans les estimations n'est pas nécessairement égal à la taille initiale des échantillon.

spécification translog telle que proposée et utilisée par Meunier (2008), alors les paramètres du modèle de frontière de production éducationnelle et ceux du modèle d'inefficience technique sont estimés par la méthode de maximum de vraisemblance. Coelli et al. (1995 et 2000) estime ces modèles en utilisant le programme FRONTIERE version 4.1 ; pour notre part, l'estimation se fera sous le logiciel STATA. Les paramètres de la variance de la fonction de vraisemblance seront estimés en termes de

$$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \text{ et } \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$$

Le paramètre γ permet de déterminer si la frontière de production est stochastique ou déterministe. Si la dernière spécification est retenue, la méthode des MCO est applicable. Le rejet de l'hypothèse, $H_0 : \gamma = 0$, implique l'existence d'une frontière stochastique de production.

Le modèle d'inefficience technique ne peut être estimé que si les effets d'inefficience technique, U_i , sont stochastiques et ils ont des propriétés distributionnelles particulières (Battese et Coelli, 1995). Ainsi, il est nécessaire de tester les hypothèses suivantes :

- (1) les effets d'inefficience technique ne sont pas stochastiques, $H_0 : \gamma = 0$;
- (2) les effets d'inefficience technique ne sont pas présents, $H_0 : \gamma = \delta_i = 0$ ($i=0, \dots, l$);
- (3) les facteurs spécifiques aux écoles n'ont pas d'influence sur l'inefficience technique, ou autrement, les effets d'inefficience technique suivent une distribution normale tronquée, comme suggérée par Stevenson (1980), $H_0 : \delta_i = 0$ ($i=1, \dots, l$); et
- (4) les effets d'inefficience technique suivent une distribution semi normale, qui est proposée par Aigner et al. (1977), $H_0 : \delta_i = 0$ ($i=0, \dots, l$) = 0.

Sous l'hypothèse $H_0 : \gamma = 0$, le modèle de frontière stochastique se réduit à une fonction traditionnelle où les variables explicatives du modèle d'inefficience technique sont incluses aussi dans la fonction de production.

Toutes ces hypothèses sont testées en utilisant le rapport de vraisemblance donné par :

$$\lambda = -2 \{ \ln(L(H_0)) - \ln(L(H_1)) \}$$

Où $L(H_0)$ et $L(H_1)$ représentent respectivement les valeurs des fonctions de vraisemblance sous l'hypothèse nulle, H_0 , et l'hypothèse alternative, H_1 . Si l'hypothèse nulle, H_0 , est vraie, λ suit approximativement une distribution de Khi deux ou une distribution de Khi deux mixte lorsque l'hypothèse nulle implique $\gamma = 0$ (Coelli, 1995).

2.2 Analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur l'efficacité de la production d'éducation au niveau primaire, discussions et implications

Avant de procéder à une analyse économétrique de l'impact du statut de l'enseignant sur l'efficacité de la production d'éducation au niveau primaire, il s'avère nécessaire de faire une analyse descriptive sommaire du phénomène afin de dégager les grandes tendances qui s'affichent en la matière, tendances qui seront en suite mises en évidence à travers une analyse économétrique.

2.2.1 Analyse descriptive

L'analyse descriptive que nous faisons ici porte sur un ensemble de variables dont la pertinence dans l'analyse de l'efficacité est a priori perceptible. Ainsi, loin de prendre en compte l'exhaustivité des variables décrites dans les lignes précédentes, nous mettons un accent particulier sur les variables telles que celles relatives à la performance moyenne de la classe, l'effectif de la classe, l'organisation pédagogique de la classe, le niveau d'éducation et la formation pédagogique des enseignants, les activités menées par les enseignants en dehors des heures de classe. Le tableau suivant présente les statistiques descriptives de ces différentes variables aussi bien au niveau des classes de CP que des classes de CM1.

Tableau n° 28 : statistiques descriptives de quelques variables niveau classe

VARIABLE	moyenne / proportion	
	CP	CM1
SCORECLASSE*	34.55584	30.40037
MTPERMANENT**	0,2086331	0,2937063
MTMARIES**	0,65467	0,72727
MTFEMME**	0,25899	0,09790
ASSPEDAG**	0,18705	0,28671
SANSPRIMES**	0,46762	0,54545
NBACTIV*	1,4080	-
EFFECTIF*	48	39.88112
SPLVACATION**	0,9568345	0,9440559
SUREFFECT**	0,4964029	0,2937063
CLSELECT**	0,1366906	0,1468531
MTDEBUT**	0,7101449	0,8098592
SANSACTIV**	0,3021583	0,2727273
MTDIPUNIV**	0,057554	0,559441
MTBAC**	0,942446	0,9440559
MTBEPC**	0,8848921	0,8321678

* : la statistique présentée est une moyenne ;

** : la statistique présentée est une fréquence.

Source : de l'auteur, d'après calculs à partir des données de la base PASEC-CONFEMEN

Les informations contenues dans ce tableau font ressortir un certain nombre de commentaires : d'abord, comme on le constate, aussi bien au niveau CP qu'au niveau CM1, le score moyen de la classe est inférieur à la moyenne qui est de 50 sur 100 ; il est de plus légèrement plus grand dans les classes de CP que dans les classes de CM1. Aussi, on dénombre environ 20,86% d'enseignant permanents en charge des classes de CP contre 29,37% au niveau des classes de CM1. L'effectif moyen de la classe est de 48 élèves par classe dans les classes de CP alors qu'il est d'environ 40 élèves par classe au niveau des classes de CM1, ce qui semble très logique en ce sens qu'au fur et à mesure que l'on atteint les classes les plus avancées, l'effectif des élèves par classe diminue. Quant aux autres variables qui dans l'ensemble sont

des variables qualitatives, on remarque que la majorité des classes aussi bien au niveau CP qu'au niveau CM1 sont des classes à simple vacation, très peu de classes (moins de 15%) sont électrifiées, environ trois quarts (3/4) des enseignants ayant en charge les classes ont pris ces classes en charge depuis le début d'année ; seuls 6% environ des enseignants ayant en charge les classes de CP ont un diplôme universitaire alors que la moitié environ des enseignants tenant les classes de CM1 ont un diplôme universitaire ; il est aussi à signaler que le phénomène de sureffectif dans les classes touche près de la moitié des classes de CP alors qu'au niveau des classes de CM1, seuls 29% des classes sont touchées par ce phénomène.

On retient de ces chiffres que là où le score moyen de la classe est le plus élevé en moyenne, on dénombre moins d'enseignant permanents, toute chose égale par ailleurs ; certes, il est trop tôt de tirer une conclusion quant à la relation entre le type de contrat de l'enseignant et la performance de la classe dont l'enseignant a la charge, mais il s'agit là d'une observation qui nous amène à approfondir l'analyse pour apprécier à sa juste valeur l'impact du type de contrat de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle. Dans ce cadre, la sous-section suivante est consacrée à une analyse économétrique de la situation ; elle s'appuie sur des outils économétriques d'analyse de la frontière de production pour apprécier l'impact du statut de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle dans l'enseignement primaire au Bénin.

2.2.2. Analyse économétrique

Nous présentons et discutons respectivement les résultats du test d'existence d'effet d'inefficience et ceux de l'estimation d'une part de la frontière de production éducationnelle, et d'autre part de la fonction d'inefficience de la production éducationnelle, avant d'analyser la relation entre statut de l'enseignant et efficacité de la production éducationnelle.

2.2.2.1. Les résultats du test d'existence d'effet d'inefficience et estimation de la frontière de production

Le test de détection de l'existence d'un effet d'inefficience est mis en œuvre aussi bien sur la fonction de production éducationnelle en classe de CP que sur celle de la classe de CM1. La performance moyenne utilisée pour une classe est la moyenne des performances finales des élèves de la classe. A la manière de Meunier (2007 et 2008), nous utilisons la forme translog pour la fonction de production éducationnelle ; ainsi, le logarithme de la performance moyenne de la classe est régressé sur un ensemble de variables explicatives telles que spécifiées dans le modèle. L'estimation s'est faite en considérant les différentes hypothèses sur le terme d'inefficience (cas d'une distribution semi-normale-normale et cas d'une distribution exponentielle normale). L'existence d'un effet d'inefficience est détectée par le ratio de vraisemblance. Dans une estimation sous STATA, on peut déterminer l'existence d'un effet d'inefficience directement par lecture du maximum de vraisemblance ou par lecture de la probabilité critique. L'une ou l'autre des méthodes conduit au même résultat quant à l'existence d'un effet d'inefficience dans la frontière de production.

Le tableau suivant présente les résultats du test de détection de l'existence d'un effet d'inefficience dans les frontières de production. Nous présentons dans ce tableau les cas des deux distributions éventuelles, et ce, par niveau (CP et CM1).

2. Evaluation empirique de la relation entre le statut des enseignants et l'efficacité de la production d'éducation primaire au Bénin

Tableau n° 29 : résultats du test d'existence d'effets d'inefficience

CP				
Distribution du terme d'inefficience	Hypothèse	Chi_deux	probabilité critique	décision
semi-normale-normale	<i>Ho: il n'existe pas d'effet d'inefficience</i>	12,49	0.001	rejet
exponentielle normale	<i>Ho: il n'existe pas d'effet d'inefficience</i>	16,19	0.001	rejet
CM1				
Distribution du terme d'inefficience	Hypothèse	Chi_deux	probabilité critique	décision
semi-normale-normale	<i>Ho: il n'existe pas d'effet d'inefficience</i>	3,19	0.031	rejet
exponentielle normale	<i>Ho: il n'existe pas d'effet d'inefficience</i>	6,85	0,004	rejet

Source : d'après estimations de l'auteur

Ce tableau montre qu'au seuil de significativité de 5%, on rejette l'hypothèse nulle d'inexistence d'effet d'inefficience aussi bien dans l'estimation de la frontière de production éducationnelle en classe de CP que dans celle en classe de CM1. Ainsi, les effets d'inefficience sont largement significatifs dans l'explication de la performance moyenne d'une classe quel que soit le niveau ; la fonction de production éducationnelle traditionnelle des MCO, sans effets d'inefficience technique, n'est pas la bonne représentation des données utilisées dans le cadre de la présente étude.

Le test d'existence d'effets d'inefficience ayant révélé la présence d'effets d'inefficience dans la production éducationnelle, nous pouvons considérer la frontière de production éducationnelle stochastique de la classe avec le terme d'efficacité stochastique u_i . Le résultat d'estimation de cette frontière est donné dans les tableaux suivants, selon la forme de la distribution du terme d'inefficience u_i et selon les niveaux.

Tableau n° 30 : Résultats d'estimation de la frontière de production éducationnelle

VARIABLES	Coefficients			
	Classe de CP		Classe de CM1	
	normal/half-normal model	normal/exponential model	normal/half-normal model	normal/exponential model
MTAGE	-0.0498847 (-1.10)	-0.039588 (-0.95)	-0.0114532 (-0.36)	-0.0053313 (-0.17)
MTAGE ²	.0005983 (0.91)	.0004816 (0.79)	.0002698 (0.60)	.0001853 (0.43)
SANSACTIV	.0351725 (0.35)	.0541355 (0.57)	-0.066112 (-0.86)	-0.0697772 (-0.95)
SPLVACATION	.4795323** (2.29)	.4408991** (2.18)	.0527126 (0.36)	.0695362 (0.52)
EFFECTIF	0.113041** (2.00)	.0108533** (1.97)	.0071364 (1.35)	.0064304 (1.25)

2. Evaluation empirique de la relation entre le statut des enseignants et l'efficacité de la production d'éducation primaire au Bénin

VARIABLES	Coefficients			
	Classe de CP		Classe de CM1	
	normal/half-normal model	normal/exponential model	normal/half-normal model	normal/exponential model
EFFECTIF ²	-.0001089** (-2.65)	-.0001025** (-2.61)	-.0001443** (-2.43)	-.0001345** (-2.31)
SUREFFECTIF	-.1258675 (-0.91)	-.1460065 (-1.14)	.1266319 (1.04)	.1088229 (0.93)
MTBAC*DIPEDAG	-.0042631 (-0.09)	.0489808 (0.13)	.151806* (1.66)	.1622857* (1.84)
MTDIPUNIV	.0494853 (0.20)	.0865353 (0.39)	.1812537 (1.22)	.1907382 (1.33)
DIPLPEDAG	-.0320975 (-0.09)	-.0347282 (-0.10)	-	-
Nombre d'observations	134	134	138	138
Prob > chi2	0.0723	0.0655	0.0808	0.0509

(.) t de student

* Significatif au seuil de 10% ;

** significatif au seuil de 5%

Source : d'après estimation sous Stata

Les résultats présentés dans ces tableaux suscitent des commentaires qu'il est utile de présenter.

D'abord, dans les classes de CP, que l'on considère que les termes d'inefficience suit une distribution semi-normale-normale ou une distribution exponentielle normale, l'effet de l'effectif de la classe et celui de l'organisation pédagogique de la classe sont significatifs.

L'effectif de la classe est généralement considéré comme étant un facteur susceptible d'influencer la qualité de l'éducation, au point où l'UNESCO a fixé un effectif limite de 40 élèves par classe au plan international, avec une dérogation allant jusqu'à 50 élèves par classe dans les pays en développement (UNESCO, 2005). D'après nos résultats d'estimation, on constate que l'effet de l'effectif de la classe sur la frontière de production n'est pas un effet linéaire quelle que soit la distribution du terme d'inefficience ; les signes obtenus pour la variable d'effectif et pour celle du carré de l'effectif montrent que l'effet de l'effectif est d'abord positif avant de décroître à partir d'un seuil donné ; ce seuil calculé à partir des coefficients estimés se situe autour de 50 élèves⁴⁸ quelque soit la forme de la distribution du terme d'inefficience choisie. Intéressons nous un temps soit peu à la signification de la croissance de l'effet suivie de sa croissance au-delà de l'effectif seuil estimé à 50. Faut-il le rappeler, il s'agit ici de l'effectif de la classe sur la frontière de production éducationnelle. La phase de croissance de l'effet de l'effectif sur la frontière de production éducationnelle traduit le fait qu'en dessous d'un effectif de 50 élèves par classe, la performance moyenne de la classe croît avec l'effectif de la classe. Ce résultat corrobore les dispositions de l'UNESCO qui autorisent un effectif allant jusqu'à 50 élèves par classe dans les pays en développement ; la croissance de l'effet de l'effectif de la classe sur la performance moyenne de la classe en deçà d'un effectif de 50 élèves par classe peut traduire alors l'existence d'un effet d'interaction entre les élèves dans le processus d'apprentissage, les uns profitant des aptitudes des autres pour assimiler les enseignants.

48 Le calcul se fait en recherchant la valeur qui annule la dérivée première de la variable expliquée par rapport à l'effectif de la classe.

Au-delà d'un effectif de 50 élèves par classe, la performance moyenne de la classe commence par décroître ; ce résultat ne fait que traduire l'effet de congestion au niveau des classes, effet qui rend difficile la transmission de la connaissance aux élèves ; les difficultés apparaissent pour l'enseignant à organiser efficacement sa classe et s'occuper efficacement des élèves dans le processus d'apprentissage.

Nous pouvons donc dire que l'effet de l'effectif de la classe sur la performance moyenne de la classe corrobore les dispositions réglementaires de l'UNESCO qui fixent des normes au plan international avec une dérogation spéciale pour les pays en développement.

Intéressons nous à présent à l'effet de l'organisation pédagogique de la classe ; d'après les résultats d'estimation, une classe à simple vacation est favorable à une meilleure performance de la classe, puisque le coefficient estimé de la variable SPLVACATION est positif et significatif ; Les classes à simple vacation sont des classes qui accueillent un seul groupe d'élèves dans la journée, par opposition aux classes à double flux qui sont des classes accueillant plusieurs groupes d'élèves à des horaires différents dans la journée. Le résultat que nous avons obtenu et qui fait état d'un effet positif et significatif de la simple vacation sur la performance de la classe est un résultat important dans la mesure où il met en évidence le fait que si l'enseignant a à s'occuper d'un seul groupe d'élèves au cours de la journée, il pourra mieux contribuer à l'amélioration de la performance des élèves que s'il devrait s'occuper de deux groupes différents à des heures différentes, ce qui l'obligerait à fournir encore plus d'effort pour atteindre ses objectifs. Qu'en est-il à présent des classes de niveau élevé (les classes de CM1) ?

D'après les résultats d'estimation dans les classes de CM1, on constate que quelle que soit la forme de la distribution que l'on retient du terme d'inefficience, dans l'ensemble, l'effectif de la classe n'a pas un effet significatif sur la performance de la classe, mais le fait que l'enseignant ait à la fois au moins le baccalauréat et un diplôme pédagogique améliore la performance moyenne de la classe.

D'abord, la non significativité de la variable d'effectif de la classe peut avoir une explication : nous sommes ici dans les classes d'un niveau un peu plus avancé contrairement à ce qui est le cas des classes basses comme les classes de CP que nous venions d'analyser ; comme nous l'avons aussi établi dans le chapitre précédent, le stock de connaissance passé des élèves est très déterminant dans leur performance finale ; or, dans les classes de CM1, on sait que les élèves ont déjà au moins 4 ans de scolarité qui leur ont permis d'accumuler un niveau assez important de connaissance, au point où ils ont plus d'aptitudes à assimiler les connaissances à eux données par l'enseignant dans le système de production que constitue la classe ; dans ces conditions, si l'on considère que la performance de l'élève et par conséquent celle de la classe sont tributaires d'un ensemble de facteurs qui y concourent simultanément, on peut comprendre que si l'un des facteurs arrive à dominer d'autres, son effet peut voiler celui des autres, au point où on obtiendrait une estimation d'un effet non significatif des autres.

En suite, nous avons l'effet positif et significatif de la variable traduisant simultanément le niveau d'éducation de l'enseignant et la possession d'un diplôme pédagogique par ce dernier. En nous référant aux résultats d'estimations, on constate que si l'enseignant dans les classes de CM1 a au moins un baccalauréat et est titulaire d'un diplôme pédagogique, il affecte positivement la performance moyenne de la classe ; ce résultat, qui ne surprend guère montre le rôle que peuvent jouer aussi bien le niveau d'éducation de l'enseignant que son aptitude professionnelle, autrement dit le rôle de la qualité du formateur dans le processus d'apprentissage des élèves d'une classe. Ce rôle a déjà été mis en exergue dans bon nombre de travaux notamment ceux de Hanushek (2007), Rivkin et al., (2005).

En conclusion, les résultats d'estimation de la frontière de production éducationnelle qui viennent d'être présentés et analysés nous ont permis de nous rendre compte que les facteurs influençant la performance de la classe sont assez différents d'un niveau à l'autre ; il est important de souligner le rôle fondamental que joue l'effectif de la classe dans le processus d'apprentissage, rôle qui est observé ici surtout dans les classes de niveau inférieur, les classes de CP.

Une fois la frontière de production éducationnelle estimée et analysée, intéressons-nous à présent à l'analyse de l'efficacité de la production éducationnelle à travers une estimation de la fonction d'efficacité ; l'objectif est d'analyser principalement le rôle que joue le statut de l'enseignant) dans cette efficacité. La sous-section suivante s'intéresse à l'estimation de la relation entre le facteur d'inefficacité et les facteurs propres au système éducatif susceptibles d'influencer l'efficacité de la production éducationnelle.

2.2.2.2. Estimation de la fonction d'inefficacité de la production éducationnelle dans l'enseignement primaire au Bénin : analyse des résultats et interprétation

Une fois la frontière de production éducationnelle estimée pour chaque niveau, il est question maintenant de récupérer le terme d'inefficacité et de l'utiliser pour estimer la fonction d'efficacité de la production éducationnelle pour chaque niveau (le niveau CP et le niveau CM1). Avant de procéder à l'estimation de cette fonction d'inefficacité, nous présentons dans les tableaux suivants la structure des inefficacités par quartiles.

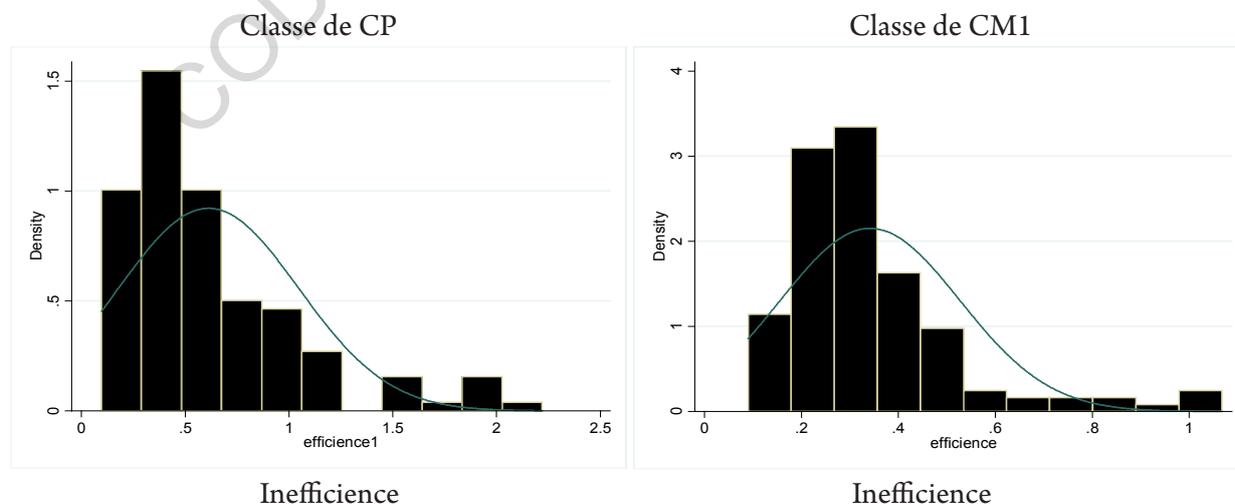
Tableau n° 31 : quartiles des inefficacités par classes

Quartiles	classe de CP	classe de CM1
1er quartile	.3149396	.229321
2ème quartile	.4890881	.2963666
3ème quartile	.7994914	.3925028

Source : d'après calcul sur STATA

Les inefficacités de production éducationnelle sont inégalement distribuées ; par exemple, pendant que 25% des classes de CP ont une inefficacité de moins de 0,3149, 75% des classes de CM1 ont une inefficacité de 0,3925. Les informations contenues dans ce tableau sont donc de nature à mettre en évidence l'inégale répartition des deux groupes de classe en matière d'efficacité ; cette inégale répartition au sein des deux groupes de classe est aussi mise en exergue sur les graphiques suivants :

Graphique n° 15 : distribution de l'inefficacité de la production éducationnelle

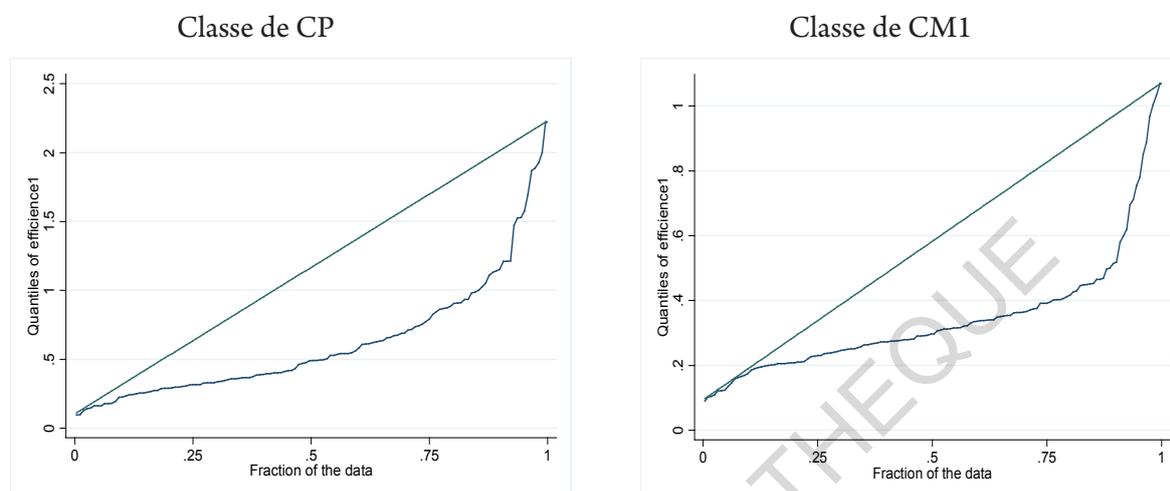


Source : de l'auteur, d'après données du PASEC CONFEMEM

2. Evaluation empirique de la relation entre le statut des enseignants et l'efficacité de la production d'éducation primaire au Bénin

Comme le montrent ces graphiques, il y a très peu de classes à forte inefficacité au niveau CM1 qu'au niveau CP ; observons aussi les inégalités en les classes d'un même niveau en terme d'inefficacité ; ces inégalités sont traduites par les courbes de concentration de l'inefficacité telles que présentées dans les graphiques suivants :

Graphique n° 16 : courbes de concentration de l'inefficacité



Source : de l'auteur, d'après données du PASEC CONFEMEM

Au regard de l'écart entre les courbes de concentration et la diagonale dans les deux niveaux, on s'aperçoit qu'il existe une inégalité assez importante entre les classes d'un même niveau en termes d'inefficacité ; c'est dire qu'il existe à chaque niveau, l'inefficacité de la production éducationnelle est inégalement répartie entre les classes de l'échantillon. Il apparaît nécessaire de s'intéresser aux facteurs susceptibles d'expliquer le niveau d'inefficacité de la production éducationnelle dans une classe.

Ayant récupéré l'inefficacité de la production éducationnelle à partir des estimations de la frontière de production éducationnelle de la sous-section précédente, nous avons estimé les fonctions d'inefficacité de la production éducationnelle ; les variables explicatives prises en compte dans cette fonction sont celles généralement utilisées dans les travaux réalisés sur la production éducationnelles notamment ceux de Hanushek (2007), Rivkin et al., (2005). Le tableau suivant présente les résultats des estimations de la fonction d'inefficacité aux deux niveaux (CP et CM1).

Tableau n° 32 : résultats des estimations de la fonction d'inefficacité aux deux niveaux (CP et CM1)

VARIABLES	Coefficients			
	Classe de CP		Classe de CM1	
	normal/half-normal model	normal/exponential model	normal/half-normal model	normal/exponential model
MTPERMANENT	.1663521 * (1.84)	.1392843 (1.63)	-.0030596 (-0.09)	-.0168144 (-0.44)
MTAGE	-.2703242 ** (-2.02)	-.240821 * (-1.91)	.0705082 ** (3.41)	.0580299 ** (2.79)
MTDEBUT	-.1321359 (-1.59)	-.105382 (-1.34)	-.091454 ** (-2.02)	-.0935878 * (-1.87)
MTFEME	-.041255 (-0.51)	-.04746 (-0.62)	.0073252 (0.13)	.0170285 (0.27)

2. Evaluation empirique de la relation entre le statut des enseignants et l'efficacité de la production d'éducation primaire au Bénin

VARIABLES	Coefficients			
	Classe de CP		Classe de CM1	
	normal/half-normal model	normal/exponential model	normal/half-normal model	normal/exponential model
SPLVACATION	-.2603241 ** (-2.02)	-.260821 * (-1.91)	.1584088 ** (2.59)	.1528781 ** (2.55)
EFFECTIF	-.0008967 (-0.23)	-.001665 (-0.44)	.0012989 (0.57)	.0005414 (0.22)
EFFECTIF ²	-.0000161 (-0.46)	-9.11e-06 (-0.27)	-.0000182 (-0.66)	-.0000104 (-0.35)
ASSPEDAG	-.0315695 (-0.34)	.0007874 (0.01)	.0385426 (0.95)	.0505215 (1.11)
MTDIPUNIV	-.1377012 (-0.74)	-.1287644 (-0.74)	.0202115 (0.27)	.0242822 (0.31)
NBACTIV	.1585849 ** (4.12)	.1345062 ** (3.70)	-	-
Nombre d'observations	121	121	137	137
Prob > F	0.0023	0.0096	0.0001	0.0001

(.) t de student

* Significatif au seuil de 10%

** significatif au seuil de 5%

Source : d'après estimation sous Stata

Intéressons-nous à la significativité globale des modèles et à celle des paramètres estimés.

↪ Significativité globale du modèle

Le test de significativité globale ou test de Fisher permet de juger de la qualité d'un modèle. L'objectif de ce test est de s'assurer que l'une au moins des variables explicatives est significativement différente de zéro. Formellement, il s'agit de tester :

$$\begin{cases} \{H_0 : \delta_1 = \dots = \delta_k = 0 \\ \text{contre} \\ \{H_1 : \exists \delta_i \neq 0, i = 1, \dots, k \end{cases}$$

Dans la pratique, un modèle est jugé globalement significatif (on accepte dans ce cas l'hypothèse H_1) si Prob (F-Statistics) que nous lisons dans le résultat d'estimation sous stata est inférieure à 5%.

Les résultats présentés dans le tableau n°32 montrent qu'aussi bien au niveau CP qu'au niveau CM1, et quelle que soit la distribution retenue pour le facteur d'inefficience, Prob (F-Statistics) est inférieur à 5%. Nous pouvons donc dire qu'au risque d'erreur de 5%, les modèles d'inefficience de la production éducationnelle en CP et en CM1 sont globalement significatifs.

Intéressons-nous à présent à la significativité individuelle des variables d'intérêt.

▸ Significativité des paramètres

Il est ici question de tester pour chaque paramètre

$$\begin{cases} \{H_0 : \delta_i = 0 \\ \text{contre} & i = 1, 2, \dots, k, \\ \{H_1 : \exists \delta_i \neq 0 \end{cases}$$

où k est le nombre de variables explicatives utilisées dans le modèle d'efficacité de la production éducationnelle.

L'hypothèse nulle H_0 est rejetée au seuil de 5% lorsque la probabilité critique est inférieure à 5%, ce qui voudra dire que la variable x_i à laquelle est affecté ce coefficient explique significativement l'efficacité de la production éducationnelle.

A la lumière des résultats présentés dans les tableaux précédents, il se dégage le constat général que quelle que soit la forme retenue pour la distribution du terme d'inefficacité, le seuil de significativité des paramètres estimés de même que le signe de l'effet obtenu reste le même à chaque niveau d'éducation (CP et CM1) ; observons à présent ce qui se passe à chaque niveau.

Dans les classes de CP, les variables significatives dans l'explication de l'inefficacité de la production éducationnelle sont les variables relatives au statut de l'enseignant, l'organisation pédagogique de la classe, l'âge de l'enseignant et le nombre d'activités que mène l'enseignant en dehors des heures de classe. A quelques exceptions près, le seuil de significativité des variables reste le même pour toutes ces variables dans les deux cas de distribution ; ce seuil est de 5% pour les variables relatives à l'organisation pédagogique de la classe, l'âge de l'enseignant et le nombre d'activités hors heures de service de l'enseignant dans le cas d'un terme d'inefficacité supposé distribué selon une loi semi-normale-normale, et varie entre 5% et 10% dans le cas où on suppose une distribution exponentielle-normale du terme d'inefficacité.

Ainsi, nous pouvons dire que dans les classes de CP, au seuil de significativité de 10%, le statut de l'enseignant, le type d'organisation pédagogique, l'âge de l'enseignant et le nombre d'activités que mène l'enseignant en dehors des heures de classes sont autant de variables qui influencent l'inefficacité de la production éducationnelle ; il est à noter que l'organisation de la classe en simple vacation de même que l'âge de l'enseignant contribuent à la diminution de l'inefficacité de la production éducationnelle, et que plus le nombre d'activités que mène l'enseignant en dehors des heures de classe augmente, plus l'inefficacité de la production éducationnelle augmente.

En classe de CM1, les seules variables significatives au seuil de 5% dans l'explication de l'inefficacité de la production éducationnelle sont le type d'organisation pédagogique de la classe et l'âge de l'enseignant, les deux variables influençant positivement le niveau d'inefficacité de la production éducationnelle. Le statut de l'enseignant ici n'apparaît pas significatif quelle que soit la forme de la distribution du terme d'inefficacité retenu.

Intéressons-nous à présent en particulier à la relation entre le statut de l'enseignant et le terme d'inefficacité de la production éducationnelle.

2.2.2.3. Statut de l'enseignant et efficacité de la production d'éducation

Les résultats présentés dans les tableaux précédents font état d'un impact positif du statut de permanent de l'enseignant sur l'inefficacité de la production éducationnelle dans les classes de CP, alors que l'effet

n'est pas significatif dans les classes de CM1. Tout porte donc à croire, au vu de ces résultats obtenus que les enseignants sous statut de permanent dans le système éducatif primaire (enseignement primaire) affectent négativement l'efficacité de la production éducationnelle ; ce type de statut éloignerait donc le niveau de l'output de la production éducationnelle représentée ici par la performance moyenne des élèves dans une classe de la frontière de production. Ces résultats méritent d'être analysés de façon approfondie dans la mesure ils posent la problématique du choix du type de contrat sous lequel l'Etat a intérêt à utiliser les enseignants dans le système d'enseignement primaire.

Si les résultats des différentes estimations font état de la significativité globale des modèles d'inefficacité de la production éducationnelle, et de la significativité individuelle de certaines variables explicatives dont la principale variable d'intérêt de notre analyse que représente le statut de l'enseignant, on peut dire qu'on n'est pas loin des résultats de Bernard et al. (2004) selon lesquels au Mali, les enseignants contractuels tendent à obtenir de meilleurs résultats que leurs collègues aussi bien au niveau des classes de CP qu'au niveau des classes de CM1. Selon ces mêmes travaux, au Niger, le résultat est moins net puisqu'il n'y a pas de différence significative en 2^{ème} année (CP) alors qu'en 5^{ème} année (CM1) les enseignants fonctionnaires semblent se montrer plus efficaces. Que peut insinuer alors un tel résultat d'après nos estimations ?

Pour comprendre le sens de ce résultat, il est nécessaire de faire un rapprochement entre ce résultat et ceux obtenus dans l'analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur la performance individuelle des élèves ; en effet, dans le chapitre précédent, nous estimions un impact négatif du statut permanent de l'enseignant sur la performance individuelle des élèves ; il est vrai que cette performance individuelle des élèves était tributaire non seulement des caractéristiques de l'enseignant, de l'école, de l'environnement de l'élève, mais aussi des caractéristiques propres de l'élève. Rappelons que ce genre de résultat a été déjà obtenu par

Michaelowa (2001a) dans une étude sur données du PASEC en Afrique francophone (Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Madagascar et Sénégal), contrairement à ce que Michaelowa et Wechtler (2006) et Rabiou et al. (2010) ont obtenu dans le cas du Niger.

La performance moyenne de la classe est dépendante de la performance individuelle des élèves ; il est vrai que la dispersion des scores individuels dans la classe peut cacher des disparités dans la distribution de la performance moyenne sur un ensemble de classes, mais si l'on s'en tient aux résultats que nous avons obtenus, une similitude entre l'effet du statut de l'enseignant sur la performance des élèves et l'effet sur la performance moyenne de la classe laisse croire que l'enseignant permanent est globalement moins efficace que l'enseignant contractuel dans l'exercice de sa fonction. Si nous nous référons aux résultats obtenus au chapitre 1 et qui font état d'un absentéisme très prononcé dans le rang des enseignants permanents à tous les deux niveaux d'éducation, nous pouvons trouver des arguments qui justifient l'effet négatif du statut de permanent de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle ; d'abord, il est à reconnaître que l'absentéisme de l'enseignant est un facteur susceptible de contribuer à la baisse du niveau des élèves surtout dans les classes basses où l'élève n'a pas encore acquis des aptitudes nécessaires pour se prendre en charge dans le processus d'apprentissage en absence de son maître ; l'enseignant devient en ce moment un accompagnateur dans le processus d'apprentissage, un organisateur du processus, et sa présence auprès des apprenants ne saurait être sans effet positif sur le processus d'apprentissage. Dans les classes de niveau un peu plus élevé telles que les classes de CM1, le phénomène pourrait être moins perceptible dans la mesure où l'apprenant aurait déjà acquis une somme de compétence au cours des années antérieures, compétences pouvant lui permettre d'assimiler plus facilement même au cas où l'organisateur de la classe qu'est l'enseignant viendrait à être quelque peu absentéiste. Compte tenu de ces faits, on peut comprendre que dans les classes de bas niveau (CP), un absentéisme établi de enseignants peut conduire à la baisse du niveau de performance des élèves, par conséquent à la baisse de la performance de la classe, et par conséquent éloigner négativement l'output du processus de production éducationnel de la classe de la frontière. Une telle analyse nous amène à justifier l'effet négatif du statut de permanent de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle dans les classes de CP.

Intéressons-nous au cas des classes de CM1 où les résultats d'estimation font état d'une absence d'effet significatif du statut de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle ; il est vrai que les précédents résultats obtenus dans le premier chapitre font aussi état d'un absentéisme remarqué des enseignants permanents dans les classes de CM1 ; mais, eu égard à l'analyse menée sur l'effet de la performance initiale de l'apprenant sur sa performance en fin d'année, nous pouvons dire que si la contribution de la performance initiale est importante au regard niveau d'accumulation que l'apprenant a déjà eu en entrant dans la classe de CM1, l'enseignant n'étant pas le seul facteur influençant la performance de l'élève, on peut réellement s'attendre à obtenir un effet non significatif du statut de l'enseignant sur la performance de l'apprenant et par conséquent sur l'efficacité de la production éducationnelle. Les résultats obtenus en la matière dans les classes de CM1 ne sont par conséquent pas de nature à surprendre, mais mettent plutôt en évidence le rôle que peut jouer l'histoire de l'apprenant en termes d'accumulation, en interaction avec l'effet de l'enseignant, dans l'explication de la performance des élèves, et par conséquent dans celle de l'efficacité de la production éducationnelle.

Une autre interprétation peut être faite du résultat selon lequel il existe un impact négatif du statut de permanent de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle, lorsqu'on fait un lien entre le statut de l'enseignant dans le système éducatif primaire au Bénin, les variables de motivation des enseignants et l'efficacité de la production éducationnelle ; comme nous le précisons ci-dessus, en moyenne les enseignants permanents sont plus absentéistes que les non permanents d'après les résultats obtenus dans le chapitre premier ; l'une des raisons identifiées est la faiblesse du pouvoir d'achat des enseignants, les enseignants non permanents ayant en général plus de revenus hors activité extra que leurs homologues permanents ; or, nul n'ignore le rôle fondamental que joue le facteur monétaire dans la motivation des travailleurs ; si les enseignants permanents ont des sources de revenu secondaire assez faibles alors que dans le secteur de l'enseignement en général et dans le sous-secteur enseignement primaire en particulier, le niveau des salaires est bas au Bénin, on comprend que des enseignants ayant très peu d'alternatives pour compléter leurs revenus seront moins motivés dans l'exercice de leur fonction. De plus, les besoins d'un agent économique augmentent avec l'âge de l'agent, ce qui voudra dire que les individus plus âgés ont un besoin plus grand de ressources financières pour satisfaire leurs besoins ; mais, comme nous le signalons dans le chapitre premier, les enseignants permanents sont en moyenne plus âgés que les non permanents, dans la mesure où le recrutement d'enseignants permanents a été pendant longtemps gelé, ce qui a entraîné le vieillissement du personnel enseignant permanent. Par conséquent, on comprend que les besoins des enseignants permanents en termes de ressources financières soient relativement plus importants, et dans la mesure où ils n'ont pas en général des sources alternatives de revenus (comme nous l'avions montré dans le chapitre premier), ils peuvent être démotivés dans l'exercice de leur fonction, ce qui ne sera pas sans conséquence négative sur l'efficacité de la production éducationnelle.

Au regard des résultats obtenus et discutés, d'après les estimations que nous avons faites, nous pouvons dégager un certain nombre d'implications en matière de politique éducative. La sous-section suivante est consacrée aux implications de ces résultats présentés et discutés en, matière de politique éducative.

2.2.3. Implications

Nous venons de présenter tout en les discutant, les différents résultats de l'analyse faite à propos de l'effet du statut de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle ; le constat général qui se dégage des résultats est que tout comme dans le cas de l'analyse de l'absentéisme de l'enseignant et de celle de la performance individuelle des élèves, les enseignants permanents semblent être mal logés en ce sens qu'ici encore, leur impact négatif sur l'efficacité de la production éducationnelle est établi, même si dans le cas présent, cet effet négatif ne concerne que les classes de bas niveau (les classes de CP). Ces résultats présentés et discutés ont des implications qu'il convient de préciser.

2.2.3.1. Motiver les enseignants : le rôle des incitations financières

Ici encore, comme ce fut le cas dans le chapitre précédent, les incitations financières des enseignants peuvent constituer un moyen efficace pour améliorer l'efficacité de la production éducationnelle dans les écoles primaires ; en effet, le recours à ce moyen vise à améliorer le pouvoir d'achat des enseignants ; il est vrai que, comme nous l'avons déjà montré dans le chapitre premier, les revenus hors activité principale impactent négativement l'absentéisme de l'enseignant, l'amenant ainsi à se consacrer davantage à son activité principale, mais au-delà de la présence effective de l'enseignant à son poste, il y a la question fondamentale du dévouement à la tâche ; de plus, sur la base de ce résultat, prioriser la présence au poste en encourageant l'exercice d'activités complémentaires peut être nocif au système, et la seule alternative d'amélioration du pouvoir d'achat de l'enseignant serait une initiative de la part de l'employeur qu'est l'Etat, initiative qui pourrait consister à relever le niveau de rémunération des enseignants, tout en les responsabilisant dans l'exercice de leur fonction à travers un contrat de travail comportant des clauses plus incitatives, susceptibles de conscientiser davantage les enseignants dans l'exercice de leur fonction. Il est vrai que les éléments d'appréciation de l'effort de l'enseignant restent encore moins identifiables du fait non seulement de l'existence d'interactions énormes entre les facteurs de performance des élèves et des classes, mais aussi de l'existence d'asymétrie d'information quant au comportement de l'enseignant. Dans l'ensemble, le succès de la politique de motivation des enseignants en les récompensant en fonction des résultats de la classe peut être mitigé : dans les classes où l'année scolaire n'est pas sanctionnée par des examens au plan national, les résultats sont faciles à manipuler au prix d'un effort minimal de la part de l'enseignant ; comme le montrent nos résultats antérieurs, les enseignants permanents sont très absentéistes : peut-on améliorer leur performance en pénalisant ces absences ? il s'agit là d'une question qui ne saurait avoir une réponse catégorique ; d'ailleurs, une telle mesure s'est révélée inefficace au Rajasthan où le taux d'absentéisme des instituteurs ne s'est pas du tout amélioré suite à sa mise en œuvre (Duflo, 2005).

2.2.3.2. Assurer la disponibilité des enseignants et des salles de classes pour améliorer l'encadrement des élèves

Même si la mesure ici proposée n'est pas directement liée au statut de l'enseignant, elle reste une mesure d'ordre générale susceptible de conduire à une amélioration de l'efficacité de la production éducationnelle. L'effet négatif des classes en simple vacation a été mis en exergue dans les résultats de nos estimations ; dans ces conditions, on comprend aisément que pour faire fonctionner les classes en simple vacation, il est nécessaire non seulement de disposer de salles de classe, mais aussi d'enseignants en nombre suffisant pour faire fonctionner ces classes. Ainsi, la construction de salles de classes et le recrutement d'enseignants en nombre suffisants et pédagogiquement formés est une solution à envisager ; il est vrai que d'importants efforts ont été faits par le gouvernement ces dernières années dans le sens de la construction de salles de classes dans l'enseignement primaire afin d'offrir aux enfants les chances de scolarisation, mais encore faudra-t-il veiller à ce que dans ces classes il y ait des enseignants formés au plan pédagogique dans la mesure où l'enseignant reste et demeure un des facteurs d'offre d'éducation les plus importants dans le système éducatif.

2.2.3.3. Prioriser l'affectation des enseignants ayant une expérience relative dans les classes de niveau inférieur

L'effet de l'âge de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle dans le cadre de nos résultats montre que toute chose égale par ailleurs, les enseignants les plus jeunes sont plus efficaces dans les classes de niveau supérieur de l'enseignement primaire. Ce résultat qui pourrait se comprendre par le rôle de l'expérience dans l'enseignement dans la transmission de la connaissance aux apprenants selon l'âge et le niveau auquel se situe l'apprenant dans le système éducatif, implique la nécessité de tenir compte de l'expérience de l'enseignant dans l'affectation dans les classes ; un enseignant d'un âge

relativement avancé semble mieux adapté aux classes de niveau inférieur, peut-être pour la facilité qu'il aura à communiquer avec les apprenants et à les organiser, facilité qu'on pourrait ne pas retrouver chez un enseignant plus jeune.

Conclusion

La question de l'efficacité de la production est une question fondamentale dans l'analyse économique ; si l'on s'accorde que l'éducation est tout aussi un processus de production, on ne saurait occulter l'analyse de l'efficacité de la production éducationnelle si l'on veut à juste titre apprécier la performance du système éducatif. Même si la littérature économique sur la question de l'efficacité est beaucoup restée en marge de l'analyse de la production d'éducation, une revue de cette littérature montre que les outils utilisés dans l'analyse de l'efficacité sont basés sur une relation entre les facteurs utilisés dans tout de processus de production et le produit obtenu, que nous soyons dans un cas uni-produit ou dans un cas multi-produit.

Dans la mesure où les arguments aussi bien théoriques qu'empiriques existent dans la littérature qui font de l'éducation un processus de production, l'analyse en terme d'efficacité du système éducatif est tout à fait justifiée ; l'éducation utilise des facteurs au nombre desquels on retrouve l'enseignant ; si l'on se situe au niveau de la classe, on peut se demander si la frontière de la performance de la classe (score moyen de la classe) n'est pas sensible aux caractéristiques de l'enseignant ; c'est à cette question fondamentale que le présent chapitre a tenté de trouver une réponse.

En s'intéressant à l'impact du statut de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle dans l'enseignement primaire au Bénin, le présent chapitre avait pour objectif d'évaluer l'impact du statut de l'enseignant sur l'efficacité de la production éducationnelle au Bénin. Même si la méthode des frontières paramétriques stochastique qui a servi de base à l'analyse dans ce chapitre présente des limites quant à la prise en compte de l'effet temps dans l'évaluation de l'efficacité de la production éducationnelle, il est important de souligner que nos résultats montrent qu'il existe bien sûr un effet d'inefficacité dans la production éducationnelle, ce qui constitue un argument majeur pour l'estimation d'une frontière de production éducationnelle stochastique. L'estimation de la fonction d'inefficacité met en exergue un effet positif du statut de permanent sur l'inefficacité de la production d'éducation dans les classes de niveau inférieur (CP) alors que dans les classes de niveau supérieur (CM1), l'effet du type de contrat n'est pas significatif. Si l'on se réfère aux résultats obtenus dans le chapitre précédent, on est en mesure de dire que l'effet absentéisme des enseignants permanents a eu des répercussions sur l'efficacité de la production éducationnelle dans une certaine mesure.

Ces différents résultats relancent en général le débat sur l'épineux problème de la place qu'occupe l'enseignant dans le système éducatif, et en particulier la question du type de contrat de l'enseignant dans l'école béninoise ; une lecture globale des résultats de ce chapitre, mais aussi de ceux des deux premiers chapitres s'avère importante pour tirer des conclusions plus pertinentes.

Conclusion générale

L'éducation est l'un des facteurs déterminants du niveau de vie des populations et la croissance économique ; les différentes théories du capital humain en ont donné les preuves et les évidences empiriques ont été fournies par de nombreuses études depuis des décennies. L'Etat, en tant que principal acteur de l'offre d'éducation aussi bien par le rôle régulateur qu'il joue en la matière que par l'importance des dépenses publiques d'éducation aussi bien dans les pays développés que dans les pays en développement, doit déployer des efforts importants pour mobiliser les ressources nécessaires à la mise en œuvre des politiques éducatives ; au nombre de ces ressources, il y a les ressources humaines dont les enseignants représentent une part très importante. Au delà des questions d'importance numériques du personnel enseignant qu'implique les objectifs d'éducation pour tous (EPT), la nécessité de la qualité de l'éducation n'est plus à démontrer pour assurer un rendement meilleur de l'éducation. La question de la qualité qui a nourri les inquiétudes des acteurs de l'éducation s'est notamment orientée vers la crédibilité de la politique de recours aux enseignants contractuels dans les systèmes éducatifs dans bon nombre de pays pour suppléer le déficit d'enseignants, conséquence des difficultés économiques qu'ont connues les pays notamment ceux du tiers monde dont le Bénin.

L'objectif général que nous avons poursuivi dans la présente thèse était d'évaluer la politique de contractualisation de la fonction enseignante dans le sous secteur de l'enseignement primaire au Bénin ; pour y parvenir, nous avons focalisé notre réflexion sur trois aspects essentiels à notre avis susceptibles de rendre compte efficacement de la contribution des enseignants à l'amélioration du système éducatif ; il s'agit de l'impact du statut de l'enseignant respectivement sur son absentéisme dans l'exercice de sa fonction, les acquis des élèves et l'efficacité de la production éducationnelle.

Notre réflexion a procédé d'abord par une exploration de la littérature sur les questions d'absentéisme du travailleur, celles de la production éducationnelle du point de vue microéconomique avec une exploration des fondements microéconomiques de la fonction de production d'éducation, puis celle de l'efficacité dans la production éducationnelle au niveau des classes. Cette littérature très riche d'enseignements a révélé l'existence de nombreux travaux aussi bien théoriques qu'empiriques relatives à ces différentes questions ; sur le plan méthodologique, les études antérieures font état d'avancées très remarquables dans l'analyse aussi bien de l'absentéisme du travailleur que dans celle de la production d'éducation ; de même, au plan empirique, les résultats obtenus dans de nombreuses études nous ont fourni des éléments de comparaison, pour mieux apprécier la réalité vécue dans le système éducatif béninois. Ensuite, nous avons procédé à des essais sur l'évaluation de l'impact du statut de l'enseignant d'une part sur son absentéisme et d'autre part sur sa contribution à la production éducationnelle tant en matière du niveau des acquis par élève que de l'efficacité dans la production d'éducation.

Les différents essais que nous avons effectués se sont basés sur une démarche méthodologique utilisant une approche quantitative/empirique, à partir des données d'enquêtes du PASEC CONFEMEN au Bénin, données nous ayant fourni des informations assez riches sur les élèves, les enseignants et les écoles dans le système éducatif primaire au Bénin. Que ce soit au niveau de l'analyse de l'absentéisme des enseignants dans les écoles primaires publiques qu'à celui de l'efficacité de la production d'éducation, nous avons eu recours à des analyses économétriques pour apprécier l'impact du type de contrat sous lequel travaille l'enseignant sur un attribut de l'efficacité de l'enseignant. A cet effet, aussi bien le modèle Tobit avec solution en coin, le modèle de régression linéaire avec transformation

de Box Cox et le modèle de frontière stochastique ont été mis à contribution. Le choix de ces outils économétriques d'analyse a été fondé aussi bien sur la nature des données disponibles dans la base du PASEC que sur les problèmes d'ordre méthodologique récurrents mis en exergue par la littérature en la matière ; il s'agit notamment des problèmes de biais dans les estimations et des problèmes d'existence ou non d'effet d'inefficience, largement débattus dans la littérature relative aux questions d'efficience de la production. Ces problèmes récurrents ont été alors explorés et les méthodes d'estimation choisies nous ont permis d'avoir des résultats qui pour certains corroborent aussi bien les enseignements de la théorie et un certain nombre de faits stylisés dans des travaux antérieurs, et pour d'autres remettent en cause des enseignements de la théorie. De façon globale, les résultats obtenus à divers niveaux font état de la non efficacité des enseignants permanents dans l'exercice de leur fonction par rapport à leurs homologues contractuels, fournissant ainsi des arguments en faveur d'un doute généralement constaté sur la productivité des travailleurs de la fonction publique.

L'analyse de l'absentéisme de l'enseignant nous révèle que dans l'enseignement primaire au Bénin, les enseignants permanents sont plus absentéistes que leurs homologues contractuels ; un constat fondamental établi d'après nos résultats est que le statut de l'enseignant transite par le canal du revenu de l'enseignant pour impacter son absentéisme ; en effet, nous avons estimé un effet négatif des autres revenus de l'enseignant sur son absentéisme, et un effet positif du statut de permanent de l'enseignant sur ses revenus hors activité. L'absentéisme de l'enseignant, loin d'être interprété comme une réaction du travailleur à la non satisfaction de son travail aussi bien du point de vue de la rémunération que du point de vue des conditions de travail, est apparue d'après nos résultats comme une réaction s'inscrivant dans un cadre plus large, allant même jusqu'à sa vie extra professionnelle : outre la satisfaction morale, le but du travail est de procurer à l'individu des ressources pouvant lui permettre de satisfaire ses besoins ; mais toute autre activité capable de procurer des ressources financières au travailleur peut aussi contribuer à améliorer le niveau de vie du travailleur ; alors que les effets théoriques des revenus hors activités sur l'offre de travail s'inscrivent dans la logique selon laquelle l'absentéisme, considéré comme un bien normal, est la conséquence d'un arbitrage entre travail et loisir, on s'aperçoit ici que l'absentéisme est pour l'enseignant une réponse à la baisse des autres revenus ; ce résultat, quoi qu'à première vue réfutant les attentes théoriques, se comprend comme traduisant le fait que c'est plutôt la faiblesse du niveau global de revenu du travailleur qui l'amène à adopter un comportement de tir au flanc dans l'exercice de sa fonction, afin d'aller chercher un complément de revenu dans d'autres activités. Des simulations faites sur la base des résultats obtenus, il apparaît que si l'on s'inscrit dans la tendance à un reversement actuellement au reversement observée dans le rang des enseignants contractuels, le reversement d'un enseignant contractuel en enseignant permanent coûtera globalement environ 831766,5 fcfa en un an, dont 26114,27 fcfa (soit 3,14% environ) représente des coûts indirects liés à l'absentéisme de l'enseignant. De même, les simulations montrent que l'augmentation du revenu global de l'enseignant a globalement un avantage pour l'Etat puisque quelque soit le scénario considéré, ce que coûte la mesure à l'Etat est de loin inférieur à ce que gagne l'Etat en terme de valeur monétaire des jours d'absence récupérés en une année. Par exemple, une augmentation de 1% du revenu global des enseignants coûtera en moyenne 7786,686 fcfa par enseignant à l'Etat alors que cela permettra de récupérer environ 16 jours et demi d'absentéisme ; l'équivalent monétaire de ces jours d'absence est de 35529 fcfa environ, ce qui devrait être perdu si l'enseignant s'absentait ; il s'en suit un effet net positif de 27742,5 fcfa par enseignant pour l'Etat.

Au-delà de l'absentéisme de l'enseignant permanent, les résultats obtenus dans la présente recherche font état d'un acquis plus élevé des élèves encadrés par des enseignants contractuels par rapport à ceux encadrés par des enseignants permanents, et les analyses économétriques indiquent un effet négatif du statut de permanent des enseignants sur la performance des élèves en fin d'année, par rapport aux enseignants contractuels ; de plus l'effet seuil de l'âge de l'enseignant et celui de l'effectif des élèves ont été mis en exergue. Sur la question de la non efficacité des enseignants permanents par rapport aux contractuels, on peut conclure qu'il s'agit d'un résultat qui s'inscrit dans la continuité du résultat précédent relatif à l'absentéisme des enseignants permanents par rapport à leurs homologues contractuels ; il est évident que l'absentéisme de l'enseignant implique une réduction du temps

d'apprentissage de l'élève, avec pour corollaire la baisse des acquis scolaires, toute chose égale par ailleurs. Quant aux effets de l'âge des enseignants, il convient de noter que, associé à l'impact du statut sur la performance des élèves, cela traduit la prédominance des enseignants d'un âge élevé dans le rang des enseignants permanents, conséquence du gèle du recrutement d'enseignants permanents ces dernières années.

La question de l'efficience dans la production d'éducation est celle qui a bouclé nos analyses ; les résultats obtenus font état d'un impact négatif du statut permanent de l'enseignant sur l'efficience de la production éducationnelle dans les classes de niveau inférieur (les classes de CP), alors que l'effet n'est pas significatif dans les classes de CM1. Au-delà de la différence d'effet que nous avons interprété notamment par le rôle des acquis antérieurs de l'apprenant, il est important de signaler que du point de vue des objectifs poursuivis dans le cadre de la présente recherche, les enseignants permanents sont ici aussi mal logés par rapports aux contractuels, du moins dans les classes de niveau inférieur.

Avant de notifier les limites et les perspectives de la présente recherche, il convient d'évoquer la contribution scientifique de cette thèse. D'abord, la contribution de cette thèse est d'ordre empirique. En effet, par le biais de la présente étude, on trouve les arguments en faveur d'une politique de contractualisation de l'emploi en général et dans le secteur de l'éducation en particulier est partiellement comblé. Autrement dit, l'étude contribue aux débats sur la performance des travailleurs du secteur public en général et les enseignants APE en particulier. La thèse a donc fourni des informations bien qu'incomplètes sur le comportement et l'efficacité des enseignants sous différents types de contrat avec l'Etat. Ensuite, dans l'évaluation de l'impact du statut de l'enseignant aussi bien sur la performance des élèves que sur l'efficience de la production éducationnelle, le travail a utilisé des approches économétriques à avantage double : d'abord, le recours à la transformation de Box Cox a permis de limiter les biais liés au choix arbitraire d'une forme linéaire de la fonction de production ; en suite, le recours à la méthode des frontières stochastiques a permis d'aller au-delà des considérations en termes d'enveloppe de la méthode traditionnelle du DEA. Enfin, la thèse a, loin de remettre en cause les enseignements de la théorie économique notamment en ce qui concerne l'impact des autres revenus du travailleur sur son offre de travail, fournit une explication alternative à l'impact des autres revenus du travailleur sur son absentéisme ; en effet, Allen (1981) prévoit qu'une hausse des autres revenus a pour effet d'accroître le temps d'absence, considéré ici comme un bien normal ; en obtenant un impact négatif des autres revenus de l'enseignant sur son absentéisme, la présente recherche montre que l'accroissement des autres revenus du travailleur a pour effet d'améliorer son pouvoir d'achat, et par conséquent son bien-être, impactant ainsi sa propension à se consacrer correctement à sa fonction.

Au-delà de cette contribution d'ordre empirique, la présente thèse a certaines limites qui méritent d'être évoquées.

D'abord, en l'absence de données microéconomiques plus récentes sur le système éducatif, nous avons dû utiliser les données du PASEC datant de 2004-2005 ; cela pourrait constituer une limite majeure, dans la mesure où les comportements des acteurs de l'éducation peuvent (et le sont généralement d'ailleurs) être dynamiques ; dans ces conditions, la disponibilité de données sur une cohorte d'élèves sur plusieurs années aurait permis de procéder à une analyse dynamique, grâce par exemple à des modèles en données de panel, avec prise en compte de l'efficience technique avec ou sans variations temporelles telles que débattus dans la littérature sur les frontières d'efficience. Cela aurait contribué à appréhender l'impact d'un effet spécifique lié à la dynamique des politiques éducatives mises en œuvres par l'Etat sur les indicateurs analysés à savoir, l'absentéisme des enseignants, la performance des élèves et l'efficience de la production éducationnelle.

Ensuite, la présente étude s'est limitée au secteur public de l'enseignement primaire, ce qui limite la portée des résultats aux seuls enseignants du secteur public ; pourtant, la question du type de contrat pourrait aussi s'étendre aux écoles privées dont le nombre aujourd'hui est de plus en plus grandissant ;

certes, la base de données du PASEC datant de 2005, ne comporte pas assez d'informations sur les écoles privées et les contrats de travail des enseignants dans ce sous-secteur ne sont pas généralement établis en des termes assez clairs, toute chose susceptible de biaiser davantage les résultats que nous aurions obtenus.

Enfin, les analyses ont été faites dans la limite des informations disponible dans la base du PASEC ; au nombre de ces informations, il y a celles relatives à un certain nombre d'indicateurs notamment le niveau de confort matériel de la famille de l'élève ; l'appréciation du niveau de confort reste encore un élément subjectif et l'indicateur de confort construit pour apprécier le niveau de pauvreté des ménages ne saurait restituer efficacement l'information sur le niveau de vie des ménages ; si l'on s'accorde à reconnaître que le niveau de vie du ménage est déterminant dans l'éducation des enfants, on peut alors tomber d'accord que l'indicateur de niveau de vie construit dans la base du PASEC peut constituer une limite quant à la portée des résultats.

En dépit de ces limites, et sur la base des différents résultats obtenus et discutés, une question fondamentale se pose : Faut-il contractualiser entièrement la fonction enseignante ? Il s'agit là d'une question dont la réponse doit tenir compte non seulement d'un argumentaire économique, mais aussi juridique. Ceci pourrait ouvrir la porte à des recherches futures, afin d'apporter plus d'éléments d'appréciations à la question de l'emploi contractuel dans le secteur éducatif.

CODESRIA - BIBLIOTHÈQUE

Références bibliographiques

- [1] **Adams, R., Berger, A. and Sickles, R. (1999)**. Semi-parametric Approaches to Stochastic Panel Frontiers with Applications in the Banking Industry. *Journal of Business and Statistics*, 17: 349–358.
- [2] **Afriat S.N. (1972)**. Efficiency Estimation of Production Functions. *International Economic Review*, 13(3): 568–598.
- [3] **Afsa C. ET Givord P. (2006)**, « Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie », *Document de travail*, n° G 2006 / 07, Direction des études et synthèses économiques, Insee, Paris.
- [4] **Ahn, S.C., Lee, Y.H. and Schmidt, P. (1994)**. GMM Estimation of a Panel Data Regression Model with Time-Varying Individual Effects. Working Paper, Department of Economics, Michigan State University, East Lansing, MI.
- [5] **Aigner, D. J., C. A. K. Lovell and P. Schmidt (1977)**, “Formulation and estimation of stochastic frontier models”, *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.
- [6] **Aigner, D.J. and Chu, S.F. (1968)**. On Estimating the Industry Production Function. *American Economic Review*, 58(4): 826–39.
- [7] **Akerlof, G. A. and Yellen, J. (1984)** *Efficiency Wage Models of the Labor Market*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [8] **Akerlof, G. A., & Kranton, R. E. (2002)**. Identity and Schooling: Some Lessons for the Economics of Education. *Journal of Economic Literature*, 40, 1167-1201.
- [9] **Al Samarrai S. (2002)**: Achieving Education for All: How Much Does Money Matter? Institute of Development Studies (IDS), Working Paper 175, Brighton, December.
- [10] **Alchian, A. A. et H. Demsetz. (1972)**. “Production. Information Costs and Economic Organization.” *American Economic Review*, LXII, 5, pp. 777-795.
- [11] **Ali, A. I. and L.M. Seiford. (1993)**. *The Mathematical Programming Approach to Efficiency Analysis*. In Fried, H.O., C.A.K. Lovell and S.S. Schmidt (Eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press, New York, 120-159.
- [12] **Ali, M. and M. A. Chaudhry. (1990)**. Inter-regional Farm Efficiency in Pakistan’s Punjab: A Frontier production Function Study. *J. of Agr. Econ.* 41: 62-74.
- [13] **Allen S.G. (1981a)**, « An Empirical Model of Work Attendance », *Review of Economics and Statistics*, vol. 63, n° 1, pp. 77-87.

- [14] **Allen, S. G. (1981b)** Compensation, safety and absenteeism: Evidence from the paper industry. *Industrial and Labor Relations Review*, 34, 207-218.
- [15] **Allen S.G. (1984)**, « Trade Unions, Absenteeism, and Exit-Voice », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 37, n° 3, pp. 331-345.
- [16] **Alleta, (1984)**, The researcher-researched relation and ethical problems in cross-cultural research), *Research Bulletin*, 14, no. 9.
- [17] **ALTINOK, N. (2006)**, “Les sources de la qualité de l’éducation”, *Economie sociale et Droit, Economie sociale et solidaire, Famille et Education, Protection Sociale*. Ed. l’Harmattan, actes des journées de l’AES, Tome 2, pp. 163-176.
- [18] **Amara, N. et R. Romain. (1990)**. *Efficiency Technique dans le secteur laitier Québécois*. Paper presented at the joint CAEFM-AAEA annual meeting, Vancouver. Série Recherche no 14, GRAAL, Département d’Économie rurale, Université Laval, Québec. Août 1990
- [19] **Amara, Nabil, Namaté Traoré, Réjean Landry and Robert Romain. (1999)**. Technical Efficiency and Farmers’ Attitudes Toward Technological Innovation: The Case of the potato Farmers in Quebec. *Can. J. Agr. Econ.* 47 : 31-43.
- [20] **American Psychological Association (1995)**. *Intelligence : knowns and unknowns*. Washington, DC : American Psychological Association
- [21] **Anderlini, L. et L. Felli (1994)**, « Incomplete Written Contracts: Indescribable States of Nature », *Quarterly Journal of Economics*, 109 : 1085-1124.
- [22] **Anderlini, L. et L. Felli (1998)**, « Descriptibility and Agency Problems », *European Economic Review*, 42 : 35-39.
- [23] **Anderlini, L. et L. Felli (1999)**, « Incomplete Contracts and Complexity Costs », *Theory and Decision*, 46 : 23-50.
- [24] **Angrist, J. D. et V. Lavy. (1999)**. « Using mainmonides’ rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement. » *Quarterly Journal of Economics*, 114, 2, pp. 533-576.
- [25] **Antos, J. R. et S. Rosen. (1975)**. “Discrimination in the market for public school teachers.” *Journal of Econometrics*, 3, 2, pp. 123-150.
- [26] **Ardilly, P. (2006)**, « Les techniques de sondage », Editions TECHNIP.
- [27] **Arrow K. et Debreu G. (1954)**, « Existence of and equilibrium for a compete economy », *Econometrica*, 22, 265 – 290
- [28] **Arrow K.J., (1964)**. « The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk Bearing, in *Review of Economic Studies*, n° 31, 1964, p. 91-96].
- [29] **Arrow, K. J. (1973)**. “Higher education as a filter.” *Journal of Public Economics*, 2, 3, pp. 193-216.
- [30] **Arrow, K.J., (1953)** : The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk-Bearing, *Econometrica*

- [31] **Atkin, R., & Goodman, P. (1984).** *Methods of defining and measuring absenteeism*. In P. S. Goodman, R. S. Atkin and Associates (Eds.), *Absenteeism*. San Francisco: Jossey-Bass.
- [32] **Atkinson, S.E. and Cornwell, C. (1993).** Estimation of Technical Efficiency with Panel Data: A Dual Approach. *Journal of Econometrics*, 59: 257–262.
- [33] **Atkinson, S.E. and Cornwell, C. (1994a).** Estimation of Output and Input Technical Efficiency Using a Flexible Functional Form and Panel Data. *International Economic Review*, 35(1): 245–256.
- [34] **Atkinson, S.E. and Cornwell, C. (1994b).** Parametric Estimation of Technical and Allocative Inefficiency with Panel Data. *International Economic Review*, 35(1): 231–243.
- [35] **Azariadis C. (1975),** “Implicit contracts and unemployment equilibrium”, *The Journal of Political Economy*, 83; 6, 1183-1202
- [36] **Bacharach, S. B., D. Lipsky et J. Shedd. (1984).** *Paying for Better Teaching Merit Pay and Its Alternatives*. San Fransisco: Jossey Bass.254p p
- [37] **Bailey M. N. (1974),** “Wages and Unemployment under Uncertain Demand”, *Review of Economic Studies*, January
- [38] **Baker, G., R. Gibbons et K. J. Murphy. (1994).** “Subjective Performance Measure in Optimal Incentive Contract.” *Quarterly Journal of Economics*, 109, 4, pp. 1125-1156.
- [39] **Balchin, J. and Wooden, M. (1992)** Absence penalties and the work attendance decision. National Institute of Labour Studies Inc., Working Paper, No. 120.
- [40] **Ballou, D. (1996).** “Do public schools hire the best applicants?” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111: 97. MIT Press.
- [41] **Banker, R. D., A. Charnes and W. W. Cooper (1984),** “Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis”, *Management Science*, 30(9), pp. 1078-1092.
- [42] **Banker, R.D. and Maindiratta, A. (1988).** Nonparametric Analysis of Technical and Allocative Efficiencies in Production. *Econometrica*, 56(6): 1315–32.
- [43] **Banker, R.D. and Morey, R. (1986a).** Efficiency Analysis for Exogenously Fixed Inputs and Outputs. *Operations Research*, 34(4): 513–521.
- [44] **Banker, R.D. and Morey, R. (1986b).** The Use of Categorical Variables in Data Envelopment Analysis. *Management Science*, 32(12): 1613–27.
- [45] **Barmby T.A., Orme C.D. ET Treble J.G. (1991),** « Worker Absenteeism: An Analysis Using Microdata », *Economic Journal*, vol. 101, n° 405, pp. 214-229.
- [46] **Barmby T.A., Sessions J.G. et Treble J.G. (1994),** « Absenteeism, Efficiency Wages and Shirking », *Scandinavian Journal of Economics*, 96, pp. 561-566.
- [47] **Barmby, T. A. and Treble, J. G. (1991a)** Absenteeism in a medium-sized manufacturing plant. *Applied Economics*, 23, 161-166.

- [48] **Barmby, T. A. and Treble, J. G. (1991b)** Worker absence and contractual hours. *Mitteilungen Aus Der Arbeitsmarkt- and Berufsforschung*.
- [49] **Barmby, T. A., Sessions, J. G. and Treble, J. G. (1994)** Absenteeism, efficiency wages and shirking. *Scandinavian Journal of Economics*, forthcoming.
- [50] **Barnett, R. R., J. C. Glass, R. I. Snowdon and K. S. Stringer (2002)**, "Size, Performance and Effectiveness: Cost-Constrained Measures of Best- Practice Performance and Secondary-School Size", *Education Economics*, 10(3), pp. 291-311.
- [51] **Bates, J. M. (1997)**, "Measuring predetermined socioeconomic 'inputs' when assessing the efficiency of educational outputs", *Applied Economics*, 29, pp. 85-93.
- [52] **Battese G.E., et Coelli T.J., (1995)** ; A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data; *Empirical Economics*, 20, pp. 325-....
- [53] **Battese, G. and Corra, G. (1977)**. Estimation of a Production Frontier Model with Application to the Pastoral Zone of Easter Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21(3): 167–179.
- [54] **Battese, G.E. and Coelli, T.J. (1988)**. Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data. *Journal of Econometrics*, 38: 387–399.
- [55] **Battese, G.E. and Coelli, T.J. (1992)**. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3(1–2): 153–169.
- [56] **Battese, G.E., Coelli, T.J. and Colby, T. (1989)**. Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data from ICRISTAT's Village Level Studies. *Journal of Quantitative Economics*, 5, 2: 327–348.
- [57] **Bauer, P.W. (1985)**. *An analysis of multiproduct technology and efficiency using the joint cost function and panel data: An application to the US airline industry*, unpublished doctoral dissertation (University of North Carolina, Chapel Hill, NC).
- [58] **Bauer, P.W. (1990)**. Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers. *Journal of Econometrics*, 46(1/2): 39–56.
- [59] **Baugh, W. H. et J. A. Stone. (1982)**. "Mobility and wage equilibration in the educator labor market." *Economics of Education Review*, 2, 3, pp. 253-274.
- [60] **Becker G. (1964)** : "Human Capital", the University of Chicago Press, Chicago.
- [61] **Benabou, R. (1993)**, "Workings of a City: Location, Education, and Production", *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), pp. 619-652.
- [62] **Benabou, R. (1995)**, "Quelques effets de la décentralisation sur les structures urbaines et le système éducatif", *Revue économique*, 46(3), pp. 595-604.
- [63] **Bera, A.K. and Sharma, S.C. (1996)**. Estimating Production Uncertainty in Stochastic Frontier Production Frontier Models. Working Paper, Department of Economics, University of Illinois, Champaign, IL.

- [64] **Berger, A.N. (1993)**. Distribution-Free Estimates of Efficiency in the US Banking Industry and Tests of the Standard Distributional Assumptions. *Journal of Productivity Analysis*, 4(3): 261–292.
- [65] **Bernard, J.M., (2007)**, *La fonction de production éducative revisitée dans le cadre de l'Education Pour Tous en Afrique subsaharienne : Des limites théoriques et méthodologiques aux apports à la politique éducative*. Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, Université de Bourgogne.
- [66] **Bernard, J.-M., Nkengne Nkengne, A.P., & Robert, F. (2007)**. Réformes des programmes scolaires et acquisitions à l'école primaire en Afrique : Mythes et réalités. *International Review of Education*.
- [67] **Bernard, J.-M., Tiyaab, B., & Vianou, K. (2004)**. *Profils enseignants et qualité de l'éducation primaire en Afrique subsaharienne francophone: Bilan et perspectives de dix années de recherche du PASEC*. Mimeo. Dakar : PASEC/CONFEMEN.
- [68] **Berndt, E.R. and Wood, D.O. (1975)**. Thecnology, Prices, and the Derived Demand for Energy. *Review of Economic and Statistics*, 57(3): 259–268.
- [69] **Bessent, A., W. Bessent, J. Elam and D. Long (1984)**, “Educational Productivity Coucils Employs Management Science Methods to Improve Educational Quality”, *Interfaces*, 14(6), pp. 1-8.
- [70] **Bessent, A., W. Bessent, J. Kennington and B. Reagan (1982)**, “An Application of Mathematical Programming to Assess Productivity in the Houston Independent School District”, *Management Science*, 28(12), pp. 1355-1367.
- [71] **Bessy, C (2007)**, *La contractualisation de la relation de travail*, Ed. LGDJ; Collection Droit et Société, Paris.
- [72] **Bessy, C. (2007)**, *Les limites de la contractualisation de la relation de travail*, IDHE, ENS, Cachan, CNRS.
- [73] **Bifulco, R. and S. Bretschneider (2001)**, “Estimating school efficiency, A comparison of methods using simulated data”, *Economics of Education Review*, 20, pp. 417-429.
- [74] **Bjurek, H., Hjalmarsson, L. and Forsund, F.R. (1990)**. Deterministic Parametric and Nonparametric Estimation of Efficiency in Service Production. A Comparison. *Journal of Econometrics*, 46: 213–227.
- [75] **Blaug, M. (1976)**. “Kuhn versus Lakatos or Paradigms versus Research Programmes in History of Economics.” *History Political Economy*, 8, 1, pp. 399-433.
- [76] **Blaug, M. (1987)**. « The rate of return on investment in education in Greta-Britain », in : M. Blaug ed : *The economics of education and the education of an economist*, Adershot : Edward Elgar, Ind., (p. 3-49).
- [77] **Bolton P. (1990)**, “Renegotiation and the dynamic of contract design”, *European economic association*, 34, pp. 303 – 310
- [78] **Borjas G. J. (1979)**, « Job Satisfaction, Wages and Unions », *The Journal of Human Resources*, vol.14, n°1, pp.21-40.
- [79] **Bos (1988)**. “*Privatization, Théorical Treatment*”, Oxford University Press.

- [80] **Bound J. (1991)**, « Self-Reported Versus Objective Measures of Health in Retirement Models », *Journal of Human Resources*, vol. 26, pp. 106-138.
- [81] **Bourdon, J et Nkengné Nkengné (2007)**, Les enseignants contractuels : avatars et fatalités de l'éducation pour tous, Séminaire international : «*La professionnalisation des enseignants de l'éducation de base : les recrutements sans formation initiale*», Sèvres : France (2007)»
- [82] **Bourdon, J., Frölich, M.-F., & Michaelowa, K. (2006)**. Broadening Access to Primary Education: Contract Teacher Programs and Their Impact on Education Outcomes in Africa an Econometric Evaluation for the Republic of Niger. In L. Menkhoff (ed.), *Pro-Poor Growth: Issues, Policies, and Evidence* (pp. 119-142), Berlin : Duncker & Humblot
- [83] **Box, G. E. P. and D. R. Cox (1964)**, "An Analysis of Transformations", *Journal of the Royal Statistical Society*, 26 (2), p. 211-252.
- [84] **Bradley, S., G. Johnes and J. Millington (2001)**, "The effect of competition on the efficiency of secondary schools in England", *European Journal of Operational Research*, 135, pp. 545-568.
- [85] **Bravo-Ureta, B. E. (1986)**. Technical Efficiency Measures for Dairy Farms Based on a Probabilistic Frontier Function Model. *Can. J. Agr. Econ.* 34: 399-415.
- [86] **Bravo-Ureta, E. and L. Rieger. (1990)**. Alternative Production Frontier Methodologies and Dairy Farm Efficiency. *J. Econ.* 41: 215-226.
- [87] **Bressoux, P. (2000)**. Modélisation et évaluation des environnements et des pratiques d'enseignement. Habilitation à diriger des recherches, Université Pierre Mendès France, Grenoble.
- [88] **Brian, J. (2005)**. « The Impact of School Choice on Student Outcomes : An Analysis of the Chicago Public Schools », *Journal of Public Economics*, 89 (5-6), p. 761-796.
- [89] **Brousseau E. (1993b)**, « Les Théories des Contrats: une Revue », *Revue d'Economie Politique*, Vol. 103, pp. 1-82
- [90] **Brousseau, E. (1992)**. « Coûts de transaction et impact organisationnel des technologies d'information et de communication. » *Réseaux* 54: 31-53.
- [91] **Brown S. ET Sessions J.G. (1996)**, « The Economics of Absence: Theory and Evidence », *Journal of Economic Surveys*, vol. 10, n° 1, pp. 23-53.
- [92] **Brown, S. et Sessions J.G. (2004)**, Absenteeism, Presenteeism and Shirking, *Economic Issues*, Vol. 9, Part 1.
- [93] **Bryk, A. S., & Raudenbush, S. W. (1992)**. *Hierarchical Linear Models: Application and Data Analysis Models*. London : Sage.
- [94] **Byrnes, P., R. Färe, S. Grosskopf and S. Kraft. (1987)**. Technical Efficiency and Size: The Case of Illinois Grain Farms. *Eur. Rev. Agr. Econ.* 14: 367-81.
- [95] **Cahuc, P. et A. Zylberberg (1996)**. *Economie du travail, la formation des salaires et les déterminants du chômage*, De Boeck Université, Paris, Bruxelles, 1996.

- [96] **Caliendo M. et Kopeinig S. (2005)**, « Some practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching », Discussion Paper Series, N° 1588, IZA.
- [97] **Caner, K. (2000)**. La dynamique qualitative du produit de l'éducation. Thèse de doctorat non
- [98] **Carlin, P. S. (1989)** Why the incidence of shirking varies across employers. *The Journal of Behavioural Economics*, 18, 300-316.
- [99] **Caroli, E. (1993)**. «Les fonctions du système éducatif vues par les économistes: quelques conceptions fondatrices.» *Education et formation*, 35, pp. 53-60.
- [100] **Case A. et Deaton A. (2005)** : « Broken Down by Work and Sex : How our Health Declines », in D. Wise (ed.), *Analyses in the Economics of Aging*, University of Chicago Press.
- [101] **Casella, G. and E. George (1992)**. Explaining the Gibbs sampler. *The American Statistician*, 46: 167–174.
- [102] **Chadwick-Jones J.K, N. Nicholson, C. Brown (1982)**, *Social Psychology of Absenteeism*, New York, Praeger.
- [103] **Chadwick-Jones, J.K., Brown, C.A. and Nicholson, N. (1973)** A-type and B-type absence: Empirical trends for women employees. *Occupational Psychology*, 47, 75-80.
- [104] **Chalos, P. and J. Cherian (1995)**, “An application of Data Envelopment Analysis to Public Sector Performance Measurement and Accountability”, *Journal of Accounting and Public Policy*, 14, pp. 143-160.
- [105] **Chamberlain G. (1980)**, « Analysis of Covariance with Qualitative Data », *Review of Economic Studies*, vol. 47, n° 1, pp. 225-238.
- [106] **Chambers, J. G. (1985)**. “Patterns of compensation of public and private school teachers.” *Economics of Education Review*, 4, 4, pp. 291-310.
- [107] **Charnes, A., Cooper, W.W., Seiford, L. and Stutz, J. (1982)**. A Multiplicative Model for Efficiency Analysis. *Socio-Economic Planning Sciences*, 16(5): 223–224.
- [108] **Charnes, A., Cooper, W.W., Seiford, L. and Stutz, J. (1983)**. Invariant Multiplicative Efficiency and Piecewise Cobb-Douglas Envelopments. *Operations Research Letters*, 2(3): 101–103.
- [109] **Charnes, A., W. W. Cooper and E. Rhodes (1978)**, “Measuring the Efficiency of Decision Making Units”, *European Journal of Operational Research*, 2(6), pp. 429-444.
- [110] **Charnes, A., W. W. Cooper and E. Rhodes (1981)**, “Evaluating Program and Managerial Efficiency: An Application of Data Envelopment Analysis to Program Follow Through”, *Management Science*, 27(6), pp. 668-697.
- [111] **Chatterji M., Tilley C.J. (2002)**, « Sickness, absenteeism, presenteeism, and sick pay », *Oxford Economic Papers*, vol. 54, n° 4, pp. 668-687.
- [112] **Chaudhury, M. and Ng, I. (1992)** Absenteeism predictors: Least squares, rank regression, and model selection results. *Canadian Journal of Economics* 3, 615-634.

- [113] **Chaupain-Guillot S. et O. Guillot (2007)** ; Les absences au travail : une analyse à partir des données françaises du panel européen des ménages, *Économie et Statistique* N° 408-409, 2007
- [114] **Chelius, James R., (1981)**. «Understanding Absenteeism: The Potential Contribution of Economic Theory,» *Journal of Business Research* 9, 409-418.
- [115] **Cheloha, R. S. and Farr, J.L. (1980)** Absenteeism, job involvement and job satisfaction in organization setting, work, non-work and withdrawal. *Journal of Applied Psychology*, 65(4), 467-473.
- [116] **Christensen, L.R. (1973)**. Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economic and Statistics*, vol. 55, no I, (February): 28–45.
- [117] **Christensen, L.R. and Greene, W.H. (1976)**. Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation, *Journal of Political Economy*, 84(4): 655–676.
- [118] **Christensen, L.R., Jorgenson, D.W. and Lau, L.J. (1971)**. Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function. *Econometrica*, 39: 255–256.
- [119] **Christensen, L.R., Jorgenson, D.W. and Lau, L.J. (1973)**. Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *Review of Economic and Statistics*, 55: 28–45.
- [120] **Coelli, T. (1995)**. Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 6(4): 247–268.
- [121] **Coelli, T. and Perelman, S. (1996a)**. Efficiency Measurement, Multiple-output Technologies and Distance Functions: With Application to European Railways. CREPP Discussion Paper No. 96/05. University of Liege, Liege.
- [122] **Coelli, T. and Perelman, S. (1996b)**. A Comparison of Parametric and Non-parametric Distance Functions: With Application to European Railways. CREPP Discussion Paper No. 96/11. University of Liege, Liege.
- [123] **Coelli, T. and Perelman, S. (2000)**. Technical Efficiency of European Railways: A Distance Function Approach. *Applied Economics*, 32(15): 1967–76.
- [124] **Coelli, T., D.S. Prasada Rao and G.E. Battese. (1998)**. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- [125] **Cogneau, D. (2003)**. *Colonisation, School and Development in Africa An empirical analysis*. Document de travail, DT/2003/01, DIAL.
- [126] **Coleman, J. et E. L. McDill. (1965)**. «Family and Peer Influences in College Plans of High School Students.» *Sociology of Education*, 38, 2, pp. 112-126.
- [127] **Coleman, J.S., & al. (1966)**. *Equality of Educational Opportunity*. Washington : U.S. Government Printing Office.
- [128] **Coles, M. G. and Treble, J. G. (1993)** The price of worker reliability. *Economics Letters*, 44(2), 34-46.
- [129] **Contoyannis P., Jones A.M. et Rice N. (2004)**, « The Dynamics of Health in the British Household Panel Survey », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 19, pp. 473-503.

- [130] **Cooper, W.W., Seiford, L.M. and Tone, K. (2000)**. Data Envelopment Analysis: A Comprehensive text with models, applications, references, and DEA-solver software. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- [131] **Cornwell, C. and Schmidt, P. (1996)**. Production Frontiers and Efficiency Measurement. In *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, Matyas L. and Sevestre, P., (Eds.), Boston: Kluwer Academic Publishers.
- [132] **Cornwell, C., Schmidt, P. and Sickles, R.C. (1990)**. Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variations in Efficiency Levels. *Journal of Econometrics*, 46(1/2): 185–200.
- [133] **Crahay, M. (1996)**. Tête bien faite, tête bien pleine, un recadrage constructiviste d'un vieux dilemme, *Perspectives*, 26 (1) : 55-84.
- [134] **Cronbach, L.J. (1951)**. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16,297-334.
- [135] **Dalton, D.R., and J.L. Perry, (1981)**. "Absenteeism and the Collective Bargaining Agreement: An Empirical Test," *Academy of Management Journal* 24, 425-431.
- [136] **De Ketele, J.-M., & Gérard, F.-M. (2005)**. La validation des épreuves d'évaluation selon l'approche par les compétences. *Mesure et évaluation en éducation*.
- [137] **Deardorff, A. V., and F. P. Stafford, (1976)**. «Compensation of Cooperating Factors,» *Econometrica* 44, 671-684.
- [138] **Debreu, G. (1951)**. The Coefficient of Resource Utilization. *Econometrica*, 19(3): 273–292.
- [139] **Debreu; G. (1959)**, *Theory of Value*, New York, Wiley.
- [140] **Deitsch, C. R., and D. A. Dilts, (1981)**. "To Cut Casual Absenteeism: Tie Benefits to Hours Worked," *Com-pensation Review* (First Quarter,), 41-46.
- [141] **Denison, E. F. (1962)**. *The sources of economic growth in the United States and the alternatives before US*. New York: Committee for Economic Development.297 p
- [142] **Denison, E. F. (1985)**. *Trends in American economic growth : 1929-1982*. Washington D.C: Brookings institution. 141 p
- [143] **Dewatripont, M., I. Jewitt et J. Tirole. (1999a)**. "The Economics of Career Concerns, Part I: Comparing Information Structures." *The Review of Economic Studies*, 66, 1, Special Issue: Contracts, pp. 183-198.
- [144] **Dewatripont, M., I. Jewitt et J. Tirole. (1999b)**. "The Economics of Career Concerns, Part II: Application to Missions and Accountability of Government Agencies." *The Review of Economic Studies*, 66, 1, special issue : Contracts, pp. 199-2 17.
- [145] **Diop, A. (2011)**. *Politique de recrutement des enseignants non fonctionnaires et qualité de l'éducation de base au Sénégal: quels enseignements vers l'Education Pour Tous (EPT)* . Thèse de doctorat, Université de Bourgogne, Université Cheikh Anta DIOP.

- [146] **Dixit, A. (2000)**. "Incentives and Organizations in the Public Sector: An Interpretative Review." Revised version of paper presented at the National Academy of Sciences conference on Devising Incentives to Promote Human Capital, Irvine, California, December 17-18. Princeton University. Processed.
- [147] **Dixit, A., G. M. Grossman et F. Gul. (2000)**. "The Dynamics of Political Compromise." *Journal of Political Economy*, 108, 3, pp. 531-568.
- [148] **Dolton, P. et W. Von der Klaauw. (1995)**. "Leaving Teaching in the UK: A Duration Analysis." *The Economic Journal*, 105, 429, pp. 431-444.
- [149] **Drago, R. and Wooden, M. (1992)** The determinants of labor absence: Economic factors and work group norms. *Industrial and Labor Relations Review*, 45, 34-47.
- [150] **Duflo, E. (2006)**. Field Experiments in Development Economics. Prepared for the World Congress of the Econometric Society
- [151] **Duflo, E., (2005)**, « Monitoring Works : Getting Teachers to Come to School », document de travail.
- [152] **Duflo, E., (2010)** : « *Le Développement Humain: Lutter contre la pauvreté (I)* », La République des Idées, ed. Seuil.
- [153] **Duncan, C. et M. Lovell. (1989)**. « The pension subsidy of educational inequality. » *Economics of Education Review*, 8, 4, pp. 313-321.
- [154] **Dunn L.F. et Youngblood S.A. (1986)**, « Absenteeism as a Mechanism for Approaching an Optimal Labor Market Equilibrium : An Empirical Study », *Review of Economics and Statistics*, vol. 68, n° 4, pp. 668-674.
- [155] **Duranton, G. (1997)**, "The Economic Analysis of Urban Zoning: A brief Review", *Revue d'économie régionale et urbaine*, 2, pp. 171-188.
- [156] **Dynarski, M., R. Schwab and E. Zampelli (1989)**, "Local Characteristics and Public Production: The Case of Education", *Journal of Urban Economics*, 26, pp. 250-263.
- [157] **Edwards, A. C. (1989)**. "Understanding differences in wages relative to income per capita: The case of teachers' salaries." *Economics of Education Review*, 8, 2, pp. 197-203.
- [158] **Efron, B. (1979)**. Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife. *Annals of Statistics*, 7: 1-16
- [159] **Efron, B. and Tibshirani, R.J. (1993)**. An Introduction to the Bootstrap. London: Chapman and Hall.
- [160] **Ehrenberg Ronald G. & Smith Robert S., (1997)**: "Modern Labor Economics: Theory and Public
- [161] **Ehrenberg, R. G. et D. J. Brewer. (1994)**. « Do school and teacher characteristics matter? Evidence from High School and Beyond. » *Economics of Education Review*, 13, 1, pp. 1-17.
- [162] **Ehrenberg, Ronald G. (1970)**. "Absenteeism and the Overtime Decision," *American Economic Review* 60, 352-357.

- [163] **Fare, R. and Primont, D. (1990)**. A Distance Function Approach to Multioutput Technologies. *Southern Economic Journal*, 56: 879–891.
- [164] **Farrell, M. J. (1957)**, “The Measurement of Productive Efficiency”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, 120(3), pp. 253-290.
- [165] **Farrell, R., Grosskopf, S. and Weber, W. (1997)**. The Effect of Risk-Based Capital Requirements on Profit Efficiency in Banking. Discussion Paper Series No. 97–12, Department of Economics, Southern Illinois University at Carbondale.
- [166] **Favereau O. et Picard P. (1996)**, « L’approche économique des contrats : unité ou diversité », *Sociologie du travail*, 4, 441 – 464
- [167] **Fernandez, C., Koop, G. and Steel, M.F.J. (2000a)**. A Bayesian Analysis of Multiple- Output Production Frontiers. *Journal of Econometrics*, 98: 47–79.
- [168] **Fernandez, C., Koop, G. and Steel, M.F.J. (2000b)**. Modelling Production with Undesirable Outputs. Proceeding of the 15th International Workshop on Statistical Modelling, Bilbao, Spain, July 17–21
- [169] **Fernandez, C., Koop, G. and Steel, M.F.J. (2002a)**. Alternative Efficiency Measures for Multiple-Output Production. Working paper, <http://www.ukc.ac.uk/IMS/statistics/people/M.F.Steel/fks3-4.pdf>.
- [170] **Fernandez, C., Koop, G. and Steel, M.F.J. (2002b)**. Multiple-Output Production with Undesirable Outputs: An Application to Nitrogen Surplus in Agriculture. *Journal of the American Statistical Association, Applications and Case Studies*, 97: 432–442.
- [171] **Fernandez, C., Osiewalski, J. and Steel, M.F.J. (1997)**. On the Use of Panel Data in Stochastic Frontier Models with Improper Priors. *Journal of Econometrics*, 79: 169–193.
- [172] **Ferrier, G.D. and Hirschberg, J.G. (1997)**. Bootstrapping Confidence Intervals for Linear Programming Efficiency Scores: With an Illustration Using Italian Bank Data. *Journal of Productivity Analysis*, 8: 19–33.
- [173] **Ferrier, G.D. and Lovell, C.A.K. (1990)**. Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence, *Journal of Econometrics*, 46: 229–245.
- [174] **Fichman, M (1988)**. ‘Motivational consequences of absence and attendance : proportional hazard estimation of a dynamic motivation model.’ *Journal of Applied Psychology*, vol. 73⁽¹⁾, pp. 119-34
- [175] **Fichman, M (1989)**. ‘Attendance makes the heart grow fonder: a hazard rate approach to modeling attendance.’ *Journal of Applied Psychology*, vol. 74⁽²⁾, pp. 325-35
- [176] **Fichman, M. (1984)**. ‘A theoretical approach to understanding employee absence.’ In *Absenteeism* (ed. P. S. Goodman and R. S. Atkin). San Francisco: Jossey-Bass.
- [177] **Figlio, D. N. (1997)**. “Teacher salaries and teacher quality.” *Economics Letters*, 55, 2, August, pp. 267-271.
- [178] **Figlio, D. N. (2002)**. “Vouchers and the provision of public services.” *Journal of Economic Literature*, 40, 2, June, pp. 544-546.

- [179] **Flanagan, Robert J., George Strauss, and Lloyd Ulman, (1974).** "Worker Discontent and Work Place Behavior," *Industrial Relations* 13, 101-123.
- [180] **Flyer, F. et S. Rosen. (1997).** «The New Economics of Teachers and Education.» *Journal of Labor Economics*, Volume 15, Issue 1, Part 2 January 1997, Pages S104-139, 1, Part2, January, pp. S104-139.
- [181] **Fomba, B. (2008).** *Contrats de travail et Performances Economiques au Cameroun.* Thèse de Doctorat, Ph.D, Université de Yaoundé II, Cameroun.
- [182] **Forsund, F.R. and Hjalmarsson, L. (1979).** Generalised Farrell Measures of Efficiency: an Application to Milk Processing in Swedish Dairy Plants. *The Economic Journal*, 89: 294–315.
- [183] **Freeman, B. R. (1978),** « Job satisfaction as an economic variable », *The American Economic Review*, vol.68, n°2.
- [184] **Fried, H., C. A. K. Lovell and P. Vanden Eeckhaut. (1993).** Evaluating the Performance of U.S. Credit Unions. *J. of Ban. Fin.* 17: 251-265.
- [185] **Gamel, C. (2000).** «Et si l'Université n'était qu'un filtre ? Actualité du modèle d'Arrow.» *Economie Publique, Etudes et recherches*, 6, pp. 41-69.
- [186] **Gelfand, A. and Smith, A.F.M. (1990).** Sampling-based Approaches to Calculating Marginal Densities. *Journal of the American Statistical Association*, 85: 398–409.
- [187] **Glewwe, P. (2002).** Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes. *Journal of Economic Literature*, 40, 2, 436-482.
- [188] **Glewwe, P., & Kremer, M. (2006).** Schools, Teachers, and Education Outcomes in Developing Countries. In E.A. Hanushek & F. Welch (eds.), *Handbook on the Economics of Education*. Amsterdam : Elsevier.
- [189] **Goldstein, H. (1995).** *Multilevel Statistical Models*. London : Arnold.
- [190] **Gordon D.M. (1972),** *Theories of Poverty and Unemployment, Health*, Lexington Books
- [191] **Gottelmann Duret (2007),** le recrutement des enseignants sans formation initiale : quelles alternatives ? quels risques ? quelles stratégies de formation ? Séminaire international : «*La professionnalisation des enseignants de l'éducation de base : les recrutements sans formation initiale*», Sèvres : France (2007)»
- [192] **Greene W.H. (2003),** *Econometric Analysis* (5th Edition), Prentice Hall, Upper Saddle River, 1 026 p.
- [193] **Greene, W. (1980a).** On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model, *Journal of Econometrics*, 13(1): 101–115.
- [194] **Greene, W. (1980b).** On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model, *Journal of Econometrics*, 13(1): 101–115.
- [195] **Greene, W. (1990).** A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model, *Journal of Econometrics*, 46 : 141–163.

- [196] **Greene, W. H. (2005)**. *Econométrie*. 5ème édition. Paris : Pearson Education France.
- [197] **Greene, W.M. (1980a)**. Maximum likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions. *Journal of Econometrics*, 13(1): 27–56.
- [198] **Greene, W.M. (1993)**. The Econometric Approach to Efficiency Analysis. In *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Harold O. Fried,
- [199] **Greene, W.M. (1997)**. *Econometric Analysis*, 3rd Edn. Prentice-Hall: Englewood Cliffs, NJ.
- [200] **Grissmer, D. W. et S. N. Kirby. (1993)**. «Teacher Attrition-Theory, Evidence and suggested Policy Options.» *RAND Documents*, P-7827. 49p p.
- [201] **Grosskopf, S. (1996)**. Statistical Inference and Nonparametric Efficiency: A Selective Survey. *Journal of Productivity Analysis*, 7: 161–176.
- [202] **Grossman M. (1972)**, « On the Concept of Health Capital and the Demand for Health », *Journal of Political Economy*, vol. 80, n° 2, pp. 223-255.
- [203] **Grossman S. et Hart O. (1986)**, “An analysis of the principal-agent problem”, *Econometrica*, 51, 7-45
- [204] **GROSSMAN S., HART O., 1981**, “Implicit Contract, Moral Hazard and Underemployment”, *American Economic Review*, 71, 301-307.
- [205] **Guerrien B, (1991)** *L'économie néo-classique*, La Découverte, coll. Repères, 127p.
- [206] **Hailu, A. and Veeman, T. (2000)**. Environmentally Sensitive Productivity Analysis of the Canadian Pulp and Paper Industry, 1959–1994: An Input Distance Function. *Journal of Environmental Economics and Management*, 40(3): 251–274.
- [207] **Hannaway, J. (1992)**. “Higher order skills, job design and analysis and proposal.” *American Educational Research Journal*, pp. 20-.
- [208] **Hanushek, C, C. Ka Yui Leung et K. Yilmaz. (2001)**. “Redistribution through Education and Other Transfer Mechanisms.” *NBER Working Paper*, 8588. 41 p.
- [209] **Hanushek, E. A. (1979)**. Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions. *The Journal of Human Resources*, 14, 3, 351-388.
- [210] **Hanushek, E. A. (1986)**. “The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools”, XXIV, pp. 1141-1177.
- [211] **Hanushek, E. A. (1997)**. Assessing the effect of school resources on student performance: An Update. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19, 2, 141-164.
- [212] **Hanushek, E. A. (2001)**. “The Confusing world of Educational Accountability.” *National Tax Journal*, LIV, 2, pp. 365-384.
- [213] **Hanushek, E. A. (2002)**. “Publicly provided education.” *NBER Working Paper*, 8799, p.

- [214] **Hanushek, E. A. (2003)**. The Failure of Input-based Schooling Policies. *The Economic Journal*, 113, 485, F64-F98.
- [215] **Hanushek, E. A. et R. R. Pace. (1995)**. “Who Chooses to teach (and Why)?” *Economics of Education Review*, 14, 2, pp. 101-117.
- [216] **Hanushek, E. A., J. F. Kain, J. M. Markman et S. G. Rivkin. (2003)**. “Does Peer Ability Affect Student Achievement ?” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18: 527-544.
- [217] **Hanushek, E.A. (1992)**. “The Trade-off between Child Quantity and Quality.” *he Journal of Political Economy*, 100, 1, pp. 84-117.
- [218] **Harrison, D. A. and Hulin, C. L. (1989)**. ‘Investigations of absenteeism: using event-history models to study the absence-taking process.’ *Journal of Applied Psychology*, vol. 74(2), pp. 300-16.
- [219] **Hart O. (1990)**, “Is bounded rationality an important element of a theory of institutions?,” *Journal of institutional and theoretical economics*, 146, 696 – 702
- [220] **Hart O. (1995)**, *Firms, contracts and financial structure*, Clarendon lectures in economics, Oxford university press
- [221] **Hart O. et Holmström B. (1987)**, “The theory of contracts”, in T. BEWLEY, ed., *Advance in economic theory*, Fifth world congress, Cambridge university press
- [222] **Hart, O. et J. Moore (1988)**, « Incomplete Contracts and Renegotiation », *Econometrica*, 56 : 755-786.
- [223] **Hausman, J. et Wise, David, A. (1977)**. Social Experimentation, Truncated Distributions, and Efficient Estimation, *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 45 (4), pages 919-932.
- [224] **Hausman, J.A. and Taylor, W.E. (1981)**. Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49: 1377–99.
- [225] **Heckman J.J. (1981)**, « *The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time - Discrete Data Stochastic Process* », in C.F. Manski, D. McFadden, (éds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Cambridge, MIT Press.
- [226] **Henderson, V., P. Mieszkowski and Y. Sauvageau (1978)**, “Peer Group Effects and Educational Production Functions”, *Journal of Public Economics*, X, pp. 97-106.
- [227] **Hesselius P. (2003)**, « Does Sick Absence Increase the Risk of Unemployment? », Working Paper Series, n° 2003-15, Department of Economics, Uppsala University, 32 p.
- [228] **Hjalmarsson, L., Kumbhakar, S.C. and Heshmati, A. (1996)**. DEA, DFA and SFA: A Comparison. *Journal of Productivity Analysis*, 7(2–3): 303–327.
- [229] **Holstrom, B. et P. Milgrom. (1991)**. “Multitask Principal-Agent Analysis : Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design.” *Journal of Law, Economics and Organization*, 7, sp, pp. 24-52.
- [230] **Horrace, W.C. and Schmidt, P. (1995)**. Multiple Comparisons with the Best, with Applications to the Efficiency Measurement Problem. Working Paper, Department of Economics, Michigan State University, East Lansing, MI.

- [231] **Horrace, W.C. and Schmidt, P. (1996)**. Confidence Statements for Efficiency Estimates from Stochastic Frontier Models. *Journal of Productivity Analysis*, 7(2-3): 257-282.
- [232] **Horrace, W.C. and Schmidt, P. (2000)**. Multiple Comparisons with the Best, with Economic Applications. *Journal of Applied Econometrics*, 15(1): 1-26.
- [233] **Hox, J. (2002)**. *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. Mahwa [Etats-Unis] :Lawrence Erlbaum Associates.
- [234] **Hoxby, C.M. (1996)** : Are efficiency and equity in school finance substitutes or complements? *Journal of Economic Perspectives* 10 (4), 51-72.
- [235] **Hoxby, C.M. (2000)** : Does competition among public schools benefit students and taxpayers? *American Economic Review* 90 (5), 1209-38.
- [236] **Jarousse, J.-P. et C. Leroy-Audoine. (1999)**. “Les nouveaux outils de l'évaluation : quel intérêt pour l'analyse des “effets classes””, in *Education et formation : l'apport de la recherche aux politiques éducatives*. Bourdon, J. et C. Thélot eds. Paris, CNRS éditions.
- [237] **Jarousse, J.P., & Mingat, A. (1993)**. *L'école primaire en Afrique : analyse pédagogique et économique*. Paris : L'Harmattan.
- [238] **Jensen, U. (2000)**. Is it Efficient to Analyse Efficiency Rankings?. *Empirical Economics*, 25(2): 189-208.
- [239] **Jesson, D., D. Mayston and P. SMITH (1987)**, “Performance Assessment in the Education Sector : educational and economic perspectives”, *Oxford Review of Education*, 13(3), pp. 249-266
- [240] **Johansson P. et Palme M. (1996)**, « Do Economic Incentives Affect Work Absence ? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data », *Journal of Public Economics*, vol. 59, n° 2, pp. 195-218.
- [241] **Johansson P. et Palme M. (2002)**, « Assessing the Effect of Public Policy on Worker Absenteeism », *Journal of Human Resources*, vol. 37, n° 2, pp. 381-409.
- [242] **Johnes, J. (2006)**. “Data Envelopment Analysis and its application to the measurement of efficiency in higher education”, *Economics of Education Review*, 25, pp 273-288.
- [243] **Johns, G. and Nicolson, N. (1982)** The meaning of absence; new strategies for theory and research. *Organisational Behaviour*, 4, 127-172.
- [244] **Jondrow, J, Lovell, C.A.K., Materov, I.S. and Schmidt, P. (1982)**. On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics*, 23: 269-274.
- [245] **Joutard, P. et C. Thélot. (1999)**. *Réussir l'école. Pour une politique éducative*. Paris: Seuil.277 p
- [246] **Kalirajan, K.P. and Shand, R.T. (1999)**. Frontier Production Functions and Technical Efficiency Measures. *Journal of Economic Surveys*, 13(2): 149-172.
- [247] **Kane, T. J. and D. O. Staiger (2002)**, “The Promise and Pitfalls of Using Imprecise School Accountability Measures”, *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), pp. 91-114.

- [248] **Kenyon, P. and Dawkins, P. (1989)** A time' series analysis of labour market absence in Australia. *Review of Economics and Statistics*, 99, 232-239.
- [249] **Kim, Y. and Schmidt, P. (2000)**. A Review and Empirical Comparison of Bayesian and Classical Approaches to Inference on Efficiency Levels in Stochastic Frontier Models with Panel Data, *Journal of Productivity Analysis*, 14: 91–118.
- [250] **Kirjavainen, T. and H. A. Loikkanen (1998)**, “Efficiency Differences of Finnish Senior Secondary Schools: An Application of DEA and Tobit Analysis”, *Economics of Education Review*, 17(4), pp. 377-394.
- [251] **Kleit, A.N., and Terrell, D. (2001)**. Measuring Potential Efficiency Gains from Deregulation of Electricity Generation: a Bayesian Approach. *The Review of Economics and Statistics*, 83(3): 523–530.
- [252] **Kneip, A., Park, B.U. and Simar, L. (1998)**. A Note on the Convergence of Nonparametric DEA Estimators for Production Efficiency Scores. *Econometric Theory*, 14: 783–793.
- [253] **Koop, G. (1994)**. Recent Progress in Applied Bayesian Econometrics. *Journal of Economic Surveys*, 8: 1–34.
- [254] **Koop, G. (2001)**. Comparing the Performance of Baseball Players: A Multiple Output Approach. Working paper in <http://www.gla.ac.uk/Acad/PolEcon/Koop/>.
- [255] **Koop, G., Osiewalski, J. and Steel, M.F.J. (1994)**. Bayesian Efficiency Analysis with a Flexible Form: The AIM Cost Function. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12: 339–346.
- [256] **Koop, G., Osiewalski, J. and Steel, M.F.J. (1997)**. Bayesian Efficiency Analysis through Individual Effects: Hospital Cost Frontiers. *Journal of Econometrics*, 76: 77–106.
- [257] **Koop, G., Osiewalski, J. and Steel, M.F.J. (1999)**. The Components of Output Growth: a Stochastic Frontier Analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(4): 455–487.
- [258] **Koop, G., Osiewalski, J. and Steel, M.F.J. (2000)**. Modeling the Sources of Output Growth in a Panel of Countries. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18(3): 284–299.
- [259] **Koop, G., Steel, M.F.J. and Osiewalski, J. (1995)**. Posterior Analysis of Stochastic Frontier Models Using Gibbs Sampling. *Computational Statistics*, 10: 353–373.
- [260] **Koopmans, T. (1951)**. Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities. Activity. In T.C. Koopmans, ed, *Activity Analysis of Production and Allocation* , Cowles Commission for Research in Economics. Monograph no 13, New York: John Wiley and sons, Inc.
- [261] **Kopp, R. J. and W. E. Diewert. (1982)**. The Decomposition of Frontier Cost Deviation into Measures of Technical and Allocative Efficiency. *J. Econometrics* 9: 319-22.
- [262] **Kopp, R.J. and Mullahy, J. (1990)**. Moment-based Estimation and Testing of Stochastic Frontier Models. *Journal of Econometrics*, 46(1/2): 165–183.
- [263] **Kopp, R.J. and Mullahy, J. (1990)**. Moment-based Estimation and Testing of Stochastic Frontier Models. *Journal of Econometrics*, 46(1/2): 165–183.

- [264] KRASA, S. et S. WILLIAMS (1999), « Incompleteness as a Constraint in Contract Design », mimeo.
- [265] Kremer, M. (1995). Research on Schooling: What We Know and What We Don't: A Comment on Hanushek. *World Bank Research Observer*, 10, 2, 247-54.
- [266] Krueger, A. B. (2003). Economic Considerations and Class Size. *Economic Journal*, 113, 485, 34-63.
- [267] Kumbhakar, S.C. (1987). The Specification of Technical and Allocative Inefficiency of Multi-product Firms in Stochastic Production and Profit Frontiers. *Journal of Quantitative Economics*, 3: 213-223.
- [268] Kumbhakar, S.C. (1988). Estimation of Input-Specific Technical and Allocative Inefficiency in Stochastic Frontier Models. *Oxford Economic Papers*, 40: 535-549.
- [269] Kumbhakar, S.C. (1990). Production Frontiers, Panel Data and Time-Varying Technical Inefficiency. *Journal of Econometrics*, 46(1/2): 201-211.
- [270] Kumbhakar, S.C. (1996). Efficiency Measurement with Multiple Outputs and Multiple Inputs. *Journal of Productivity Analysis*, 7: 225-255.
- [271] Kumbhakar, S.C. (1997). Modeling Allocative Inefficiency in a Translog Cost Function and Cost Share Equations: An Exact Relationship. *Journal of Econometrics*, 76(1/2): 351-356
- [272] Kumbhakar, S.C. and Lovell, C.A.K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press, Cambridge.
- [273] Kumbhakar, S.C., Lozano-Vivas, A., Lovell, C.A.K. and Hasan, I. (2001). The Effects of Deregulation on the Performance of Financial Institutions: The Case of Spanish Savings Banks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1): 101-120.
- [274] Labour Research (1998) 'Noticeable by their Absence', August, 21-22.
- [275] Laffont JJ et J. Tirole (1993), *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*, MIT Press.
- [276] Laffont, J. J. et J. Tirole (1987), « Auctioning Incentive Contracts », *Journal of Political Economy*, Vol 95, n°5.
- [277] Lambert, S. (2004). *Teacher's Pay and Conditions: an Assessment of Recent Trends in Africa*. Mimeo. Paris : Paris-Jourdan : LEA-INRA
- [278] Lancaster, T(1990). *The Econometric Analysis of Duration Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [279] Lancaster, T. and Imbens, G. (1990) Choice-based sampling of dynamic populations. In J. Hartog, G. Ridder and J. Theeuwes (eds), *Panel Data and Labour Market Studies*. Amsterdam: North Holland.
- [280] Laveault, D., & Grégoire, J. (1997). *Introduction aux théories des tests en sciences humaines*. Bruxelles : De Boeck Université.
- [281] Lavy, V. (2003). "Paying for performance : the effect of teachers' financial incentives on students' scholastic outcomes." *Discussion Paper Series, CEPR*, n°3 862. 56 p.

- [282] **Lazear, E. P. (1986)**. "Salaries and Piece Rates." *Journal of Business*, Vol. 59: 405-431. University of Chicago Press.
- [283] **Lazear, E. P. (1998)**. *Personnel economics for managers*. New York ; Chichester: John Wiley & Sons. 538 p
- [284] **Lazear, E. P. et S. Rosen. (1981)**. «Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts.» *The Journal of Political Economy*, 89, 5, pp. 841-864.
- [285] **Leclercq F. (2005)**, "The relationship between Educational Expenditures and Outcomes", Développement Institutions et Analyses à Long Terme (DIAL), *Working paper*, n°2005/05, Paris
- [286] **Lee, Y.H. and Schmidt, P. (1993)**. *A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency*. In *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Harold O. Fried, Lovell, C.A.K., Schmidt, S.S. (Eds.), Oxford: Oxford University Press: 237-255.
- [287] **Leibenstein, H. (1966)**. Allocative efficiency vs. "X-Efficiency". *The American Economic Review*, 56, 3, 392-415.
- [288] **Leigh J.P. (1985)**, « The Effects of Unemployment and the Business Cycle on Absenteeism », *Journal of Economics and Business*, vol. 37, n° 2, pp. 159-170.
- [289] **Leigh J.P. (1991)**, « Employee and Job Attributes as Predictors of Absenteeism in a National Sample of Workers : The importance of Health and Dangerous Working Conditions », *Social Science and Medicine*, vol. 33, n° 2, pp. 127-137.
- [290] **Leigh, J. P. (1986)** Correlates of absence from work due to illness. *Human Relations*, 39, 81-100.
- [291] **Lemelin, C. (1998)**, *L'Economiste et l'Education*, PUQ.
- [292] **Leslie, D. (1982)** *Absenteeism the UK labour market, in Demand Management, Supply Constraints and Inflation (ed.) M. Artis et al.* Manchester: Manchester University Press.
- [293] **Lesueur, J. et Plane, P. (1995)**, Efficience technique du secteur manufacturier ivoirien : Estimation d'une Frontière de Production Stochastique sur Données de Panel. *Revue Région et Développement*, n°2.
- [294] **Leveque, J. et W. Roy (2004)**, Quelles avancées permettent les techniques de frontière dans la mesure de l'efficience des exploitants de transport urbain ? XIVèmes journées du SESAME à Pau.
- [295] **Levin, H.M. (1997)**. Raising School Productivity : an X-Efficiency Approach. *Economics of Education Review*, 16, 3, 303-311.
- [296] **Lollivier S. (2001)**, « Les choix d'activité des femmes en couple :une approche longitudinale », *Économie et Statistique*, n° 349-350, pp. 125-140.
- [297] **Lothgren, M. (1997)**. Generalized Stochastic Frontier Production Models. *Economics Letters*, 57: 255-259.
- [298] **Lovell, C.A.K. (1994)**. Linear Programming Approaches to the Measurement and Analysis of Productive Efficiency. *Top*, 2: 175-248.

- [299] **Lovell, C.A.K. and Schmidt, S.S. (Eds.)**, Oxford : Oxford University Press: 68–119. Stevenson, R. (1980). Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation. *Journal of Econometrics*, 13(1): 58–66.
- [300] **Madalla, G. S., (1987)**. “Limited Dependent Variable Models Using Panel Data.” *Journal of Human Resources* 22 (3): 305–38.
- [301] **Mancebon, M-J. and C. Mar Molinero (2000)**, “Performance in Primary Schools”,
- [302] **Mancebon, M-J. and E. Bandrés (1999)**, “Efficiency Evaluation in secondary schools: the key role of model specification and of ex post analysis results”, *Education Economics*, 7(2), pp. 131-152.
- [303] **Mc Caffrey, D.F., Lockwood, J.R., Koretz, D.M., et Hamilton, L.S. (2003)**. *Evaluating Value- Added Models for Teacher Accountability*. Santa Monica : Rand Corporation
- [304] **McCaffrey D. F., D. M. Koretz, J.R. Lockwood, et L. S. Hamilton (2004)** : “The Promise and Peril of Using Value-Added Modeling to Measure Teacher Effectiveness” *Evaluating Value-Added Models for Teacher Accountability*, MG-158-EDU, 154 pages.
- [305] **Meerman, J. (1979)**. *Public expenditure in Malaysia*. Oxford: Oxford University Press.383p p
- [306] **Meeusen, W. and van den Broeck, J. (1977)**. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18: 435–444.
- [307] **Melfi, C.A. (1984)**. *Estimation and decomposition of productive efficiency in a panel data model: An application to electric utilities*, unpublished doctoral dissertation (University of North Carolina, Chapel Hill, NC).
- [308] **Meunier, M. (2007)**. *Analyse Economique de la Production Educationnelle, le Cas de la Suisse*. Thèse de Doctorat n° 645, Université de Genève.
- [309] **Meunier, M. (2008)**. Are Swiss Secondary Schools Efficient ? In N.C. Seguel and P. Jaccard (Ed), *Gouvernance and Performance of Education Systems* (pp. 187-202), Springer
- [310] **Meuret, D. (2001)**. *Les recherches sur la réduction de la taille de la classe*. Paris: Rapport pour le Haut Conseil de l’Evaluation de l’Ecole de Paris.
- [311] **Meyer B., Viscusi K. et Durbin D. (1995)**, « Workers’ Compensation and Injury Duration: Evidence from a Natural Experiment », *American Economic Review*, vol. 85, pp. 322-340.
- [312] **Michaelowa, K. (2001)**. Primary Education Quality in Francophone Sub-Saharan Africa: Determinants of Learning Achievement and Efficiency Considerations. *World Development*, 29, 10, 1699-1716.
- [313] **Michaelowa, K., & Wechtler, A. (2006)**. The cost-effectiveness of inputs in primary education: Insights from the literature and recent student surveys for sub-Saharan Africa. Working document. Paris : ADEA.
- [314] **Mingat A. (2003)** - Analytical and Factual Elements for a Quality Policy for Primary Education in Sub-Saharan Africa in the Context of Education For All. *Communication à la Biennale de l’ADEA, Grand Baie, Maurice, 3-6 décembre*. http://www.adeanet.org/biennial2003/papers/3C_Mingat_FRE_final.pdf (accès le 27/12/2005).

- [315] **Mingat A., (2003)** : « Quelques réflexions sur deux questions structurelles fondamentales pour l'éducation dans le contexte africain », in *L'éducation, fondement du développement durable en Afrique*, sous la direction de Pierre Bauchet et Paul Germain. Presse Universitaire de France. P.149- 158
- [316] **Mingat A., R. Rakotomalala et J. P. Tan, (2003)** : Le financement de l'Education Pour Tous en 2015 : Simulations pour 33 pays d'Afrique subsaharienne ; région Afrique Banque Mondiale ; Développement humain Région Afrique Série Document de travail.
- [317] **Mingat, A. (1991)**. « Expliquer la variété des acquisitions au cours préparatoire : le rôle de l'enfant, la famille et l'école. » *Revue française de Pédagogie*, 95.
- [318] **Mingat, A. (2001)**. *Teachers Salary Issues in African Countries*. Mimeo. Equipe Analyse et Politiques pour le Développement Humain, Banque Mondiale, Région Afrique. Washington, D.C. : World Bank
- [319] **Mingat, A. (2004)**. *La rémunération/le statut des enseignants dans la perspective de l'atteinte des objectifs du millénaire dans les pays d'Afrique subsaharienne francophone en 2015*. Mimeo. Equipe Analyse et Politiques pour le Développement Humain, Banque Mondiale, Région Afrique. Washington, D.C : World Bank
- [320] **Mingat, A. et B. Suchaut, (2000)** : « Les systèmes éducatifs africains : une analyse économique comparative », De Boeck Université
- [321] **Mizala, A., P. Romaguera and D. Farren (2002)**, "The technical efficiency of schools in Chile", *Applied Economics*, 34, pp. 1533-1552.
- [322] **Mortimore P. et C. Stone (1991)** : Measuring Educational Quality, *British Journal of Educational Studies*, 39(1), 69-82.
- [323] **Mroz, A., T., Guilkey, K., D., et Bollen, A., K. (1995)** "Binary out comes and endogenous explanatory variables: Tests and solution with an application to the demand for contraceptive use in Tunisia", *Demography*, 32 (1) 111- 131.
- [324] **Murillo-Zamorano L.R. (2004)**, "Economic Efficiency and Frontier Techniques", *Journal of Economic Survey*, 18(1)
- [325] **Murnane, R. J. et R. J. Olsen. (1989)**. « The Effects on Salaries and Opportunity Costs on Duration in Teaching : Evidence on Michigan. » *The Review of Economics and Statistics*, 71, pp. 347-352.
- [326] **Murnane, R. et D. K. Cohen. (1986)**. "Merit pay and the Evaluation Problem : Why Most Merit Pay Plans Fail and a Few Survive." *Harvard Educational Review*, 56, 1, pp. 1-17.
- [327] **N'Gbo, A.G.M., (1994)**, L'efficacité productive des scops françaises: estimation et simulation à partir d'une frontière de production stochastique, *Revue Economique*, Vol. 45, n°1, pp. 115-128.
- [328] **Neal, D. A. (2002)**. « How Vouchers could Change the Market of Education. » *Journal of Economic Perspectives*, 16, 4, pp. 25-44.
- [329] **Nerlove, M. (1963)**. Returns to Scale in Electricity Supply in Measurement in Economics- Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld. Stanford University Press.

- [330] **Nicholson, N. (1976)** Management sanctions and absence controls. *Human Relations*, 29, 139-151.
- [331] **Nishimizu, M. and Page, J.M. (1982)**. Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1967–1978. *The Economic Journal*, 92: 920–936.
- [332] **Osiewalski, J. and Steel, M.F.J. (1998)**. Numerical Tools for the Bayesian Analysis of Stochastic Frontier Models. *Journal of Productivity Analysis*, 10: 103–117.
- [333] **Paringer L. (1983)**, « Women and Absenteeism: Health or Economics ? », *American Economic Review – Papers and Proceedings*, vol. 73, n° 2, pp. 123-127.
- [334] **Park, B., Simar, L. and Weiner, Ch. (2000)**. The FDH Estimator for Productivity Efficiency Scores: Asymptotic Properties. *Econometric Theory*, 16: 855–877.
- [335] **PASEC (2004a)**, Profils enseignants et qualité de l'éducation primaire en Afrique Subsaharienne Francophone : Bilan et perspectives de dix années de recherche du PASEC.
- [336] **PASEC. (2004b)**. Impact du statut enseignant sur les acquisitions dans le premier cycle de l'enseignement fondamental public au Mali. Dakar : CONFEMEN.
- [337] **PASEC Bénin (2005a)** Diagnostic de la qualité de l'enseignement primaire au Bénin, Enquete 2004-2005.
- [338] **PASEC. (2005b)**. Les enseignants contractuels et la qualité de l'éducation de base I au Niger : Quel bilan ? Dakar : CONFEMEN.
- [339] **PASEC. (2006)**. La formation des enseignants contractuels : étude thématique – Guinée. Dakar : CONFEMEN.
- [340] **PASEC. (2008)**. La qualité de l'éducation à Madagascar : quelques pistes de réflexion pour une éducation de qualité pour tous. Dakar : CONFEMEN.
- [341] **Paxson, C., & Schady, N. (2007)**. Cognitive Development among Young Children in Ecuador. The Roles of Wealth, Health, and Parenting. *Journal of Human Resources*, 42, 1, 49-84
- [342] **Pedraja-Chaparro, F., J. Salinas-Jiménez and P. Smith (1999)**, “On the quality of the data envelopment analysis model”, *The Journal of the Operational Research Society*, 50(6), pp. 636-644.
- [343] **Peltzman, S. (1993)**. “Political Factors in Public School Decline.” *American Enterprise*, 4, 4, pp. 44-50.
- [344] **Picard P. (1990)**, *Eléments de micro-économie*, Ed. Montchrestien, 563 p.
- [345] **Piketty, T. (2004)**. «L'impact de la taille des classes et de la ségrégation scolaire sur la réussite scolaire dans les écoles françaises : une estimation à partir du panel primaire 1997 Paris Jourdan.» *EHESS Mimeo*, Paris Jourdan.
- [346] **Pitt, M.M. and Lee, L.F. (1981)**. The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry, *Journal of Development Economics*, 9: 43–64. Policy”, Sixth Edition, Addison Wesley Educational Publishers Inc. United States.

- [347] **Pôle de Dakar/Unesco-Breda. (2009)**. La scolarisation primaire universelle en Afrique : le défi enseignant. Dakar : Unesco-Breda.
- [348] **Prendergast, C. (1999)**. «The Provision of Incentives in Firms.» *Journal of Economic Literature*, 37, 1, March, pp. 7-63.
- [349] **Primont, D. F. and B. Domazlicky (2006)**, “Student achievement and efficiency in Missouri schools and the No Child Left Behind Act”, *Economics of Education Review*, 25, pp. 77-90.
- [350] **Pritchett, L. et D. Filmer. (1999)**. «What Education Production Functions Really Show: A Positive Theory of Education Expenditures.» *Economics of Education Review*, 18, 2, pp. 223-239. publiée, Université de Montpellier I, Montpellier.
- [351] **Rabiou, R., Boube, M. et Malam M. L. (2010)**. Contractualisation et qualité de l’Enseignement de Base au Niger. *African Education Development Issues*, ROCARE n°1.
- [352] **Ray, S. C. (1991)**, “Resource-Use Efficiency in Public Schools: A Study of Connecticut Data”, *Management Science*, 37(12), pp. 1620-1628.
- [353] **Reza, A. M. (1975)** “Labor Supply and Demand, Absenteeism, and Union Behavior,” *Review of Economic Studies* 42 (Apr.), 237-247.
- [354] **Ribar, D., (1994)**, “Teenage fertility and High School Completion.” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76., No. 3 pp. 413-24.
- [355] **Richmond, J. (1974)**. Estimating the Efficiency of Production. *International Economic Review*, 15: 515–521.
- [356] **Riley, J. G. (1976)**. “Information screening and human capital.” *American Economic Review*, 66, 2, pp. 254-260.
- [357] **Rivkin, Steven G., Eric A. Hanushek, and John F. Kain. (2005)**. “Teachers, schools, and academic achievement.” *Econometrica* 73,no.2 (March):417-458.
- [358] **Romain, Robert, et Rémy Lambert. (1995)**. Efficacité technique et Coûts de Production dans les secteurs laitiers du Québec et de l’Ontario. *Can. J. Agr. Econ.* 43: 37-55.
- [359] **Rosen, S. (1974)** Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82, 34-55.
- [360] **Ruggiero, J. (2003)**, “Comment on estimating school efficiency”, *Economics of Education Review*, 22, pp. 631-634.
- [361] **Ruggiero, J. (2006)** : “Measurement error, education production and data envelopment analysis”, *Economics of Education Review*, 25, pp 327-333.
- [362] **Salanié B. (1994)**, *Théorie des Contrats*, Economica, Paris
- [363] **Scelle G. (1929)**, *Le Droit ouvrier*, 2a, éd., Paris, A. Colin, 1929.
- [364] **Schmidt, P. and Lovell, C.A.K. (1979)**. Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers. *Journal of Econometrics*, 9: 343–366.

- [365] **Schmidt, P. and Lovell, C.A.K. (1980)**. Estimating Stochastic Production and Cost Frontiers when Technical and Allocative Inefficiency are Correlated. *Journal of Econometrics*, 13(1): 83–100.
- [366] **Schmidt, P., and Sickles, R.C. (1984)**. Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2: 299–326.
- [367] **Schultz, T. W. (1963)**. The Economic Value of Education, Columbia University Press
- [368] **Scott, K. Dow, and Steven E. (1983)**. Markham, “An Empirical Test of the Economic Labor-Leisure Model of Work Attenuation,” Virginia Polytechnic Institute Working Paper Series.
- [369] **Seiford, L.M. and Thrall, R.M. (1990)**. Recent Developments in DEA: The Mathematical Approach to Frontier Analysis. *Journal of Econometrics*, 46: 7–38.
- [370] **Shapiro C. et Stiglitz J. (1984)**. « Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device », *American Economic Review*, vol. 74, pp. 433-444.
- [371] **Sharma, K. R., PingSun Leung and H. M. Zaleski. (1999)**. Technical, Allocative and Economic Efficiencies in Swine Production in Hawaii: A Comparison of Parametric and Nonparametric Approaches. *Agri. Econ.*, 20: 23-35.
- [372] **Sickles R.C. and P. Taubman (1986)**, « An Analysis of the Health and Retirement Status of the Elderly », *Econometrica*, Vol. 54, pp. 1339-1356
- [373] **Sickles, R., Good, D. and Getawech, L. (2002)**. Specification of Distance Functions Using Semi- and Nonparametric Methods with an Application to the Dynamic Performance of eastern and Western European Air Carriers. *Journal of Productivity Analysis*, 17(1–2): 133–155.
- [374] **Simar, L. and Wilson, P.W. (1998)**. Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models. *Management Science*, 44(11): 49–61.
- [375] **Simar, L. and Wilson, P.W. (1999a)**. Some Problems with the Ferrier/Hirschberger Bootstrap Idea. *Journal of Productivity Analysis*, 11: 67–80.
- [376] **Simar, L. and Wilson, P.W. (1999b)**. Of Course We Can Bootstrap DEA Scores! But Does It Mean Anything?. *Journal of Productivity Analysis*, 11: 67–80.
- [377] **Simon, H. (1951)**, A formal theory of the employment relationship, *Econometrica*, 19, 293-305.
- [378] **Smith, F. J. (1977)** Work attitudes as predictors of specific day attendance. *Journal of Applied Psychology*, 62(1), 16-19.
- [379] **Smith, R. and R. Blundell (1986)**. “An Exogeneity Test for a Small Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply.” *Econometrica*, Vol. 54, pp. 679-85.
- [380] **Southwick Jr, L. et I. S. Gill. (1997)**. “Unified Salary Schedule and Student SAT Scores: Adverse Effects of Adverse Selection in the Market for Secondary School Teachers.” *Economics of Education Review*, 16, 2, pp. 143-153.
- [381] **Spence, A. M. (1973)**. “Job market signaling.” *Quarterly Journal of Economics*, 87, 3, pp. 355-374.

- [382] **Steers, R. M. and Rhodes, S. R. (1978)**. 'Major influences on employee attendance: a process model.' *Journal of Applied Psychology*, vol. 63, pp. 39¹-4⁰⁷.
- [383] **Steers, R.M., and Rhodes, S.R. (1984)**. Knowledge and speculation about absenteeism. In: P.S. Goodman, & R.S. Atkin (Eds.), *Absenteeism: New Approaches to Understanding, Measuring and Managing Employee Absence*. San Francisco: Jossey-Bass, Pp. 276-321.
- [384] **Stephan G. (1992)**, « L'absentéisme : une approche théorique », *Problèmes économiques*, n° 2.268, pp. 28-32.
- [385] **Stevenson, R. (1980)**. Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation. *Journal of Econometrics*, 13(1): 58–66.
- [386] **Summers, A. and B. Wolfe (1977)**, "Do Schools Make a Difference? ", *American Economic Review*, 67 (4), pp. 639-652.
- [387] **Thanassoulis, E. (1993)**, "A Comparison of Regression Analysis and Data Envelopment Analysis as Alternative Methods for Performance Assessments", *The Journal of the Operational Research Society*, 45(11), pp. 1247-1262. *The Journal of the Operational Research Society*, 51(7), pp. 843-854.
- [388] **Tiebout, C. (1956)**, "A Pure Theory of Public Expenditures", *Journal of Political Economy*, 64, pp. 416-424.
- [389] **Timmer, C.P. (1971)**. Using a Probabilistic Frontier Function to Measure Technical Efficiency. *Journal of Political Economy*, 79: 579–597.
- [390] **Tirole J. (1994)**, Incomplete Contracts: Where do we Stand, Walras – Bowley Lecture, North American Summer Meeting of the Econometric Society
- [391] **Tirole, J. (1992)**. "Collusion and the Theory of Organizations," in *Advances in Economic Theory: Proceedings of the Sixth World Congress of the Econometric Society*. Laffont, J. -J. ed. Cambridge, Cambridge University Press, pp. 151-206.
- [392] **Tobin, J. (1958)**. « Évaluation pour des rapports avec des variables dépendentes limitées ». *Econometrica* 26 (1), 24-36.
- [393] **Todd, P. E. and K. I. Wolpin (2003)**, "On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement", *The Economic Journal*, 113, p. 3-33.
- [394] **Tone, K. (2001)**. A Slack-based measure of efficiency in data envelopment analysis. *European Journal of Operational Research*, 130: 498–509.
- [395] **Treble, J.G. (1990)** An essay on absenteeism. *Lalour Economics Unit Research Paper* 90/5. University of Hull.
- [396] **Tsionas, E.G. (2001)**. An Introduction to Efficiency Measurement Using Bayesian Stochastic Frontier Models. *Global Business and Economics Review*, 3(2): 287–311.
- [397] **Tsionas, E.G. (2002)**. Stochastic Frontier Models with Random Coefficients. *Journal of Applied Econometrics*, 17: 127–147.

- [398] UNESCO (2005), *EFA Global Monitoring Report 2006: Literacy for Life*, Paris
- [399] UNESCO / GMR (2007) : *Global Monitoring Report : Strong Foundations Early Childhood Care and Education*, Paris, UNESCO.
- [400] UNESCO/BREDA (2005), « *Education pour Tous en Afrique : Repères pour l'Action, Dakar +5* », Pôle de Dakar.
- [401] Van den Broeck, J., Koop, G., Osiewalski, J. and Steel, M. (1994). Stochastic Frontier Models: a Bayesian Perspective. *Journal of Econometrics*, 61: 273–303.
- [402] Varian, Hal R. (1992). *Microéconomie intermédiaire*, Éditions du Renouveau Pédagogique, Bruxelles.
- [403] Vernon H.M. et Bedford ; T et C.G. Warner (1931) Two studies of absenteeism in coal mines. *London Medical Research Council, Industrial Health Research Board No. 62.*
- [404] Vernon H.M. et T. Bedford (1928) A study of absenteeism in a group of ten collieries. *London Medical Research Council, Industrial Fatigue Research Board No. 51.*
- [405] Viscusi, W. K. and Evans, W. N. (1990) Utility functions that depend on health status: Estimates and implications. *The American Economic Review*, 80(3), 353-374.
- [406] Wagstaff A. (1986), “The Demand for Health: Some New Empirical Evidence”, *Journal of Health Economics*, 5, pp. 195-233.
- [407] Waters, H., R., (1999) “Measuring the impact of health insurance with a correction for selection bias- A case study of Ecuador”, *Health Economics* 8: 473–483.
- [408] Weiss, A. (1985) Absenteeism and wages. *Economics Letters*, 19, 277-279.
- [409] Weitzman M.L. (1989), “A Theory of Wage Dispersion and Job Market Segmentation”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, N° 1, pp. 121 – 137
- [410] Williamson, O.E. (1990), “The firm as a nexus of treaties : an introduction “, in *The firm as a nexus of treaties*, Aoki, M. Gustafsson, B. et O.E. Williamson (eds.), SAGE Publications, London, Newbury Park, New Delhi, p. 1-25.
- [411] Winkler, D. (1980) The effects of sick-leave policy on teacher absenteeism. *Industrial and Labour Relations Review*, 33, 232-240.
- [412] Wooldridge J.M, (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- [413] Yellen, J. L. (1984), “Efficiency Wage Models of Uemployment”, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, mai, vol. 74, n°2, p. 200-205.
- [414] Youngblood, Stuart A (1984) “Work, Nonwork, and Withdrawal,” *Journal of Applied Psychology* 49 (1984), 106-117.
- [415] Youngblood, Stuart A. (1978). *Modeling Absenteeism by Scaling Work and Nonwork Preferences*, Ph.D. dissertation, Purdue University.

Annexes

Annexes 1 : résultats d'estimation du chapitre 1

Annexe 1.1 : Résultats d'estimation du revenu hors activité des enseignants

Linear regression Number of obs = 283

F(10, 272) = 9.89

Prob > F = 0.0000

R-squared = 0.4054

Root MSE = 13184

	Robust					
autrerevenu	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fem_marie	-1667.336	1527.092	-1.09	0.276	-4673.758	1339.086
anc_ecol	376.4455	1219.213	0.31	0.758	-2023.848	2776.739
ancien_ens	1446.274	568.7337	2.54	0.012	326.5949	2565.954
anc_ecol_c~e	-17.38272	120.7601	-0.14	0.886	-255.126	220.3606
anc_ens_ca~e	-51.56951	19.64173	-2.63	0.009	-90.23866	-12.90036
marie	1527.11	2447.786	0.62	0.533	-3291.906	6346.125
age	-665.8411	770.2236	-0.86	0.388	-2182.199	850.5164
age_carre	5.174419	10.20776	0.51	0.613	-14.92185	25.27069
nbre_activ	20412.64	2315.679	8.81	0.000	15853.71	24971.58
mtpermanent	2682.748	3606.66	0.74	0.458	-4417.769	9783.264
_cons	10340.99	12616.85	0.82	0.413	-14498.11	35180.08

Annexe 1.2 : Résultats d'estimation pour le test d'endogénéité des revenus hors activité

Tobit regression Number of obs = 283

 LR chi2(17) = 25.49

 Prob > chi2 = 0.0843

Log likelihood = 49.780346 Pseudo R2 = -0.3441

```
-----+-----
      frqabsence |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|  [95% Conf. Interval]
-----+-----
mtpermanent |   .0358746   .0340132    1.05  0.293  -0.0310948   .1028441
autre revenu |  -1.46e-06   9.41e-07   -1.56  0.121  -3.32e-06   3.88e-07
      age |   .0064942   .0100052    0.65  0.517  -0.0132053   .0261936
      age_carre | -0.0000643   .0001459   -0.44  0.660  -0.0003516   .0002229
      marie |  -0.026002   .0235086   -1.11  0.270  -0.0722886   .0202846
ancien_ens |   .0010746   .0068726    0.16  0.876  -0.0124569   .0146062
anc_ens_ca~e | -0.0000482   .0002741   -0.18  0.861  -0.0005879   .0004915
      anc_ecol |   .0203509   .0140511    1.45  0.149  -0.0073146   .0480164
anc_ecol_c~e | -0.0024697   .0015777   -1.57  0.119  -0.0055746   .0006352
      bepc |   .0588918   .0285003    2.07  0.040   .0027769   .1150067
      bacplus |   .0121957   .0271499    0.45  0.654  -0.0412603   .0656516
autractivite | -0.009741   .0200218   -0.49  0.627  -0.0491622   .0296803
prime_loin |   .0316509   .0247744    1.28  0.203  -0.0171279   .0804297
      syndic |   .0105095   .0200673    0.52  0.601  -0.0290015   .0500206
reste_enseig | -0.0037431   .0190727   -0.20  0.845  -0.0412958   .0338096
      fem_marie | -0.0164611   .0274499   -0.60  0.549  -0.0705079   .0375856
      residu_1 |  2.47e-06   1.17e-06    2.12  0.035   1.75e-07   4.77e-06
```

_cons | -0.0852882 .1562617 -0.55 0.586 -.3929553 .222379

-----+-----
/sigma | .1363149 .0071332 .1222701 .1503597

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Annexe 1.3 : résultats d'estimation du modèle tobit d'absentéisme

Tobit model with endogenous regressors Number of obs = 283

Wald chi2(10) = 18.43

Log likelihood = -3011.7638 Prob > chi2 = 0.0481

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
frqabsence						
autrerevenu	-6.51e-06	3.12e-06	-2.09	0.037	-.0000126	-3.93e-07
mtpermanent	.0713941	.0239304	2.98	0.003	.0244914	.1182967
mtfem_es	-.0239339	.0283089	-0.85	0.398	-.0794182	.0315505
agriculture	.1378517	.0790199	1.74	0.081	-.0170245	.292728
enseignmt	.1278039	.0598895	2.13	0.033	.0104227	.2451851
commerce	.0701148	.0771104	0.91	0.363	-.0810188	.2212483
contrat_sy~c	.0003406	.0285448	0.01	0.990	-.0556063	.0562874
bepc	.0307965	.034095	0.90	0.366	-.0360284	.0976214
infbepc	-.0517773	.0777402	-0.67	0.505	-.2041453	.1005906
reste_ens	-.0103137	.0219125	-0.47	0.638	-.0532614	.0326341
_cons	.0725351	.025864	2.80	0.005	.0218425	.1232277
/alpha	7.77e-06	3.22e-06	2.42	0.016	1.47e-06	.0000141
/lns	-2.06246	.0524028	-39.36	0.000	-2.165168	-1.959753
/lnv	9.455545	.0423429	223.31	0.000	9.372555	9.538536

s	.1271408	.0066625	.1147307	.1408932
v	12778.83	541.0924	11761.12	13884.6

Instrumented: autrerevenu

Instruments: mtpermanent mtfem_es agriculture enseignmt commerce

contrat_syndic bepc infbepc reste_ens fem_marie anc_ecol

ancien_ens anc_ecol_carre anc_ens_carre marie age age_carre

nbre_activ

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Annexe 1. 4 : estimation des effets marginaux

mfx compute, dydx

Marginal effects after ivtobit

y = Fitted values (predict)

= .06076604

```
-----
```

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
autrer~u	-6.51e-06	.00000	-2.09	0.037	-.000013 -3.9e-07	9403.03
mtperm~t*	.0713941	.02393	2.98	0.003	.024491 .118297	.254417
mtfem_es*	-.0239339	.02831	-0.85	0.398	-.079418 .03155	.180212
agricu~e*	.1378517	.07902	1.74	0.081	-.017024 .292728	.144876
enseig~t*	.1278039	.05989	2.13	0.033	.010423 .245185	.127208
commerce*	.0701148	.07711	0.91	0.363	-.081019 .221248	.056537
contra~c*	.0003406	.02854	0.01	0.990	-.055606 .056287	.155477
bepc*	.0307965	.03409	0.90	0.366	-.036028 .097621	.109541
infbepc*	-.0517773	.07774	-0.67	0.505	-.204145 .100591	.017668
reste_~g*	-.0103137	.02191	-0.47	0.638	-.053261 .032634	.685512
fem_ma~e*	0	0	.	.	0	0 .144876
anc_ecol	0	0	.	.	0	0 2.18375
ancien~s	0	0	.	.	0	0 7.39223
anc_ec~e	0	0	.	.	0	0 8.54417
anc_en~e	0	0	.	.	0	0 108.318
marie*	0	0	.	.	0	0 .69258
age	0	0	.	.	0	0 32.2827

```
-----
```

age_ca~e	0	0	.	.	0	0	1116.7
nbre_a~v	0	0	.	.	0	0	.367491

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Annexe 1.5 : estimation des élasticités

```
. mfx compute, eyex
```

Elasticities after ivtobit

y = Fitted values (predict)

= .06076604

```
-----+-----
variable | ey/ex Std. Err. z P>|z| [ 95% C.I. ] X
-----+-----
autrer~u | -1.008038 .51916 -1.94 0.052 -2.02557 .009494 9403.03
mtperm~t | .2989147 .11301 2.64 0.008 .077417 .520413 .254417
mtfem_es | -.07098 .08507 -0.83 0.404 -.237711 .095751 .180212
agricu~e | .3286614 .19832 1.66 0.097 -.060044 .717367 .144876
enseig~t | .2675465 .13482 1.98 0.047 .003307 .531786 .127208
commerce | .0652352 .0728 0.90 0.370 -.077447 .207918 .056537
contra~c | .0008714 .07304 0.01 0.990 -.142277 .14402 .155477
 bepc | .0555157 .06206 0.89 0.371 -.066122 .177154 .109541
 infbecp | -.0150544 .02275 -0.66 0.508 -.059647 .029538 .017668
reste_~g | -.1163505 .24813 -0.47 0.639 -.602683 .369982 .685512
fem_ma~e | 0 0 . . 0 0 .144876
 anc_ecol | 0 0 . . 0 0 2.18375
 ancien~s | 0 0 . . 0 0 7.39223
 anc_ec~e | 0 0 . . 0 0 8.54417
 anc_en~e | 0 0 . . 0 0 108.318
 marie | 0 0 . . 0 0 .69258
 age | 0 0 . . 0 0 32.2827
```

age_ca~e	0	0	.	.	0	0	1116.7
nbre_a~v	0	0	.	.	0	0	.367491

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Annexes 2 : résultats d'estimation du chapitre 2

Annexe 2.1 : Statistiques descriptives des principales variables

- Classe de CP

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
perfinist	2034	5.02e-09	1	-1.450229	2.674523
perfinicl	2038	35.18808	18.98601	4.37037	94.82963
filles	2034	.446411	.4972422	0	1
agesmoins	2034	.300885	.4587556	0	1
avecmere	2034	.8574238	.3497261	0	1
maternel	2034	.2079646	.4059512	0	1
redoubl1	2034	.1912488	.3933812	0	1
redoubl2	2034	.1386431	.3456587	0	1
travdomest	2034	.7286136	.4447843	0	1
palpha	2034	.2241888	.4171495	0	1
mtper- manent	2038	.2105005	.4077642	0	1
mtage	2038	30.9843	8.615085	19	53
bepc_ diplp~g	2038	.6339549	.4818402	0	1
sansprime	2038	.4725221	.4993669	0	1
sansactiv	2038	.3027478	.4595598	0	1
mtdebut	2023	.7157687	.4511591	0	1

splvacation	2038	.9563297	.2044106	0	1
effectif	2038	48.39794	25.71262	0	131
sureffect	2038	.4950932	.5000986	0	1
clselect	2038	.1368989	.343825	0	1

-----+-----

livres	2034	.9075713	.2897014	0	1
filles	2034	.446411	.4972422	0	1
agesmoins	2034	.300885	.4587556	0	1
avecmere	2034	.8574238	.3497261	0	1
soc_pauvr	2034	.7905605	.4070087	0	1

-----+-----

pmalpha	2034	.2241888	.4171495	0	1
---------	------	----------	----------	---	---

- **Classe de CM1**

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
----------	-----	------	-----------	-----	-----

-----+-----

perfinist	2098	1.41e-10	1	-2.167305	3.584817
perfinicl	2099	37.67539	14.00976	12.11765	95.94118
filles	2098	.3956149	.4890989	0	1
agesmoins	2098	.1639657	.3703327	0	1
avecmere	2098	.8307912	.3750256	0	1

-----+-----

maternel	2098	.2230696	.4164039	0	1
redoubl4	2098	.2178265	.4128672	0	1
redoubl5	2098	.2016206	.401306	0	1

travdomest	2098	.8393708	.3672761	0	1
pmalpha	2098	.2445186	.4299039	0	1
-----+					
mtpermanent	2099	.296808	.4569601	0	1
mtage	2099	33.50643	8.507683	17	59
bepc_diplp~g	2099	.4778466	.499628	0	1
sansprime	2099	.5402573	.4984955	0	1
sansactiv	2099	.2686994	.4433889	0	1
-----+					
mtdebut	2084	.8114203	.3912682	0	1
splvacation	2099	.945212	.2276202	0	1
effectif	2099	39.91329	20.81291	2	97
sureffect	2099	.2906146	.4541542	0	1
clselect	2099	.1457837	.3529733	0	1
-----+					
livres	2098	.2526215	.4346193	0	1
filles	2098	.3956149	.4890989	0	1
agesmoins	2098	.1639657	.3703327	0	1
avecmerc	2098	.8307912	.3750256	0	1
soc_pauvr	2098	.778837	.415129	0	1
-----+					
pmalpha	2098	.2445186	.4299039	0	1

Annexe 2.2 : résultats de la transformation de Box-Cox

- **Classe de CP**

Number of obs = 1462

LR chi2(10) = 187.51

Log likelihood = -6263.4159 Prob > chi2 = 0.000

```
-----+-----
scorefin |      Coef. Std. Err.      z    P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      /theta | .3691601 .0286245   12.90  0.000   .3130571 .4252631
-----+-----
```

Test Restricted LR statistic P-Value

H0: log likelihood chi2 Prob > chi2

```
-----+-----
theta = -1    -7854.5834    3182.33    0.001
theta = 0    -6356.7696    186.71    0.001
theta = 1    -6464.9514    403.07    0.001
-----+-----
```

- **Classe de CM1**

Number of obs = 1587

LR chi2(10) = 450.23

Log likelihood = -6018.5681 Prob > chi2 = 0.000

```
-----+-----
scorefin |      Coef. Std. Err.      z    P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
```

/theta | .6212748 .03387 18.34 0.000 .5548909 .6876588

Test Restricted LR statistic P-Value

H0: log likelihood chi2 Prob > chi2

theta = -1 -7968.0076 3898.88 0.001

theta = 0 -6225.6118 414.09 0.001

theta = 1 -6074.8786 112.62 0.001

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Annexe 2.3 : résultats d'estimation de la performance initiale de l'élève.• **Classe de CP**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 1462		
-----+-----						F(10, 1451) = 236.30
Model	879.138523	10	87.9138523	Prob > F = 0.0001		
Residual	632.09543	1699	.372039688	R-squared = 0.5817		
-----+-----						Adj R-squared = 0.5793
Total	1511.23395	1709	.884279668	Root MSE = .60995		

perfinist	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
perfinicl	.0406361	.0008815	46.10	0.000	.0389071	.042365
filles	-.1077178	.0304349	-3.54	0.000	-.1674116	-.0480239
agesmoins	-.2062921	.0366411	-5.63	0.000	-.2781586	-.1344256
avecmerc	-.1112009	.042316	-2.63	0.009	-.1941978	-.028204
soc_pauvr	-.0461947	.0446402	-1.03	0.301	-.1337503	.0413609
maternel	-.0294894	.043488	-0.68	0.498	-.1147851	.0558063
redoubl1	-.0703962	.0376126	-1.87	0.061	-.1441681	.0033757
redoubl2	.0489174	.0433838	1.13	0.260	-.0361739	.1340087
travdomest	.060467	.0359068	1.68	0.092	-.0099591	.1308932
pmalpha	.0759476	.041074	1.85	0.065	-.0046133	.1565085
_cons	-1.249666	.0753766	-16.58	0.000	-1.397507	-1.101825

- **Classe de CM1**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 1587		
				-----+----- F(10, 1576) = 194.09		
Model	634.123157	10	63.4123157	Prob > F = 0.0001		
Residual	570.441767	1746	.326713497	R-squared = 0.5264		
				-----+----- Adj R-squared = 0.5237		
Total	1204.56492	1756	.685970913	Root MSE = .57159		

perfinist	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
perfinicl	.0566263	.0013514	41.90	0.000	.0539757	.0592769
filles	-.1958646	.0288803	-6.78	0.000	-.2525083	-.1392209
agesmoins	-.0033066	.0436047	-0.08	0.940	-.0888295	.0822163
avecme	-.1091756	.0371178	-2.94	0.003	-.1819756	-.0363756
soc_pauvr	-.017597	.0395682	-0.44	0.657	-.0952031	.060009
maternel	.0026591	.0395342	0.07	0.946	-.0748804	.0801985
redoubl4	-.048325	.032911	-1.47	0.142	-.112874	.0162241
redoubl5	.046114	.0338643	1.36	0.173	-.0203048	.1125327
travdomest	.0571465	.0395871	1.44	0.149	-.0204966	.1347896
palpha	.0438613	.0365957	1.20	0.231	-.0279147	.1156373
_cons	-2.011449	.0802567	-25.06	0.000	-2.168858	-1.854039

Annexe 2.4 : résultats du test de significativité de Lamda

• Classe de CP

Number of obs = 1535

LR chi2(29) = 422.38

Log likelihood = -4840.8399

Prob > chi2 = 0.001

scorefin	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
/theta	.4837151	.0334862	14.45	0.000	.4180834	.5493468

Estimates of scale-variant parameters

	Coef.	chi2(df)	P>chi2(df)	df of chi2
Notrans				
mtpermanent	.0632816	0.040	0.841	1
mtage	-.1762356	3.304	0.069	1
mtage2	.0020357	2.182	0.140	1
mtmaries	-.0756429	0.077	0.781	1
mtproche	-.3899752	3.645	0.056	1
sansprime	.0166003	0.006	0.939	1
sansactiv	-.3530272	2.825	0.093	1
mtdebut	.5453279	3.772	0.052	1
syndic	-.3519377	2.211	0.137	1
asspedag	.324899	1.838	0.175	1

splvacation		.1275483	0.429	0.513	1
effectif		-.0374586	4.691	0.030	1
efectif2		.0005014	9.153	0.002	1
clselect		.4289603	1.229	0.268	1
tousassis		.0857585	0.190	0.663	1
ecolurbain		.7115303	8.975	0.003	1
livres		.4524509	2.173	0.140	1
repetit		-.1381451	0.097	0.755	1
prochecole		-.0907477	0.151	0.698	1
filles		-.2980538	2.531	0.112	1
agesmoins		-1.419553	37.362	0.000	1
avecmere		-.7376539	8.496	0.004	1
soc_pauvr		-1.10485	13.792	0.000	1
maternel		.1252985	0.246	0.620	1
redoubl1		-.3897475	2.852	0.091	1
redoubl2		.104208	0.151	0.698	1
travdomest		-.47896	3.684	0.055	1
pmalpha		.779617	9.628	0.002	1
lamda		2.77419	314.719	0.000	1
_cons		13.8211			

-----+-----

/sigma | 3.038914

Test	Restricted	LR statistic	P-Value
H0:	log likelihood	chi2	Prob > chi2

theta = -1	-6192.7672	2703.85	0.000
theta = 0	-4959.6552	237.63	0.000
theta = 1	-4944.6451	207.61	0.000

- **Classe de CM1**

Number of obs = 1599
 LR chi2(28) = 417.02
 Log likelihood = -5621.8409 Prob > chi2 = 0.001

scorefin	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
/theta	.6177802	.0352344	17.53	0.000	.548722 .6868384

Estimates of scale-variant parameters

	Coef.	chi2(df)	P>chi2(df)	df of chi2
Notrans				
mtpermanent	-.5812341	4.592	0.032	1
mtage	-.3070214	14.991	0.000	1
mtage2	.0051633	20.975	0.000	1

mtmaries	-.4411091	3.851	0.050	1
mtproche	.3615142	3.344	0.067	1
sansprime	-.0528232	0.074	0.786	1
sansactiv	-.3467704	3.212	0.073	1
mtdebut	.9200624	17.425	0.000	1
syndic	-.1537248	0.598	0.439	1
asspedag	-.3497817	3.379	0.066	1
splvacation	-.3553531	4.280	0.039	1
effectif	.0020477	0.013	0.908	1
efectif2	-.0001148	0.402	0.526	1
clselect	.415617	1.648	0.199	1
tousassis	.2667442	2.036	0.154	1
ecolurbain	.8575469	15.878	0.000	1
livres	-.0395548	0.031	0.859	1
repetit	-.0426403	0.010	0.920	1
filles	-.979558	30.957	0.000	1
agesmoins	.5016043	3.706	0.054	1
avecmerc	-.6976605	9.723	0.002	1
soc_pauvr	-.4797142	3.343	0.068	1
maternel	.5140698	4.606	0.032	1
redoubl4	-.2568476	1.659	0.198	1
redoubl5	-.4502413	4.865	0.027	1
travdomest	-.3319796	1.876	0.171	1
pmalpha	-.3319796	8.824	0.003	1
lamda	2.436566	267.410	0.000	1

_cons | 16.65049

-----+-----
/sigma | 3.119456

Test Restricted LR statistic P-Value
H0: log likelihood chi2 Prob > chi2

theta = -1 -7342.6251 3441.57 0.000
theta = 0 -5806.5252 369.37 0.000
theta = 1 -5675.256 106.83 0.000

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Annexe 2.5 : Résultats d'estimation du modèle de performance finale des élèves.

- **Classe de CP**

Instrumental variables (2SLS) regression

Source	SS	df	MS	Number of obs =	1449
-----+-----				F(19, 1429) =	18.04
Model	76725.6581	19	4038.19253	Prob > F =	0.0001
Residual	164730.679	1429	115.276892	R-squared =	0.3178
-----+-----				Adj R-squared =	0.3087
Total	241456.337	1448	166.751614	Root MSE =	10.737

scoretrans	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
-----+-----					
Perfini100	4.229511	.4270495	9.90	0.000	3.3918 5.067223
mtpermanent	-2.332394	1.113075	-2.10	0.036	-4.51583 -.1489569
mtage	-1.208139	.2794847	-4.32	0.000	-1.756383 -.6598949
mtage2	.015629	.0041136	3.80	0.000	.0075596 .0236984
bepc_diplp~g	-1.227351	.8762276	-1.40	0.162	-2.946181 .4914795
sansprime	1.843472	.6216633	2.97	0.003	.6240016 3.062943
sansactiv	.6520017	.6638368	0.98	0.326	-.6501976 1.954201
mtdebut	2.343783	.6949285	3.37	0.001	.9805935 3.706973
splvacation	4.770947	1.411507	3.38	0.001	2.002098 7.539795
effectif	.1851915	.0378299	4.90	0.000	.1109835 .2593996
efectif2	-.0012124	.0002919	-4.15	0.000	-.0017851 -.0006398
sureffect	-2.999656	.8861775	-3.38	0.001	-4.738004 -1.261308
clselect	3.179832	1.086013	2.93	0.003	1.049481 5.310184

livres	1.82058	.9377108	1.94	0.052	-.0188576	3.660017
filles	-1.515008	.5719726	-2.65	0.008	-2.637004	-.3930121
agesmoins	-3.340459	.7116175	-4.69	0.000	-4.736386	-1.944532
avecmerc	-1.688362	.8161938	-2.07	0.039	-3.289428	-.0872951
soc_pauvr	-1.831624	.8739969	-2.10	0.036	-3.546078	-.1171693
pmalpha	2.821241	.7948411	3.55	0.000	1.26206	4.380421
_cons	34.89052	5.01507	6.96	0.000	25.05283	44.72821

Instrumented: perfinist

Instruments: mtpermanent mtage mtage2 bepc_diplpedag sansprime sansactiv

mtdebut splvacation effectif efectif2 sureffect clselect

livres filles agesmoins avecmerc soc_pauvr pmalpha perfinicl

maternel redoubl1 redoubl2 travdomest

- **Classe de CM1**

Instrumental variables (2SLS) regression Number of obs = 1575

F(19, 1555) = 35.56

Prob > F = 0.0001

R-squared = 0.4144

Root MSE = 3.6687

| Robust

scoretheta | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]

Perfini100 | 3.530036 .1965036 17.96 0.000 3.144596 3.915476

mtpermanent		-.632776	.2958729	-2.14	0.033	-1.213128	-.0524241
mtage		-.2526071	.0848953	-2.98	0.003	-.4191283	-.0860858
mtage2		.0036448	.0011263	3.24	0.001	.0014356	.005854
bepc_diplp~g		-.1826239	.2911234	-0.63	0.531	-.7536597	.3884119
sansprime		.2635086	.2204814	1.20	0.232	-.1689637	.6959809
sansactiv		-.3775221	.2173929	-1.74	0.083	-.8039363	.0488921
mtdebut		1.096239	.2152591	5.09	0.000	.6740097	1.518467
splvacation		-.1471152	.4239498	-0.35	0.729	-.9786887	.6844584
effectif		-.0050381	.0140158	-0.36	0.719	-.03253	.0224538
efectif2		-.0003415	.0001388	-2.46	0.014	-.0006136	-.0000693
sureffect		1.849436	.3303251	5.60	0.000	1.201507	2.497366
clselect		.4327761	.3301533	1.31	0.190	-.2148166	1.080369
livres		-.2828375	.2393379	-1.18	0.237	-.7522966	.1866217
filles		-.3408599	.2000505	-1.70	0.089	-.7332571	.0515373
agesmoins		.89694	.2912415	3.08	0.002	.3256725	1.468207
avecmere		-.2094241	.2536925	-0.83	0.409	-.7070396	.2881914
soc_pauvr		-.6214537	.2756738	-2.25	0.024	-1.162185	-.0807222
pmalpha		-.5919635	.2462222	-2.40	0.016	-1.074926	-.1090009
_cons		18.6689	1.74504	10.70	0.000	15.24602	22.09178

Instrumented: perfinist

Instruments: mtpermanent mtage mtage2 bepc_diplpedag sansprime sansactiv

mtdebut splvacation effectif efectif2 sureffect clselect

livres filles agesmoins avecmere soc_pauvr pmalpha perfinicl

maternel redoubl4 redoubl5 travdomest

Annexes 3 : résultats d'estimation du chapitre 3

Annexe 3.1 : Estimations des frontières de production éducationnelles

- Classe de CP

Stoc. frontier normal/half-normal model Number of obs = 134

Wald chi2(10) = 17.09

Log likelihood = -103.10066 Prob > chi2 = 0.0723

logscore	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
sureffect	-.1258675	.1381824	-0.91	0.362	-.3966999	.144965
effectif	.0113041	.0056454	2.00	0.045	.0002394	.0223689
efectif2	-.0001089	.0000411	-2.65	0.008	-.0001895	-.0000284
splvacation	.4795323	.2091043	2.29	0.022	.0696954	.8893692
sansactiv	.0351725	.099419	0.35	0.724	-.1596852	.2300302
bac_diplpe~g	-.0042631	.3854702	-0.01	0.991	-.7597709	.7512446
mtdipuniv	.0494853	.245673	0.20	0.840	-.4320249	.5309955
diplpedag	-.0320975	.3536971	-0.09	0.928	-.7253311	.6611361
mtage	-.0498847	.0452805	-1.10	0.271	-.1386328	.0388634
mtage2	.0005983	.0006604	0.91	0.365	-.000696	.0018926
_cons	4.325351	.7598726	5.69	0.000	2.836028	5.814674
/lnsig2v	-2.613446	.4056284	-6.44	0.000	-3.408463	-1.818429
/lnsig2u	-.49192	.2288122	-2.15	0.032	-.9403835	-.0434564

sigma_v	.2707057	.054903	.1819121	.4028405
sigma_u	.7819535	.0894602	.6248824	.9785062
sigma2	.6847329	.1234525	.4427705	.9266953
lambda	2.888574	.1310691	2.631683	3.145465

Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01) = 12.49 Prob>=chibar2 = 0.001

. predict effiecence1, u

(5 missing values generated)

. frontier logscore sureffect effectif efectif2 splvacation sansactiv univ_diplpedag bac_diplpedag
mtdipuniv diplpedag mtage mtage2, distribution(expone

> ntial)

note: univ_diplpedag dropped due to collinearity

Iteration 0: log likelihood = -103.98859

Iteration 1: log likelihood = -101.56702

Iteration 2: log likelihood = -101.25062

Iteration 3: log likelihood = -101.24924

Iteration 4: log likelihood = -101.24924

Stoc. frontier normal/exponential model Number of obs = 134

Wald chi2(10) = 17.42

Log likelihood = -101.24924 Prob > chi2 = 0.0655

logscore	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
----------	-------	-----------	---	------	----------------------

-----+-----

sureffect	-.1460065	.1276026	-1.14	0.253	-.396103	.10409
-----------	-----------	----------	-------	-------	----------	--------

effectif	.0108533	.0055022	1.97	0.049	.0000692	.0216373
----------	----------	----------	------	-------	----------	----------

efectif2		-.0001025	.0000393	-2.61	0.009	-.0001795	-.0000256
splvacation		.4408991	.2020535	2.18	0.029	.0448815	.8369168
sansactiv		.0541355	.0949082	0.57	0.568	-.1318812	.2401522
bac_diplpe~g		.0489808	.3652905	0.13	0.893	-.6669754	.764937
mtdipuniv		.0865353	.223273	0.39	0.698	-.3510716	.5241423
diplpedag		-.0347282	.3348047	-0.10	0.917	-.6909332	.6214769
mtage		-.039588	.0418438	-0.95	0.344	-.1216003	.0424244
mtage2		.0004816	.0006104	0.79	0.430	-.0007147	.001678
_cons		3.990895	.7129577	5.60	0.000	2.593524	5.388267
-----+-----							
/lnsig2v		-2.369553	.3115619	-7.61	0.000	-2.980203	-1.758903
/lnsig2u		-1.517629	.3115703	-4.87	0.000	-2.128296	-.9069628
-----+-----							
sigma_v		.3058145	.0476401			.2253498	.4150105
sigma_u		.4682211	.0729419			.3450217	.6354122
sigma2		.3127535	.0567289			.2015669	.4239402
lambda		1.531062	.1077021			1.31997	1.742155

Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01) = 16.19 Prob>=chibar2 = 0.001

- **Class de CMI**

Stoc. frontier normal/half-normal model Number of obs = 138

Wald chi2(9) = 15.39

Log likelihood = -66.411183 Prob > chi2 = 0.0808

```
-----+-----
logscore |   Coef.  Std. Err.   z  P>|z|  [95% Conf. Interval]
-----+-----
sureffect | .1266319  .1212031   1.04  0.296  -.1109218  .3641856
effectif | .0071364  .0052935   1.35  0.178  -.0032388  .0175115
efectif2 | -.0001443  .0000593  -2.43  0.015  -.0002605  -.000028
splvacation | .0527126  .1449504   0.36  0.716  -.2313849  .3368101
sansactiv | -.066112  .0765756  -0.86  0.388  -.2161975  .0839734
bac_diplpe~g | .151806  .0916898   1.66  0.098  -.0279027  .3315148
mtdipuniv | .1812537  .1482818   1.22  0.222  -.1093733  .4718807
  mtage | -.0114532  .0321617  -0.36  0.722  -.0744889  .0515826
  mtage2 | .0002698  .0004495   0.60  0.548  -.0006112  .0011508
  _cons | 3.58433  .5781202   6.20  0.000  2.451235  4.717424
-----+-----
/lnsig2v | -2.433795  .2689509  -9.05  0.000  -2.960929  -1.90666
/lnsig2u | -1.678184  .3862773  -4.34  0.000  -2.435274  -.9210946
-----+-----
sigma_v | .2961476  .0398246          .227532  .3854552
sigma_u | .4321026  .0834557          .2959286  .6309382
sigma2 | .2744161  .058042          .1606559  .3881763
lambda | 1.459079  .114972          1.233738  1.68442
```

 Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01) = 3.49 Prob>=chibar2 = 0.031

. predict effience1, u

Stoc. frontier normal/exponential model Number of obs = 138

Wald chi2(9) = 16.86

Log likelihood = -64.734045 Prob > chi2 = 0.0509

 logscore | Coef. Std.Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
 -----+-----
 sureffect | .1088229 .1168195 0.93 0.352 -.1201391 .3377849
 effectif | .0064304 .0051416 1.25 0.211 -.0036469 .0165076
 efectif2 | -.0001345 .0000582 -2.31 0.021 -.0002486 -.0000203
 splvacation | .0695362 .1348466 0.52 0.606 -.1947582 .3338306
 sansactiv | -.0697772 .0731471 -0.95 0.340 -.2131429 .0735885
 bac_diplpe~g | .1622857 .0883815 1.84 0.066 -.0109388 .3355102
 mtdipuniv | .1907382 .143754 1.33 0.185 -.0910144 .4724908
 mtage | -.0053313 .0305523 -0.17 0.861 -.0652126 .0545501
 mtage2 | .0001853 .0004263 0.43 0.664 -.0006503 .0010209
 _cons | 3.393117 .5488366 6.18 0.000 2.317417 4.468817
 -----+-----
 /lnsig2v | -2.437774 .2106416 -11.57 0.000 -2.850624 -2.024924
 /lnsig2u | -2.686108 .3791555 -7.08 0.000 -3.429239 -1.942977
 -----+-----
 sigma_v | .295559 .0311285 .2404335 .3633234

sigma_u	.2610472	.0494887	.1800322	.3785192
sigma2	.1555008	.0227235	.1109635	.2000381
lambda	.8832323	.0707477	.7445693	1.021895

Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01) = 6.85 Prob>=chibar2 = 0.004

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Annexe 3.2 : quartiles d'inefficience

- **Classe de CP**

-- Binom. Interp. --

Variable	Obs	Percentile	Centile	[95% Conf. Interval]
----------	-----	------------	---------	----------------------

-----+-----

efficience1	134	25	.3149396	.2784878 .3538366
-------------	-----	----	----------	-------------------

. centile efficience1, centile(50)

-- Binom. Interp. --

Variable	Obs	Percentile	Centile	[95% Conf. Interval]
----------	-----	------------	---------	----------------------

-----+-----

efficience1	134	50	.4890881	.3958248 .5455011
-------------	-----	----	----------	-------------------

. centile efficience1, centile(75)

-- Binom. Interp. --

Variable	Obs	Percentile	Centile	[95% Conf. Interval]
----------	-----	------------	---------	----------------------

-----+-----

efficience1	134	75	.7994914	.6702656 .9250591
-------------	-----	----	----------	-------------------

- **Classe de CM1**

-- Binom. Interp. --

Variable	Obs	Percentile	Centile	[95% Conf. Interval]
----------	-----	------------	---------	----------------------

-----+-----

efficience1	138	25	.229321	.2059572 .2502796
-------------	-----	----	---------	-------------------

. centile efficience1, centile(50)

-- Binom. Interp. --

Variable	Obs	Percentile	Centile	[95% Conf. Interval]
----------	-----	------------	---------	----------------------

-----+-----

```
effience1 | 138 50 .2963666 .2746381 .3303336
```

```
. centile effience1, centile(75)
```

```
-- Binom. Interp. --
```

```
Variable | Obs Percentile Centile [95% Conf. Interval]
```

```
-----+-----
```

```
effience1 | 138 75 .3925028 .3599423 .4420504
```

CODESRIA - BIBLIOTHEQUE

Annexe 3.3 : Résultats d'estimations des fonctions d'inefficience

• Classe de CP

Source	SS	df	MS	Number of obs =	121
					F(10, 110) = 2.99
Model	4.43174182	10	.443174182	Prob > F	= 0.0023
Residual	16.3226705	110	.148387913	R-squared	= 0.2135
					Adj R-squared = 0.1420
Total	20.7544123	120	.172953436	Root MSE	= .38521

efficiencel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
mtpermanent	.1663521	.0903615	1.84	0.068	-.0127232	.3454273
effectif	-.0008967	.0039722	-0.23	0.822	-.0087687	.0069752
efectif2	-.0000161	.0000352	-0.46	0.647	-.0000858	.0000535
splvacation	-.2603241	.1638071	-2.02	0.046	-.5654991	-.005141
mtage	-.2703242	.1338076	-2.02	0.046	-.5354994	-.005149
mt dipuniv	-.1377012	.1848854	-0.74	0.458	-.5041006	.2286982
mtdebut	-.1321359	.0832963	-1.59	0.116	-.2972096	.0329378
nbactiv	.1585849	.0385054	4.12	0.000	.0822761	.2348936
mtfemme	-.041255	.0814743	-0.51	0.614	-.2027179	.1202078
asspedag	-.0315695	.0927959	-0.34	0.734	-.2154692	.1523301
_cons	1.194266	.4280786	2.79	0.006	.3459146	2.042617

```
. reg efficience2 mtpermanent effectif efectif2 splvacation clastyp mtdipuniv mtdebut nbactiv
mtfemme asspedag
```

```
Source |   SS   df   MS       Number of obs =   121
-----+-----
Model | 3.30817317   10 .330817317   Prob > F   = 0.0096
Residual | 14.5637983  110 .132398166   R-squared  = 0.1851
-----+-----
Total | 17.8719715  120 .148933096   Root MSE  = .36387
Adj R-squared = 0.1110
```

```
-----+-----
efficience2 |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
mtpermanent | .1392843 .0853542   1.63 0.106  -.0298678 .3084364
effectif | -.001665 .0037521  -0.44 0.658  -.0091007 .0057707
efectif2 | -9.11e-06 .0000332  -0.27 0.784  -.0000749 .0000567
splvacation | -.260821 .1663928  -1.91 0.059  -.4613011 .0096591
mtage | -.240821 .1263928  -1.91 0.059  -.4913019 .0096599
mtdipuniv | -.1287644 .1746402  -0.74 0.463  -.4748603 .2173315
mtdebut | -.105382 .0786805  -1.34 0.183  -.2613083 .0505444
nbactiv | .1345062 .0363717   3.70 0.000   .0624259 .2065864
mtfemme | -.04746 .0769595  -0.62 0.539  -.1999757 .1050556
asspedag | .0007874 .0876537   0.01 0.993  -.1729217 .1744966
_cons | 1.056813 .4043573   2.61 0.010   .2554721 1.858155
```

- **Classe de CM1**

Linear regression Number of obs = 137

F(9, 127) = 4.07

Prob > F = 0.0001

R-squared = 0.0555

Root MSE = .18186

	Robust					
effcience1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
mtpermanent	-.0030596	.0350503	-0.09	0.931	-.0724179	.0662987
effectif	.0012989	.0022813	0.57	0.570	-.0032154	.0058132
efectif2	-.0000182	.0000276	-0.66	0.511	-.0000727	.0000364
splvacation	.1584088	.0612073	2.59	0.011	.0372907	.279527
mtage	.0705082	.0206644	3.41	0.001	.0296171	.1113993
mt dipuniv	.0202115	.0750363	0.27	0.788	-.1282717	.1686947
mtdebut	-.091454	.0453643	-2.02	0.046	-.1812217	-.0016864
mtfemme	.0073252	.05573	0.13	0.896	-.1029544	.1176049
asspedag	.0385426	.0406824	0.95	0.345	-.0419605	.1190457
_cons	.1580634	.094484	1.67	0.097	-.0289034	.3450302

```
. reg effcience2 mtpermanent effectif efectif2 splvacation clastyp mtdipuniv mtdebut mtfemme
asspedag, robust
```

Linear regression Number of obs = 137

F(9, 127) = 3.02

Prob > F = 0.0026

R-squared = 0.0557

Root MSE = .19452

	Robust					
effcience2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
mtpermanent	-.0168144	.0380615	-0.44	0.659	-.0921313	.0585024
effectif	.0005414	.0024621	0.22	0.826	-.0043306	.0054134
efectif2	-.0000104	.0000298	-0.35	0.728	-.0000693	.0000485
splvacation	.1528781	.0598995	2.55	0.012	.0343479	.2714084
mtage	.0580299	.0207741	2.79	0.006	.0169218	.099138
mtdipuniv	.0242822	.0785533	0.31	0.758	-.1311606	.1797251
mtdebut	-.0935878	.0501113	-1.87	0.064	-.192749	.0055734
mtfemme	.0170285	.0640617	0.27	0.791	-.1097379	.143795
asspedag	.0505215	.0455338	1.11	0.269	-.0395818	.1406248
_cons	.1119595	.0990547	1.13	0.260	-.0840518	.3079707

Table des matières

Dédicaces	i
Remerciements	ii
Liste des tableaux	iii
Liste des graphiques	v
Liste des sigles et abréviations	vi
Sommaire	viii
Résumé	ix
Introduction générale	1
1. Contexte théorique de l'étude	1
2. Contexte empirique : tendance actuelle et évolution de la relation de travail dans le système éducatif	5
2.1. Composition du corps enseignant au niveau primaire	6
2.2. La rémunération des enseignants	7
3. Problématique et intérêt de l'étude	10
4. Objectifs et hypothèses de la recherche	13
4.1. objectifs	13
4.2. Hypothèses	13
5. Approche méthodologique	
5.1. Description de la base de données et des informations	13
5.2. Démarche globale d'investigation	14
6. Structure de la thèse	15
Chapitre 1 : Contractualisation de la fonction enseignante et absentéisme des enseignants	16
Introduction	16
1. L'analyse économique de l'absentéisme du travailleur : une revue de littérature	17
1.1. La revue des modèles théoriques	17
1.1.1. Le modèle de base d'arbitrage travail-loisir de Allen (1981)	17
1.1.2. Le modèle de Shapiro Stiglitz (1984)	19

1.1.3. Le modèle étendu d'arbitrage de Barmby et al. (1994)	23
1.1.4. Le modèle d'arbitrage consommation-santé de Case et Deaton (2005)	27
1.2. La revue des spécifications économétriques	30
1.3. Revue des travaux empiriques	32
1.3.1. Des origines au début des années 70	32
1.3.2. La renaissance	33
1.3.3. La littérature économique des années 80 à la fin des années 90	34
1.3.4. L'analyse de l'absentéisme des années 2000 à nos jours	40
2. Type de contrat et absentéisme de l'enseignant du primaire au Bénin	43
2.1. Démarche méthodologique	43
2.1.1. Modèle théorique d'absentéisme des enseignants : discussion et application économétrique	43
2.1.2. Méthodologie de mesure de l'impact du statut de l'enseignant sur son absentéisme	45
2.1.3. Données, unités d'analyse et ajustements, et variables du modèle	50
2.2. Analyses, discussion des résultats et implications de politiques économiques	54
2.2.1. Analyses descriptives	55
2.2.2. Résultats des tests d'endogénéité et de validation des instruments	59
2.2.3. Analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur son absentéisme	61
2.3. Simulations de mesures de politique	68
2.3.1. Simulation de la politique de reversement systématique des contractuels en permanent	69
2.3.2. Simulation de revalorisation de la fonction enseignante	70
Conclusion	71
Chapitre 2 : Contractualisation de la fonction enseignante et acquisition de performance chez les élèves du primaire au Bénin	73
Introduction	73
1. La Fonction de production éducationnelle	74
1.1. La quête désespérée de la fonction de production éducative	75
1.1.1. Le concept de fonction de production dans la théorie microéconomique	76
1.1.2. Spécificité et mesure du produit de l'éducation	76
1.1.3. La définition de la fonction de production d'école	78
1.2. L'enseignant dans la production d'éducation	79
1.2.1. Les premières tentatives de prise en compte de l'input enseignant	79
1.2.2. Offre et demande d'enseignants ou le marché des enseignants	83
1.2.3. Rémunération de l'enseignant et organisation	86
1.3. La modélisation statistique des acquis scolaires : débats méthodologiques	89
1.3.1. La formalisation du processus d'acquisitions scolaires	89
1.3.2. Les problèmes d'estimation des modèles explicatifs des acquis scolaires	94
1.3.3. Le statut de l'enseignant et les acquis scolaires : évidences empiriques	95

2. Statut des enseignants et acquisitions à l'école primaire au Bénin : une évaluation empirique	98
2.1. Démarche méthodologique	98
2.1.1. Choix et discussion d'un modèle théorique de production d'éducation	98
2.1.2. Analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur les acquisitions des élèves : approche méthodologique	99
2.1.3. Description du test de compétence du PASEC et structure de l'échantillon	103
2.1.4. Les variables du modèle d'analyse	105
2.2. Analyse, discussion des résultats et implications de politiques économiques	109
2.2.1. Analyses descriptives	109
2.2.2. Résultats des tests préliminaires	114
2.2.3. Analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur la performance des élèves	117
Conclusion	125
Chapitre 3 : Contractualisation de la fonction enseignante et efficience de la production éducationnelle	126
Introduction	126
1. L'efficience économique : une revue de littérature	127
1.1. La notion d'efficience	127
1.2. Les techniques de mesure de l'efficience	129
1.2.1. La méthode des frontalières non-paramétriques	130
1.2.2. La méthode des frontières paramétriques	136
1.2.3. La théorie de la dualité	145
1.2.4. Les nouveaux développements: les modèles de production bayesiens, multi-produits et d'outputs indésirables	149
1.3. Les évidences empiriques	151
2. Evaluation empirique de la relation entre le statut des enseignants et l'efficience de la production d'éducation primaire au Bénin	153
2.1. Démarche méthodologique	153
2.1.1. Le modèle de frontière stochastique	154
2.1.2. Estimation de l'effet du statut sur l'efficience de la production éducationnelle ..	157
2.2. Analyse de l'impact du statut de l'enseignant sur l'efficience de la production d'éducation au niveau primaire, discussions et implications	162
2.2.1. Analyse descriptive	163
2.2.2. Analyse économétrique	164
2.2.3. Implications	173
Conclusion	174
Conclusion générale	176
Références bibliographiques	179
Annexes	205