La mesure de l'efficacité scolaire par la méthode de l'enveloppe : test des filières alternatives de recrutement des enseignants dans le cadre du processus Education pour tous

Jean Bourdon

▶ **To cite this version:**

Jean Bourdon. La mesure de l'efficacité scolaire par la méthode de l'enveloppe : test des filières alternatives de recrutement des enseignants dans le cadre du processus Education pour tous. 26èmes Journées de Microéconomie appliquée, Jun 2009, Dijon, France. 58 p. halshs-00399562

HAL Id: halshs-00399562
https://shs.hal.science/halshs-00399562v1

Submitted on 22 Sep 2009

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

La mesure de l'efficacité scolaire par la méthode de l'enveloppe : test des filières alternatives de recrutement des enseignants dans le cadre du processus Éducation pour tous.

Jean Bourdon[1]

Résumé

Dans le contexte de l'objectif du millénaire de scolarisation universelle, de nombreux pays de l'Afrique subsaharienne ont largement modifié le système de recrutement et de formation des enseignants du primaire. Les enseignants ainsi recrutés le sont sur la base de contrats annuels, financièrement moins rémunérés en rapport au statut de fonctionnaire, et ceci à l'issue d'une formation professionnelle courte. Dans un contexte de large incertitude, en général, de la fonction de production d'école, les mesures d'impact de l'efficacité comparée de ces nouveaux maîtres dans la littérature sont partagées. Utilisant ici une évaluation du programme PASEC sur le cas de la Guinée, une méthode d'optimisation non paramétrique par la méthode de l'enveloppe est mise en œuvre pour mesurer l'efficacité, en termes d'apprentissage des élèves, des enseignants qui leur sont affectés. Puis les taux d'efficacité de chaque classe, ainsi mis en œuvre, tentent d'être expliqués par des méthodes paramétriques sur données censurées. Les alternatives entre une vision parcimonieuse ou extensive des facteurs pris en compte sont examinées. De ces résultats, il n'apparaît pas un lien tranché entre le statut de contractuel du maître et l'efficacité de la classe qu'il conduit. Si l'on ne retient que le critère de la performance moyenne des classes, en en corrigeant deseffets de structure, le statut de contractuel peut apparaître efficace ; cet effet s'estompe en mettant en avant l'objectif d'équité. De ce fait l'alternative, offerte par ces maîtres contractuels, pour un achèvement de la scolarisation universelle peut être évaluée comme économiquement efficace.

Abstract (title: Data envelopment and school effectiveness: contract teachers' efficiency compared to civil servants in the Education for all process)

In the context of EFA process, countries, in general the most depressed LDC, both constrained by scarcity of funding and urgency for expanding school access have set up new tracks for teacher recruitment on annually renewable contracts. Those teachers are often not professionally trained in regards with traditional pedagogical curricula. They receive much lower salaries than regular civil service teachers. This has been a controversial policy, but there is very limited evidence on the effectiveness or failure of contract teachers in improving student learning. Here using a survey from PASEC on the Guinean case, we present evidence from a program FIMG that provided a massive supply in contract teachers. Using data envelopment analysis in a value added view for pupil's assessments we find, mixing data envelopment methods and the classical production function of education as economists are familiar, a link between the characteristics of teachers and students' performance. After a first step using DEA or FDH, we try to explain variety in efficiency rates measured in each classroom using censoring data estimation methods. In this analysis we particularly focus on the choice between parsimony or generosity in the choice of input factors. In conclusion, there is, at least, no clear evidence for a clear impact coming from the professional positions and the quality of teaching, as measured through PASEC's assessments in pupils' performance. When corrected with socio economic, and teachers' characteristics the new professional track appears more efficient for the pure class' performance; this fact dilutes when taking account the dimension of equity and returns to scale. So comparing cost, hiring for contracts teacher may appears on today as rational to achieve EFA process as the penalty in school performance is not established.

JEL classification: C14; C21; D24; H41; H52; I21
Keywords: Education for all (EFA); contract teachers; efficiency; nonparametric methods; data envelopment analysis, Sub-Saharan Africa (Guinea), PASEC.
Mots clés : Éducation pour tous (EPT); enseignants contractuels ; efficacité ; méthodes non paramétriques ; analyse par enveloppement des données ; frontière stochastique ; Guinée ; PASEC.

[1] jbourdon@u-bourgogne.fr, IREDU UMR 5225 CNRS/Université de Bourgogne, Pôle AAFE - Esplanade Erasme - B.P. 26513, F - 21065 Dijon Cedex (France).

Sommaire

1. Introduction 3

2. L'identification de la production éducative efficace 5

2.1 Contexte de l'évaluation 5

2.2 la définition de la fonction de production d'école 6

2.3 Les méthodes non paramétriques à la mesure de l'efficacité éducative 7

3. Présentation de la méthode DEA (Data Envelopment Analysis) 9

3.1 Identification de la frontière 10

3.2 Mesure du facteur d'efficacité 11

3.3 Extensions en épilogue 12

3.4 La prise en compte de l'environnement 14

4. Utilisation des données de l'étude PASEC sur la Guinée 15

4.1 Le contexte de l'EPT 16

4.2 Données analysées 16

4.3 Mise en oeuvre 18

4.3.1 Une fonction de coût minimaliste 19

4.3.2 Élargissement des facteurs de production d'école 22

4.4 Les estimations paramétriques en épilogue 25

4.4.1 Effets marginaux sur la simulation des coûts 26

5.4.2 Effet marginaux à partir de pseudo fonction de production 27

5. Conclusion 36

Annexe A : 39

A1. Assimilation de l''école comme entité efficace 39

A2. Recherche de l'école efficace par des méthodes non paramétriques 40

Annexe B : Détermination technique de la courbe enveloppe 43

Annexe C: FEAR (Frontier Efficiency Analysis with R) 44

Annexe D : Variables latentes pour exprimer la situation socio-économique et les limites de possibilité de prise en compte de l'environnement socio-économique. 45

Annexe E : Construction d'une variable synthétique de l'environnement socio-économique de l'école 48

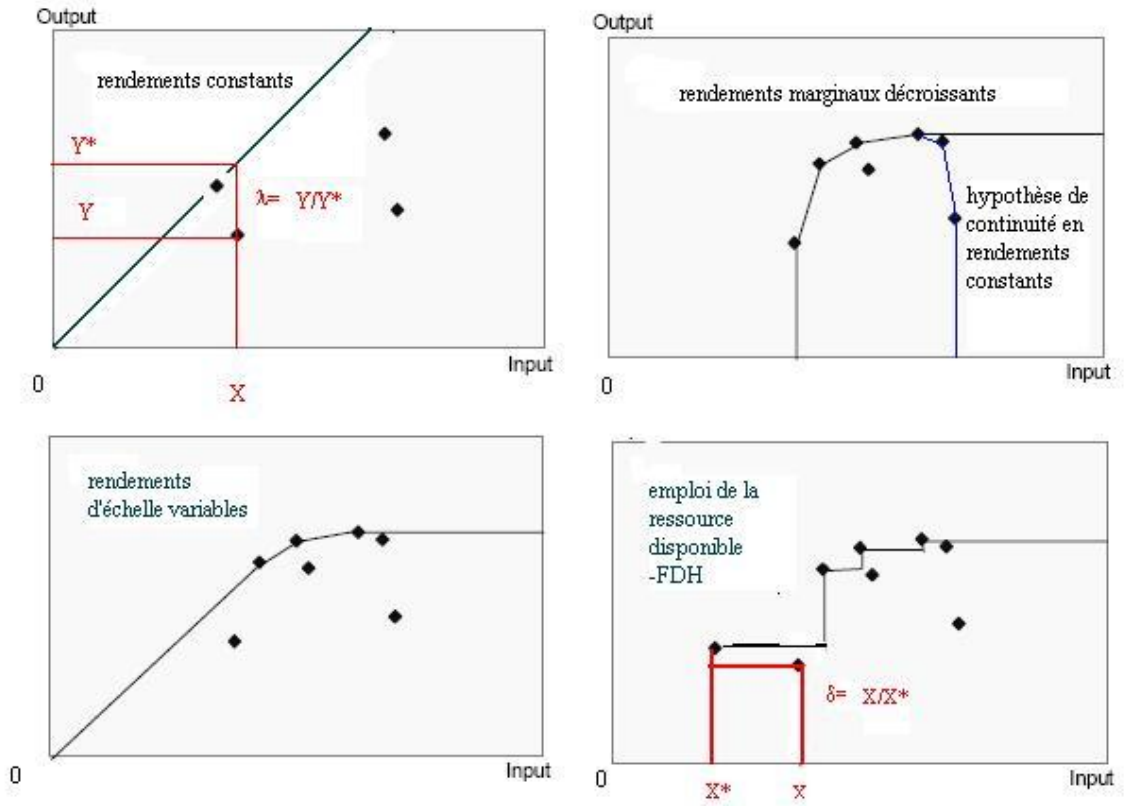
Annexe F : Essai en frontière stochastique 50

Annexe G : Invalidation ou consolidation à partir de l'enquête PASEC 1999 51

Références 54

1. Introduction

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'efficacité de l'allocation de ressources à l'éducation, ont estimé que l'identification de l'école efficace pouvait être ramenée à une question d'optimisation dans l'allocation d'une ressource rare.
A l'évidence cette présentation rejoint au mieux les préoccupations de l'économiste de l'éducation, car il y rencontre le cœur de son métier : l'affectation des ressources rares. Comme toujours toutefois, ceci s'est heurté à des représentations alternatives de l'enveloppe des entités efficaces (démarche DEA pour Data envelopment analysis) et ces diverses voies peuvent cacher de profondes divergences d'analyse.



Graphique 1 : Exemples de représentations alternatives de l'efficacité

Le graphique 1 tente une illustration de ces enjeux en croisant des relations entre ressources (input) et valeur ajoutée (output), ceci dans la simplification graphique de liaison entre une ressource unique produisant un service unique. L'observation empirique permet de situer chaque entité dans ce plan croisant la ressource et le produit, sachant qu'à l'évidence les nombreux facteurs conduisent à des espaces multiples. Le graphique en haut à gauche va considérer l'unité efficace comme celle qui dégage la plus forte productivité moyenne, c'est-à-dire celle dont le rapport entre valeur ajoutée et ressource sera le plus élevé. Ici le lien est fixe et cette norme de productivité sert en comparaison à évaluer les autres entités et l'on pourra généraliser ceci à partir d'un modèle linéaire entre n ressources et m produits, tel que $Y^*m=Am,n.\ Xn$ où Y^* sera le potentiel de chaque unité pour produire en référence à l'entité efficace. Pour les autres entités qui n'ont pas servi à générer cette droite on peut calculer un coefficient d'inefficacité entre le produit observé et celui qui est potentiel, tel que $\lambda=Y/Y^*$; ce type de démarche porte le nom d'enveloppe à rendements constants ou DEA-CCR. Le graphique à droite présente la situation d'une norme technique « enveloppant » par les unités efficaces, mais relâchant la contrainte de linéarité. Le rendement pourra être variable en reliant les entités efficaces, mais sous le respect

de la convexité[2], cette référence, dans la littérature, porte le nom de DEA-VRS (variable returns to scale) ou aussi BCC. La troisième représentation de l'enveloppe est celle présentée dans la partie inférieure gauche du graphique 1. Elle tend à contraindre un passage par l'origine, afin de corriger le cas précédent peu réaliste qui voit la première entité, identifiée comme efficace, caractérisée par une productivité marginale infinie. Ceci conduit au troisième cas, partie inférieure gauche, où est admise une continuité entre le point origine (dotation nulle égale valeur ajoutée nulle) et la première entité « efficace », la littérature qualifie cette représentation de DEA-NIRS (non increasing returns to scale). Enfin reste une dernière représentation de l'enveloppe, celle du plein emploi de la ressource disponible (ou FDH, free disposable hull). Ici c'est la logique de convexité qui est abandonnée, puisque l'on considère que la dernière combinaison efficace est conservée à mesure que la dotation en ressources croît et ce n'est que lorsqu'une nouvelle unité efficace est identifiée qu'elle devient référence, l'on a donc un schéma d'enveloppe par sauts successifs tels que présentés dans la partie inférieure droite du graphique 1 où δ représente le ratio X/X*>=1 indiquant le taux de sur allocation de facteurs X en rapport à la situation optimale proche.

Dans ce contexte, les méthodes permettant d'obtenir le domaine, ou l'enveloppe, des écoles efficaces ont connu un succès certain et comme l'éducation est une production de services, la démarche se rattache à l'ensemble des travaux de microéconomie appliquée sur l'identification des entités efficaces, Greene (1997), Kumbhakar and Lovell (2000). Toutefois, un sérieux doute s'est révélé à l'usage, ceci pour deux raisons. D'une part en rapport aux méthodes, les outils évoqués sont contestés du fait de leur hypersensibilité aux corps de données sur lesquelles ils étaient testés. Ceci en particulier sur l'influence des observations aux extrêmes de la distribution (outliers). Totalement non paramétriques au départ, ces outils se sont enrichis de méthodes stochastiques tentant de les rendre plus opérationnels par l'estimation des effets de certains leviers d'action ; mais, là la recherche a retrouvé les affres usuelles en modélisation paramétrique de la non indépendance des observations et de l'instrumentation des résultats aux variables de contexte externes. Par ailleurs, en rapport au contexte d'optimisation, l'analyse de la performance des entités fournissant l'éducation a entretenu un débat, resté très ouvert, sur l'existence de la fonction de production.
Les progrès réalisés, dans l'évaluation des performances scolaires, par la mesure d'indicateurs fiables et la disponibilité d'enquêtes d'acquisition scolaire ont montré que la question ne dépend pas uniquement d'une mesure de la performance des écoles. Cette dernière, quels que soient les moyens injectés dans les établissements, voit ses résultats largement impactés à la fois par les aspirations placées par la société locale dans l'école et aussi par les initiatives d'adaptation, les règles et les normes qui pilotent l'école. Ce contexte conditionné par la variété d'organisation, et aussi la variété de la demande, sont des éléments rappelés par Pritchett (2001) pour relativiser l'importance de la rationalité économique dans le pilotage de l'école. En particulier pour les pays les moins avancés, ceci crée la difficulté d'y prévoir une rentabilité individuelle de l'investissement éducatif. Ici, nous nous situons dans ce dernier groupe. À mi-chemin de l'objectif de Dakar, sur la scolarisation universelle de qualité, il est certain que des pays ne pourront satisfaire à temps à cet objectif ; ceci même si de considérables progrès sont en cours. Cette dynamique a montré que les modes d'organisation pour tendre vers cet objectif sont variés et que, de manière générale, l'objectif a dû s'adapter à la variété des terrains et au cercle des possibles. Aussi dans ce papier, nous nous situons par rapport à l'étude des adaptations de la fonction de production d'école pour répondre à cet objectif d'éducation pour tous. Ceci a t-il modifié l'efficacité du service éducatif de base ?

Dans la section suivante est posée la question de l'identification de la fonction de production dans le contexte de l'enseignement de base. Puis, dans un deuxième temps, seront précisés les enjeux du choix de méthodes non paramétriques, puis semi paramétriques pour cette approche. Les sections finales étant consacrées à

[2] Il est admis dans cette logique que le rendement marginal reste positif ou nul, ceci conduit à conserver, comme référence, la productivité de la dernière entité efficace observée, pour les unités utilisant plus de facteurs, mais réalisant moins de produits. Ceci conduit donc à ce que les rendements marginaux soit nuls à partir d'un certain point.

l'application de ces méthodes sur les données de l'évaluation PASEC, en République de Guinée pour l'année 2004, et aux conclusions que l'on peut en donner pour le pilotage des systèmes éducatifs.

2. L'identification de la production éducative efficace

La volonté d'atteindre les objectifs de scolarisation universelle pour les pays les moins avancés a conduit vers une rechercher des modes de production d'école efficace. L'induction des modes efficaces d'enseignement, à partir des données d'enquêtes d'acquisition scolaire, s'est aussi attachée à décrire, depuis près de quinze années, les modes efficaces d'apprentissage pour ces pays où la scolarisation n'est pas encore universelle. De toutes ces études, la première en date est celle de l'IEA, Association internationale pour l'évaluation du rendement scolaire qui, depuis 1958, a inspiré cette marche en avant dont on retrouve la genèse dans l'ouvrage de Postlethwaite (2005). Après un bref survol du contexte des enquêtes d'acquisition et de leur usage dans la recherche de l'efficacité scolaire, nous reviendrons sur les travaux tentant de définir la fonction de production d'école.

2.1 Contexte de l'évaluation

La nécessité d'atteindre les objectifs du millénaire et, pour ce qui nous concerne, l'éducation pour tous les enfants, de par le monde, a introduit un choc considérable dans de nombreux systèmes scolaires. Cet objectif impose, certes d'accueillir tous les garçons et filles en âge scolaire, mais, aussi stipule qu'ils y restent un temps suffisant pour échapper définitivement à l'analphabétisme. Ceci suppose un engagement de moyens, mais aussi une qualité de l'éducation pour maîtriser des compétences durables. Ce processus de scolarisation massive a été confirmé par le forum de Dakar en 2000 et fait l'objet depuis d'un processus de suivi régulier par le Pôle de Dakar, UNESCO-BREDA (2007). Afin d'identifier les formes d'écoles efficaces, des outils ont été développés. Ceux-ci tentent de mesurer si tous les pays pourront réaliser l'objectif quantitatif ; mais, aussi et surtout, au développement d'outils sur l'organisation efficace de l'école pour des apprentissages de qualité. Dans le cas de l'Afrique subsaharienne, des enquêtes sur la qualité des apprentissages fondamentaux ont été généralisées. Celles-ci, avec des méthodes différentes, possèdent le commun objectif d'identifier les méthodes et formes d'organisation efficaces pour les apprentissages. Deux principaux programmes existent depuis une quinzaine d'années le SACMEQ[3] pour l'Afrique australe anglophone et le PASEC pour l'Afrique subsaharienne francophone. Depuis le début des années 90, le PASEC réalise dans les pays d'Afrique francophone, des enquêtes avec une évaluation des acquis des élèves en début d'année et en fin d'année scolaire, ceci pour les deuxième et cinquième années du primaire. La méthodologie suivie est issue d'une recherche de Jarousse et Mingat (1993) réalisée au Togo et approchant la valeur ajoutée scolaire de l'élève par la description des facteurs scolaires mis à sa disposition. Dans ce travail, nous nous appuyons sur les données du PASEC, 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 comme les langues locales qui ne sont pas celles de l'enseignement et de forts niveaux d'inégalité sociale. Ces programmes en collectant de l'information sur les diverses composantes : l'origine de l'élève, son contexte de vie, d'une part, et les caractéristiques du maître et des écoles, d'autre part, tentent de documenter les éléments de la fonction de production d'école, Bourdon (2005). Une question est alors de connaître s'il existe une analyse de la production de service éducatif qui soit adaptée à décrire la fourniture efficace de l'éducation universelle. Dans ces enquêtes, on retient la difficulté de décrire directement les coûts de l'éducation ; les coûts sont souvent approchés par valorisation, ceci afin d'obtenir indirectement une fonction de coûts[4]

[3] Southern Africa Consortium for Monitoring Education Quality

[4] Ceci est en particulier intégré dans la démarche méthodologique de la mise en place de l'outil d'analyse sectorielle RESEN (Rapport d'Etat d'un Système Éducatif National), Mingat, Rakotomalala et Tan (2001).

2.2 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 : 1) Quels sont les facteurs qui influencent la performance des élèves ? 2) 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, page 80, 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[5] ;

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 » p.224, Pritchett et Filmer (1999). Toutefois, cette lecture, basée sur des conventions de comportement des acteurs, ne saurait, selon Akerlof et

[5] Cette condition a évolué avec le souci d'organiser des quasi-marchés de l'éducation au niveau local ; toutefois, le poids des arrangements locaux montre que si l'efficacité de production peut être accrue, la logique d'une fonction de production universelle n'est en rien validée, Hoxby (2003). Par ailleurs, cette relative ignorance de la demande, si elle reste limitée là où l'éducation est un bien public, prend une extrême importance dans les pays pauvres là où sont importants les coûts directs et les coûts d'opportunité, abandon des revenus liés au travail des enfants. On rejoint donc ici des arguments évoqués, en particulier Pritchett (2001), voir supra, mais aussi les arguments mis en avant pour rejeter la mesure de la production scolaire à partir des tests d'acquisition des élèves si l'on suit Mayston (1996) : « les problèmes économétriques, entraînés par une négligence de la mesure de la demande, montrent que l'on ne peut pas induire d'une relation entre niveaux d'acquisition et dépense éducative une mesure de la fonction de production d'éducation » (p 141).

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 dont nous disposons[6]. 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 là les analyses à la Lancaster, mais la capacité d'observation limitée en contraint toute application..

2.3 Les méthodes non paramétriques à la mesure de l'efficacité éducative

Initialement développées par Charnes, Cooper et Rhodes (1978) qui se sont inspirés des apports de Farrell (1957), ces premières applications au contexte scolaire avaient aussi la volonté de tester la combinaison optimale du temps scolaire et des programmes. Bessent et al. (1983) justifiaient ces choix par la difficulté d'identifier des paramètres stables à la fonction de production d'école[7]. Bien vite comme dans Charles, Cooper et Rhodes (1981), les facteurs scolaires pris en compte sont extérieurs à l'école : la catégorie sociale du ménage, le niveau d'études parental, le temps passé par les parents au soutien scolaire. La production d'école est représentée par les résultats d'évaluation de l'élève en langue et calcul, ainsi que de la valeur d'un niveau d'auto estime déclaré par l'élève. Comme pour l'ensemble des travaux sur l'efficacité, ceux touchant au secteur éducatif ont été influencés par l'approche de panel de Battese et Coelli (1995). Ils montrent en termes stochastiques que des effets fixes liés à des variables d'environnement peuvent expliquer l'éloignement de la frontière. Puis, les applications se sont recentrées pour identifier les établissements les plus performants sous divers critères possibles et en particulier celui des diverses formes d'organisation des établissements scolaires, Cooper et Cohn (1997) ont appliqué la méthode pour montrer quel type d'école travaillait au plus près de la frontière d'efficience, ceci sous les deux démarches paramétriques et non paramétriques. Leur démarche porte sur le suivi de 541 classes primaires. Les variables de production décrivent la moyenne de classe à des tests normalisés en mathématique et lecture. Les variables d'entrant sont relativement limitées et s'intéressent à deux groupes : les variables décrivant les caractéristiques de l'enseignant (âge, sexe, diplôme, expérience, …) et par ailleurs quelques caractéristiques moyennes du groupe pédagogique limitées à la taille, les compositions par genre et ethniques et la part des élèves éligibles aux programmes sociaux. D'autres travaux ont mené, en appliquant la méthode de l'enveloppe, des tentatives de progression des modes d'action vers l'école efficace ; ainsi, Stiefel, Schwartz et Rubenstein (1999) recherchaient, sur des observations répétées sur le moyen terme, des évolutions de facteurs induisant, au niveau de l'établissement, les effets les plus significatifs ; une de leurs principales conclusions repose sur les très fortes inerties enregistrées entre la dotation et l'effet sur la performance scolaire.

De manière générale, la variable de production est mesurée par une performance moyenne à des tests scolaires et les facteurs le sont par les moyens alloués au système éducatif. Toutefois certaines analyses ont

[6] On peut citer la récente tentative de Klein (2007) qui, à travers un modèle de type Becker/Peltzman/Stigler, recherche à déterminer le niveau social optimal d'intervention en éducation.

[7] Il est significatif à la lecture de ces travaux de prendre compte combien l'espoir d'une véritable mesure des acquisitions scolaires neutre et indépendante de l'évaluation du maître a marqué ces travaux initiaux.

voulu relier le produit au temps d'étude, ainsi pour l'enseignement supérieur Dolton, Marcenaro et Navarro (2003), se sont attachés à la description d'une fonction de production où la réussite universitaire, jugée par la performance individuelle à l'examen final, dépend du seul temps consacré aux études. Les résultats montrent dans une approche stochastique de frontière que le temps d'étude personnel est quatre fois moins profitable que le travail en groupe pédagogique ; le travail personnel devient même non significatif, si l'analyse est corrigée par le biais d'habilité personnelle. L'enseignement supérieur fait l'objet d'applications de plus en plus nombreuses avec la tendance liée au classement des universités et à leur pertinence ; ceci revient à appliquer les méthodes de l'enveloppe sur les établissements et conduit vers de nombreuses applications, voir Abbott et Doucouliagos (2003). Domaine d'analyse aussi largement développé, celui de l'efficacité de la dépense publique. Ainsi, Gupta et Verhoeven (2001) évaluent l'efficacité des dépenses publiques d'éducation et de santé dans 37 pays en Afrique entre 1984-1995, et comparativement avec des pays d'Asie et de l'hémisphère occidental. Les résultats montrent que, en moyenne, les pays d'Afrique sont moins efficaces que les pays d'Asie et de l'hémisphère occidental ; toutefois, les dépenses de santé et d'éducation en Afrique sont devenues plus efficaces dans leur affectation au cours de cette période. Ceci est repris par Afonso, Schuknecht et Tanzi (2005), où pour 23 pays avancés sur l'échelle du développement, ils mettent en regard des indicateurs de résultat des secteurs éducatif et de santé ainsi que de « bonne gouvernance » de l'administration. Par ailleurs, Afonso et Saint Aubyn (2005), puis Afonso, Schuknecht et Tanzi (2006) reprennent des analyses proches sur l'efficacité de la dépense publique par grands secteurs. L'utilisation classique des méthodes de l'enveloppe y montre une nette distinction entre les pays suivant des indicateurs de performance absolue et des indicateurs de type coût efficace. Les résultats montrent que les structures nationales de coûts des services publics peuvent jouer et conduisent à ce que certains systèmes d'offre de service public ne possèdent pas d'incitations à rechercher, du fait de règles d'allocation routinières, la frontière de performance permise par la frontière technique

Si l'on souhaite retourner vers l'établissement, on doit reconnaître que les analyses micro ont été largement contrariées par une caractéristique déjà mentionnée de la méthode de l'enveloppe : la sensibilité aux cas extrêmes ; d'où souvent le choix de données agrégées qui permettent d'éviter cette question de variété. Par ailleurs, la disponibilité des données fait qu'il est délicat de décrire des établissements dont on ne peut identifier directement les coûts par manque de disponibilité de l'information. Ainsi face à ces problèmes de données et à la sensibilité des résultats au niveau de l'établissement, des auteurs ont voulu rendre la logique moins mécanique, ainsi Ray (1991) a distingué le traitement des variables socio-économiques dans les modèles DEA. Contrairement aux études précédentes, Ray propose de ne tenir compte, dans l'analyse DEA, que des variables sous le contrôle direct des écoles. Ainsi, l'efficience de chaque école est calculée uniquement avec les facteurs qu'elle contrôle. L'étape suivante consiste alors à régresser les taux d'efficience obtenus sur les facteurs d'environnement scolaires, comme la composition socioéconomique des familles, qui ne sont pas sous le contrôle de l'école, afin d'isoler, pour les écoles inefficientes, l'effet des conditions externes, d'une part, et celui de la mauvaise gestion, d'autre part. Plusieurs auteurs ont par la suite adopté cette démarche en deux étapes. Par exemple, Kirjavainen et Loikkanen (1998) utilisent un modèle Tobit alimenté par les niveaux d'efficacité venant de l'analyse DEA pour expliquer les déterminants de l'efficience des écoles secondaires finlandaises. Dans leur approche, le niveau d'éducation des parents joue un rôle déterminant, comme facteur explicatif des écarts de performance des écoles. Bradley, Johnes et Millington (2001) utilisent également la méthode DEA et un modèle tobit pour évaluer l'efficience technique des écoles secondaires anglaises. Les taux d'efficience moyens obtenus sont compris entre 83 et 75%. Ces auteurs trouvent que la concurrence entre établissements scolaires améliore le niveau d'efficience des écoles analysées. Grosskopf, et al. (2001) étudient le lien entre efficacité et concurrence entre établissements, d'une part, et contrôle public, sur des districts scolaires aux Etats-unis. Le contrôle de la tutelle publique augmente tant l'efficacité de l'allocation que l'efficacité technique, à l'inverse la compétition entre établissements ne crée qu'une augmentation de l'efficacité de l'allocation. Ce dernier résultat est confirmé par Waldo (2001) qui mesure la performance des écoles secondaires suédoises à l'aide de la méthode DEA. Dans le cas du secondaire portugais, Oliveira et Santos (2005) explorent des données rassemblant les indicateurs sur les établissements ; ils s'intéressent particulièrement au relâchement de la contrainte de convexité dans le cadre micro sans cylindrage de « présumés » cas spécifiques. Une approche en deux étapes est utilisée, dans laquelle les variables

d'environnement sont privilégiées, ceci dans l'application de bootstrapping (réplication) suggérée par Simar et Wilson (2003). L'étude conclut que le taux de chômage, l'accès aux services de santé, l'éducation des adultes et de dotations des infrastructures sont déterminants du rendement scolaire. Une des dernières publications sur le sujet Rubenstein et al. (2007), s'intéresse par le détail à la cohérence de l'efficacité lorsqu'elle est analysée aux deux niveaux : celui de l'école et celui du district scolaire. Sur un échantillon d'écoles du nord-est des Etats-Unis, il est montré que même si des politiques de soutien aux zones défavorisées sont mises en place, leur impact reste conditionné par les éléments structurels dont l'un des principaux repose sur les délais de formation professionnelle, par la pratique, des jeunes maîtres. Même si cette étude est basée sur des modèles paramétriques et non une logique de mesure directe des entités efficientes, elle montre la question des délais et décalage entre choix le d'une politique scolaire et la possibilité de mesure de son impact au travers de la performance des élèves. Sur les données de l'enquête PISA 2003, une analyse très ample du calcul de l'enveloppe a été réalisée par Sutherland et al. (2007). L'originalité de leur approche, tout en demeurant dans l'analyse non paramétrique, revient à prendre simultanément l'analyse à deux niveaux d'entités : les pays participants à PISA et les écoles de l'échantillon pour chaque pays ; l'analyse souligne l'importance d'une faible variété de l'efficacité entre établissements pour conduire à une performance honorable pour le pays.

Ce survol de littérature nous confirme l'ambiguïté dans la mesure d'efficacité. L'école efficace est une école qui a un résultat meilleur par rapport à son coût, mais elle peut être également celle qui se trouve dans un environnement très favorable (catégorie sociale des parents, milieu urbain, etc.). Il est donc préférable de corriger la performance scolaire de l'impact de l'environnement contextuel. Pour cela, peut être estimé le score qu'auraient des élèves au contexte identique dans chacune des écoles. On parle alors de « score ajusté », c'est le score de l'élève corrigé de l'impact qu'aurait obtenu l'élève moyen dans chacune des classes. Ceci est le principal constat de la littérature sur l'efficacité de l'école et le lien en pratique en a été montré sur des établissements secondaires en Espagne par Muniz (2002). Ceci montre un glissement entre les analyses de Banker, et Morey (1986) d'une part, où il est tenu compte de l'environnement des unités, mais uniquement en termes de mise en évidence de l'inefficacité à des méthodes en plusieurs étapes, d'autre part, et celle de Fried et Lovell, mise en œuvre par Muniz. Cette dernière en trois étapes part d'un DEA simple, puis dans une seconde étape explique les coefficients d'inefficacité par une variable d'environnement, ceci afin de tester s'il s'agit d'une inefficacité technique ou conditionnée par l'environnement. La troisième étape revient à corriger les niveaux de production initiaux par l'impact environnemental, en cas de mise en évidence d'une inefficacité environnementale. Dans le tableau de l'annexe A sont reprises diverses études, réalisées au niveau de l'établissement, et mettant en œuvre des extensions de la méthode de l'enveloppe. La tendance, montrée par cette littérature, est celle d'une consolidation de la méthode enveloppe par l'explication, du facteur d'efficacité λ de chaque unité, en fonction des variables exogènes d'environnement. Toutefois, ces étapes complémentaires paraissent assez fragiles et l'on comprend que la conjoncture scientifique se soit centrée ces derniers temps sur des méthodes rendant plus robustes ces effets de corrections en épilogues de la méthode DEA.

3. Présentation de la méthode DEA (Data Envelopment Analysis)

Dans cette section nous allons reprendre de manière plus technique la logique du processus d'optimisation exposée en introduction et relativisée par la suite dans le contexte de fonction de production d'école, ceci nous fera reprendre des étapes abordées dans le survol de la littérature. Les méthodes d'estimation non paramétriques de l'efficacité : FDH (Free Disposal Hull) et DEA (Data Envelopment Analysis) sont donc basées sur des techniques d'enveloppement des données différentes à la marge comme présenté en introduction. Ces analyses dans leur démarche économique sont liées à la notion d'efficience X (Leibenstein, 1966), et l'hypothèse centrale y énonce qu'un producteur est relativement inefficace s'il utilise plus de ressources qu'un autre producteur, ceci pour une valeur ajoutée donnée. Une production efficace, donc située sur la frontière

d'efficience, définit la relation entre les entrées et les sorties en dépeignant la valeur maximale obtenue à partir des intrants consommés. Ce faisant, elle est liée à l'état actuel de la technologie à la disposition de l'entité. Ignorant tous les liens entre acteurs et niveaux de décision, une entité est considérée comme efficace uniquement si elle fonctionne sur la frontière d'efficience.

3.1 Identification de la frontière

Dans la littérature et ceci de manière nette, la méthode DEA supplante le FDH en termes d'utilisations, certains auteurs avancent que FDH prévaut sur la méthode DEA en termes de vraisemblance de la description et par sa capacité pragmatique à mieux retracer certains changements dynamiques, Pour Tulkens (1993), Tulkens, Vanden Eeckaut (1995), ce constat se justifie par la possibilité d'une gestion des stocks ou de reports comptables[8]. En fait, DEA et FDH possèdent leurs respectives forces et faiblesses. La méthode FDH suppose l'absence de contraintes techniques d'offre, donc tout niveau de production de biens ou services est possible si les entrants sont accrus. La méthode DEA ajoute la convexité comme hypothèse de forme de la courbe enveloppe. En accord avec ceci, toutes les combinaisons linéaires des observations A et C sont possibles dans la figure suivante. Dans ce contexte la situation B n'est pas optimale, car située sous la frontière enveloppe. On peut aussi représenter, en plus des lieux de FDH, la situation DEA-CCR (de Charnes, Cooper et Rhodes, 1978) liée à des rendements constants avec frontière constante des lieux sur la droite générée par l'origine et le point C, la situation dite DEA-BCC (de Banker, Charnes et Cooper, 1984) permettant des rendements d'échelles variables. Ainsi pour un niveau de production y, si la situation F, ou pire T, est inefficace, l'éventuel positionnement de H par rapport à G poserait la question de la sensibilité des rendements d'échelle ; ici on pense directement à la taille des classes.

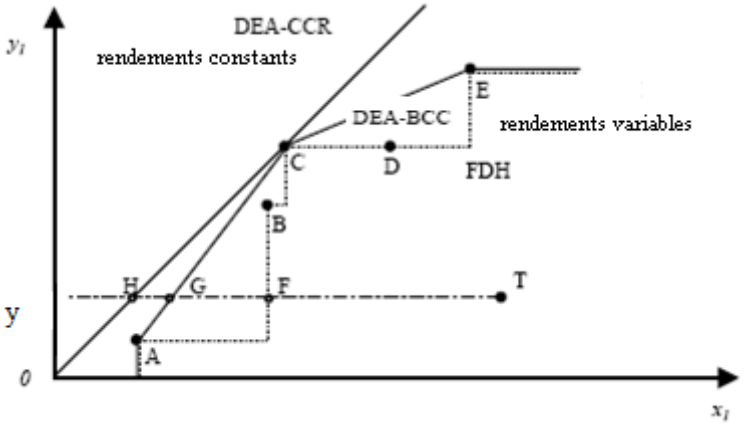


Figure 2 Différentes représentations de l'enveloppe

Ces analyses sont composées, d'une part, de la production possible à la meilleure combinaison de production dans les cas observés, les bonnes pratiques, et, d'autre part, de la mesure de la relative inefficacité de la production d'autres producteurs à l'intérieur de la frontière. Ceci donne la possibilité de mesurer la distance de ces cas à la frontière. En FDH, les estimateurs efficaces évaluent en un point donné lié au(x) critère(s) de produit y, et ceci par rapport aux diverses dispositions possibles situé dans le domaine généré par l'échantillon des observations. Les estimateurs efficaces DEA déterminent un point donné, par rapport à l'enveloppe convexe des possibles venants des entités observées. Par conséquent, les différences entre les estimateurs DEA et FDH ne peuvent être dues qu'aux estimateurs DEA incorporant l'hypothèse de convexité sur la combinaison des entrées et sorties, voir Simar et Wilson (2000a).

[8] L'argumentation de Tulkens se justifie par des ajustements dynamiques. La solution FDH en abandonnant la contrainte de convexité peut prendre en compte des reports (être moins efficace en t, pour l'être plus en t+1). Éléments d'ajustement dynamique dont seule la gestion des redoublements pourrait avoir un équivalent dans le contexte scolaire. Limite pragmatique toutefois, les analyses empiriques montrent unanimement que le redoublement n'est pas à terme profitable !

Les principaux avantages de l'analyse DEA, sont qu'elle n'impose que de faibles restrictions à la représentation de la technologie de production, et qu'elle permet une comparaison des niveaux d'efficacité entre les entités. La seule hypothèse faite est qu'il est possible, avec les mêmes technologies de production, de mesurer une baisse des valeurs ajoutées tout en maintenant le niveau d'intrants et d'augmenter les apports en intrants tout en maintenant la valeur ajoutée. Cette hypothèse garantit l'existence d'un continuum de la valeur ajoutée sur la frontière de production. L'intérêt de la méthode revient à disposer d'un outil intuitif pour identifier les meilleures pratiques. La méthode DEA a évidemment pris un essor particulier pour mesurer l'efficience relative des secteurs non-marchands comme l'éducation, la justice ou la santé. Secteurs dans lesquels il n'existe pas de marché concurrentiel complet permettant d'observer des prix et pouvant donner lieu à des représentations formelles, de la fonction de production, cohérentes avec une fonction de coût explicite. Par ailleurs l'entité ne possède pas tout pouvoir pour déterminer par un échange marchand ses coûts : le salaire du maître n'est pas fixé en général par l'école. L'approche ici s'attache à mesurer l'efficience d'une entité « productrice » ou DMU « Decision Making Units », sous un angle totalement empirique, en calculant la distance séparant le point représentant les valeurs des facteurs et niveau de services observés par rapport à un point hypothétique sur la frontière de production. On peut de cette manière estimer le degré d'efficience de chaque entité offrant le service par rapport à cette frontière qui détermine les meilleures pratiques (« best practice »). L'analyse DEA se distingue d'une analyse de tendance centrale comme la technique de régression du fait que la frontière d'efficience est déterminée du point de vue de la meilleure pratique et non d'un ajustement à travers des valeurs moyennes. Elle permet ainsi d'identifier les organisations les plus performantes, qui peuvent servir de références à celles qui le sont moins. Les résultats obtenus par ce truchement se rapprochent d'un raisonnement sur indicateurs où l'on tend à créer une échelle comparée des performances ou «benchmarking».

Sur les conditions d'usage de la méthode, la littérature n'est pas très ample. Souvent pour le nombre d'unités (DMU) référence est faite à Banker (1993) qui stipule une plus grande fiabilité de la méthode pour les analyses comportant un grand nombre de cas. Sur le choix des variables, Nyhan et Martin (1999) défendent les formes parcimonieuses[9]. Rejoignant une conclusion de Chalos et Cherian (1995), ils mettent en avant le choix de variables synthétiques, par exemple intégrer le salaire des maîtres en place des caractéristiques individuelles pouvant contribuer à expliquer ce niveau de salaire. La question est aussi posée de l'introduction de variables qualitatives de modalités en parallèle de variables continues. Sans qu'une réponse catégorique apparaisse dans la littérature, l'idée reste de privilégier un plus grand nombre de variables continues en rapport à des indicatrices discontinues qui peuvent favoriser des discontinuités dans l'enveloppe.

3.2 Mesure du facteur d'efficacité

Considérons une activité de production qui réalise un vecteur d'outputs $y = (y_1,\ldots y_n)$ appartenant à l'espace des réels positifs générés dans l'espace de dimension m $\Re+^m$ à partir d'un vecteur d'inputs $x = (x_1,\ldots x_n)$ appartenant aussi à $\Re+^m$. Nous pouvons alors représenter le processus de production en écrivant qu'un domaine soit L(Y) = {x : (y,x) est réalisable}. Cet ensemble caractérise tous les vecteurs d'inputs/outputs réalisables, tel que l'ensemble des entrants x, mis en œuvre, puisse produire y, à partir de la technologie considérée. Pour y défini sur $\Re+^m$, on obtient un isoquant qui peut être défini de la manière suivante : L'isoquant L(Y) = {x : x ϵ L(Y), ƛ x ∉ L(Y), ƛ ϵ [0,1)} est le sous-ensemble efficace de l'ensemble d'entrants L(Y) est : Eff L(Y) = {x : x ϵ L(Y), x*∉ 0 L(Y),x*≤ x}. Selon Farrell (1957), l'efficience est mesurée de manière radiale, dans l'absolu, par rapport à l'origine ou proportionnelle. La mesure d'efficience radiale en input DF_I (y, x) est donnée

par : $DF_I(y,x) = \min \{ƛ : ƛx ϵ L(Y)\} ϵ$ Isoquant $L(Y) = \{x : DF_I (y,x) = 1\}$

[9] Suivant le principe qu'une variable peut être très influente sur une observation hors norme et conduire à une dégénérescence de la solution.

Cette mesure indique le montant maximal duquel un vecteur observé d'inputs peut être réduit tout en produisant le même vecteur d'outputs. On a $0 \leq DF_I (y,x) \leq 1$. La valeur maximale de 1 représente une production efficace sur l'isoquant de L(Y). La figure 2 illustre, dans une représentation simplifiée à deux facteurs de production X_1 et X_2, la construction par la méthode DEA de L(Y) qui représente les combinaisons minimums d'input par unité d'output ou la frontière de production. Les établissements scolaires correspondant aux points B, C, et D qui se trouvent sur l'isoquant sont efficaces. Par contre, l'établissement correspondant au point A ne l'est pas. Son inefficience est représentée par le segment CA correspondant aux proportions de facteurs qui pourraient être réduits, sans diminution du montant de service. Il est en effet possible de produire le même niveau de service avec une diminution de tous les facteurs dans la proportion CA / OA. Ainsi, Farrell propose de mesurer le degré d'efficience technique de l'établissement A par $\lambda = OC / OA$, $0 \leq \lambda \leq 1$. Pour rappel, il peut être mentionné que cette efficacité technique peut ne pas correspondre à l'efficacité économique ou efficacité d'allocation. Cette dernière correspond aux lieux où le taux marginal de substitution technique, c'est-à-dire la tangente à la frontière de production L(y) se confond au rapport du coût des entrants (P_1/P_2) ; ainsi sur la figure 2, seule la combinaison D sera efficace sous les deux critères[10].

Dans plusieurs synthèses, Mayston (1988, 1996 et 2003) reconnaît l'intérêt des méthodes DEA ceci essentiellement par leur capacité à gérer plusieurs mesures simultanées du produit éducatif. Toutefois, reste la correction des effets d'endogénéïté. D'autres conditions d'utilisation touchent le respect des propriétés d'homothétie entre les entrants et le produit dans les solutions obtenues. Il apparaît vraisemblable que la combinaison introduite, entre les variables de purs facteurs scolaires et les variables d'environnement, éloigne de ces propriétés d'homothétie ; les effets de seuil et de saturation propres à beaucoup d'analyses en éducation sont de fait assez contraires à cette propriété ; mais jusqu'à présent ces limites sont peu discutées par la littérature.

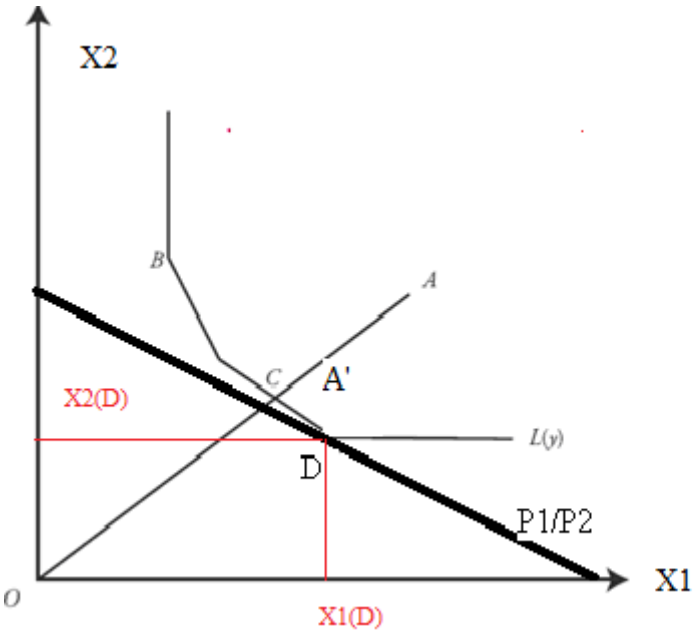


Figure 3 : Mesure de l'efficience technique par la méthode DEA

3.3 Extensions en épilogue

Dans la méthode DEA, la frontière est donc estimée par la solution d'un programme linéaire qui suppose que

[10] Une discussion détaillée de ces implications est donnée dans Cooper et Cohn (1997), p. 316. En comparaison, l'efficacité au sens du FDH serait un ratio borné inférieurement à la valeur 1 montrant que les ressources disponibles sont toutes des ressources efficaces. Ceci dans cette figure 3 peut se représenter par un coefficient de «gaspillage» des ressources assimilable à $\delta = \{X1(A')+X2(A')\}/ \{X1(D)+X2(D)\}$; si on considère que D est la solution d'optimalité la plus proche de A'.

les indicateurs d'efficience se trouvent sur une courbe convexe, appelée frontière d'efficience, voir annexe B. Par rapport aux méthodes de régression basées sur la « vraisemblance » de l'induction statistique à un point moyen, un point faible des méthodes non paramétriques est que l'obtention d'une solution est, encore plus fortement comparé aux méthodes paramétriques, conditionnée par la taille de l'échantillon. De plus, comme déjà précisé, les estimateurs sont, par construction, très sensibles aux valeurs extrêmes (outliers). En effet, ces méthodes font l'hypothèse que tous les points observés appartiennent à l'espace des productions possibles. Toutes les observations étant situées par définition au-dessous de la frontière, il n'y a pas de place pour d'éventuelles erreurs de mesure. Ceci est particulièrement sensible pour les données dans le secteur de l'éducation. Une question forte reconsidérée dans la variété du système éducatif est que la méthode DEA soit impactée par des biais de mesure et des entités atypiques et cela est d'autant plus redoutable dans la logique de la forte diversité des PMA. La littérature sur ce point a utilisé la boite à outils du statisticien et en particulier les méthodes de réplication jacknife pour conduire des tentatives de tests de robustesse sur les données. Pour rappel, cette méthode conduit à répliquer le processus d'optimisation en ôtant une par une des entités et en répliquant ainsi les calculs sur n-1 entités. Dans la pratique, ces méthodes vont faire sortir de l'échantillon des entités qui représentent des points trop influents sur la détermination de la courbe enveloppe. Dans la logique des approches actuelles de la statistique inférentielle, les corrections de biais et l'approximation des intervalles de confiance sont approchées par des réplications «bootstrap» . Cette question de précision, point faible des méthodes de l'enveloppe, fait l'objet de larges débats dans la littérature, certaines approches ont recherché à approcher les propriétés asymptotiques des solutions, Kneip, Simar, et Wilson (2003). Ceci a conduit à un débat entre, d'une part, ceux qui retenant l'inférence gaussienne, comme Banker et Natarajan (2004) pour étudier la distribution des solutions efficaces, et ceux qui, d'autre part, la rejetaient au titre de la non-indépendance entre observations du fait de technologies et de modalités de gestion proches, Simar et Wilson (2007). Les modèles de frontières stochastiques permettent eux de dissocier les deux effets. Cependant, les méthodes non paramétriques disposent d'avantages par rapport aux méthodes stochastiques, c'est-à-dire en premier l'absence d'hypothèses restrictives sur la technologie et sur le DGP (Data Generating Process), sur la nature des déviations des entités à la frontière. Évidemment, les analyses non paramétriques ne permettent pas d'identifier les leviers sur lesquels pourraient jouer les politiques. Ceci contrairement à la modélisation paramétrée, où les effets marginaux, cas général, ou les rapports de chance, eux donnent des résultats à interpréter tant en termes de sensibilité de la valeur ajoutée au niveau des facteurs, en mesure des degrés de substitution entre les entrants et à d'éventuels rendements d'échelle. Aussi un champ de la recherche s'est attaché à proposer une méthode d'identification de ces paramètres en épilogue de l'estimation non paramétrique de la frontière. L'estimation des paramètres se fait en deux étapes par approximation de la vraisemblance de la frontière calculée de manière non paramétrique, par les méthodes de l'enveloppe, en référence aux seules entités les plus efficaces. Ceci permet d'éliminer de l'échantillon les entités non performantes ; l'argument utilisé pour ceci par Cazals, Florens et Simar (2002) repose sur l'idée que si la frontière de production étant le lieu des situations techniques optimales, des améliorations substantielles en termes de variance et de biais sont possibles, si seulement les observations les plus efficaces sont utilisées pour évaluer la frontière paramétrique[11]. Devant le faible nombre des entités « efficientes » pouvant être ainsi retenues, la procédure d'estimation doit s'accompagner de la technique de réplication du bootstrap, afin de restreindre l'aléa des risques de discontinuité technologique. En seconde étape est pris en compte l'environnement externe aux entités. il peut être pris en compte comme indiqué en section 3 par estimation paramétrique sur variables exogènes[12] le décrivant. Cette deuxième étape doit tenir compte de la corrélation entre les indices d'efficacité et du biais d'estimation de ces indices, Simar et Wilson (2007) suggèrent une méthode d'estimation basée sur une technique de double bootstrap. En outre, Simar (2001) rapelle la nécessité

[11] Toutefois, l'analyse de validation des données initiales est ici centrale. Par exemple, dans la pratique d'un fichier comportant de nombreux établissements, il peut être très délicat de distinguer entre, d'une part, une présomption d'erreur de mesure du fait de valeurs peu conformes aux attentes sur les variables caractérisant une école et, d'autre part , une description juste d'une école dans un contexte local très spécifique.

[12] Par exemple un indicateur d'environnement socio-économique du voisinage de l'école.

de détecter les valeurs extrêmes (outliers) de la base de données, afin de ne pas introduire faussement des discontinuités technologiques et propose une méthode d'identification des DMU à exclure de l'échantillon. Ces points sont repris dans l'annexe C lors de la description de la chaine de traitement adoptée.

Le monde de l'éducation présente aussi des caractéristiques propres qui contraignent l'application des méthodes d'estimation non paramétriques. La première est celle des variables exogènes, de la fonction de production éducative, non discrétionnaire. Par exemple, on peut estimer que dans le pire environnement, cas par exemple d'une très faible demande éducative, une très petite école peut être perçue comme techniquement performante alors qu'elle ne correspondra qu'à la conjonction d'élèves intrinsèquement doués pour lesquels l'apport de la scolarisation sera faible par rapport à leur capacité d'apprentissage hors école. Un second point, tout aussi important, est qu'intuitivement il y aura d'autant plus de possibilités de se rapprocher de la frontière d'efficience qu'il y aura d'écoles prises en compte et de variables pour les décrire. ceci est une question de topologie évidente et s'assimile aussi au fait que plus de cas permettent de toujours mieux retracer un phénomène.

3.4 La prise en compte de l'environnement

Une des logiques qui sous-tendent l'approche DEA est celle du calcul marginal et de la théorie de la localisation ; l'entrepreneur de la DMU possède toute capacité à assurer l'efficacité et peut par exemple localiser librement son activité. L'éducation restant dans une logique de service universelle, cette logique possède évidemment ses limites ici. L'entité doit produire avec un environnement qui est exogène. L'approche standard DEA inclut uniquement des entrants endogènes à l'établissement concerné, aussi toutes les quantités peuvent en être modifiées ; à l'inverse pour les variables d'environnement, il n'existe pas de possibilités d'action directe par la politique éducative[13]. Pour prendre en compte l'impact de ce contexte, des propositions d'évolution de la méthode ont été faites, elles tendent à l'introduction d'étapes complémentaires en épilogue de l'application de la méthode DEA. Si les variables exogènes au processus sont représentées par un vecteur z_i.

Dans l'approche en deux étapes une régression est réalisée : $\hat{\delta}_j = z_j \beta + \varepsilon_j$ (2) Où $\hat{\delta}_j$ indique le niveau d'efficience mesurant l'unité j, β est un vecteur (r,1) des paramètres à estimer avec chaque entrant exogène puisque $\hat{\delta}_j \geq 1$, ceci conduit à estimer (2) avec des techniques d'estimation censurées comme le modèle tobit. En reprenant la figure 2, nous allons illustrer cette approche en deux étapes, ici les situations B, C et D sont efficaces, alors qu'A ne l'est pas. La performance pour A peut s'écrire en relatif (OC+CA) /OC et donc supérieure à 1. Cette inefficacité peut ainsi être due à ces facteurs d'environnement, si ceux-ci étaient plus favorables, par exemple identiques à la moyenne rencontrée par tous les établissements, l'unité aurait pu produire au niveau A', on peut ainsi comparer un niveau corrigé (OC+CA') /OC plus proche de l'unité que la situation initiale (OC+CA) /OC[14]. Cette approche « toutes choses égales par ailleurs » peut ainsi s'approcher d'un test de régression tenant compte des variables d'environnement, où la performance de chaque établissement serait mise en regard des variables décrivant son contexte ; ceci afin d'en déduire une performance conditionnée par ce contexte. Ainsi, les résultats de la valeur ajoutée sont corrigés, pour tenir compte des différences dans les performances des étudiants, suivant Grosskopf et al.(1999). Ceci est réalisé en régressant le produit éducatif sur les variables non discrétionnaires appartenant au contexte comme le niveau initial de l'élève[15] et des variables de contexte dont une des principales peut être l'environnement socio-économique (SES) des élèves :

[13] De fait, certaines politiques d'allocation à l'école tiennent compte du contexte ; ainsi, l'enseignant adopte le temps scolaire et sa technique pédagogique aux caractéristiques du groupe d'élèves : l'école peut offrir certains ajustements ou pratiques en fonction de ce milieu, de même pour les politiques éducatives de remédiation.

[14] Cette représentation d'une correction de la performance face à un contexte théorique moyen est commune en analyse éducative à l'exemple des résultats « attendus » pour les lycées au baccalauréat, élaborés par la DEPP, dans le cas français.

[15] Ici le niveau initial, comme le niveau final, viennent d'une enquête de suivi d'une cohorte d'élèves dans les écoles du Texas durant deux années, de 1987 à 1989.

$$Niveau\ final_i = \alpha_{i,1} + \alpha_{i,2} contexte_i + \alpha_{i,4} SES_i + \alpha_{i,2} Niveau0_i + \varepsilon_i$$

Le terme d'erreur de cette régression constituera la valeur ajoutée qui n'est pas expliquée par la variété dans les variables de contexte. On peut donc estimer cette relation de forme β = A + ε où A représente les variables de contexte et ε ce qui n'est pas expliqué par A. Une question technique vient que ε ne peut être utilisé directement, car cette variable étant centrée, des observations de ε sont donc négatives, et le processus DEA nécessite une valeur positive. Un changement d'échelle s'impose. On peut donc modifier ε en l'augmentant de la variable de niveau final observée en moyenne sur l'ensemble des DMU. Grosskopf et al (1999) proposent dans un second temps d'utiliser comme variable d'output pour l'analyse DEA le produit : $Valeur\ ajoutée_i = (\overline{Niveau\ final}_i + \varepsilon_i) * Tailleclasse_i$. Ceci évidemment afin de prendre en compte les effets de taille des groupes, ici donc en rendements constants.

En conclusion de ces approches techniques, il paraît donc nécessaire de disposer des variables qui décrivent l'école et constituent, de façon directe ou indirecte, des leviers indispensables pour la politique éducative. Toutefois, il ne suffit pas de dégager les mesures les plus efficaces à prendre, mais surtout d'identifier les mesures les plus efficaces au regard des moyens d'ajustement dont peut disposer le système éducatif et surtout l'école concernée. Plus généralement, la question de l'efficience du système éducatif, dans sa globalité, est de fait contrainte par des contraintes locales comme la densité de peuplement, la topologie géographique et l'environnement socioéconomique. Cela revient à se demander si les ressources mises à la disposition de l'éducation sont suffisantes et surtout bien utilisées, dans ce contexte, et transformées en résultats dans la mesure où cet environnement local le conditionne. Ici notre lieu de production du service éducatif est l'école, et plus précisément la classe, où le service éducatif se créé dans l'interaction entre le maître et l'élève. Il est donc nécessaire de décrire cette réalité des interactions, en prenant compte de l'homogénéité ou des différences enregistrées. Ceci conduit à décrire, en interne de la classe, la variété des conditions matérielles et organisationnelles dans lesquelles sont scolarisés les élèves ; mais aussi d'identifier les divers acteurs par leurs environnement : l'élève[22], la famille, les enseignants. Ceci s'accordent avec les conclusions de diverses études empiriques[16] résumées comme suit :

- **i.** les facteurs relatifs aux processus scolaires : profil de l'enseignant, sa formation initiale et professionnelle, sa motivation, les diverses pratiques pédagogiques, la participation active des élèves aux activités de la classe, le temps consacré aux activités d'enseignements, la dotation en ressources financières et en matériels didactiques, le contenu des programmes scolaires, etc.
- **ii.** les facteurs relatifs à la gestion et à l'organisation scolaires : le système d'organisation de la classe, la taille de classe et de l'école, le site d'implantation géographique de l'école, la disponibilité et l'état des infrastructures scolaires, le statut de l'école, le niveau de qualification professionnelle des directeurs d'écoles, etc.
- **iii.** les facteurs externes au système scolaire : les caractéristiques et aptitudes personnelles de l'élève, la disponibilité et la possession de matériels scolaires à la maison, la taille de la famille, le lieu de résidence, le travail extrascolaire, les absences, le temps consacré aux apprentissages, etc.
- **iv.** le passé scolaire de l'élève : les redoublements éventuels de classes et si possible une mesure des acquisitions témoignées par l'élève au début du processus d'observation.

4. Utilisation des données de l'étude PASEC sur la Guinée

Dans cette section sera présenté le contexte de l'EPT (Education pour tous) dans la zone de l 'Afrique subsaharienne et l'origine de l'enquête PASEC, celle-ci voulant apporter une réponse à l'impact des nouvelles formes de recrutement des enseignants. Ces derniers sont recrutés sur de nouveaux statuts et formés a minima afin de disposer plus rapidement de formateurs pour augmenter les capacités d'accueil.

[16] On peut citer entre autres les travaux de Mingat et Jarousse (1989), de Lockheed et Verspoor (1990).

4.1 Le contexte de l'EPT

L'augmentation rapide des taux de scolarisation des pays d'Afrique Subsaharienne et les contraintes budgétaires pesant sur ces pays ont amené des évolutions dans le recrutement et la formation des enseignants. De plus en plus d'enseignants sont recrutés et formés avec l'aide des agences d'aide au développement, pour qui l'expansion quantitative du système et le maintien de conditions minimum d'encadrement des élèves restent encore les priorités de l'initiative accélérée pour la réalisation de l'objectif EPT. Ces enseignants sont souvent recrutés à un niveau de diplôme académique plus bas que leurs homologues fonctionnaires, et surtout se différencient par des formations pédagogiques courtes et quelquefois inexistantes et sont moins bien payés. L'effet de ce nouveau type de recrutement sur la qualité de l'éducation est souvent mis en question, et fait l'objet de travaux pour alimenter ce débat, Bourdon, Frölich et Michaelowa (2007) ; Bourdon et Nkengné-Nkengné (2008).

En 1998, la Guinée a mis en place un dispositif renouvelé de recrutement et de formation initiale des maîtres : le Programme de Formation Initiale des Maîtres en Guinée (FIMG). L'objectif était, dans un premier temps, de résorber le déficit lié à la mise en œuvre de l'EPT, flux estimé à 2000 maîtres par an. Les Écoles Normales d'Instituteurs (ENI), restructurées après les plans d'ajustement structurel des années quatre-vingt ne pouvaient former que 200 enseignants par an qui, eux, suivaient 3 années continues de formation pédagogique. Deux modes de formation sont alors mis en place: un cycle court, dit de formation d'urgence, et un cycle long, dit de formation régulière. Le cycle court, dit FIMG 3-9-3, se structure en trois périodes de formation : trois mois à l'ENI en cours théorique, neuf mois de formation pratique avec responsabilité entière d'une classe et trois autres mois de formation théorique à l'ENI. Trois cohortes ont été formées selon cette modalité. Le cycle long ou FIMG 9-9 comporte quant à lui deux phases de formation : une formation théorique en ENI de neuf mois et une formation pratique de neuf mois avec responsabilité entière d'une classe. La formation en ENI de neuf mois comporte trois stages pratiques en école d'application ; quatre cohortes ont été formées selon cette formule. Les trois premières cohortes sont recrutées sur simple présentation du dossier (Bac2e partie pour les hommes et Bac 1ère partie pour les femmes) ; puis une sélection par concours est organisée. A partir de l'année scolaire 2003, les décideurs tirent des conclusions de certaines évaluations et révisent le processus en FIME (Formation Initiale des Maîtres de l'élémentaire), dont la formule essaie de prendre à son actif les avantages de chacune des deux géométries de FIMG (3-9-3 et 9-9). La FIME se compose d'une formation en ENI de neuf mois, puis une prise en charge d'une classe d'application pour neuf mois, et d'un retour en ENI pour trois mois. En résumé, la formule FIMG est donc appliquée de 1998 à 2001, et à la FIME à partir de 2002, date à laquelle le Programme Education Pour Tous (EPT) est mis en place, la formule FIME prend le relais. En octobre 2004, au moment de l'enquête PASEC, quatre cohortes de FIME sont présentes dans les classes, soit plus de 7000 maîtres. L'approche que nous suivons s'appuie sur une enquête conduisant à l'évaluation du processus en 2004, après cette mise en place de FIME. Certaines analyses peuvent être par ailleurs consolidées ou comparées à une analyse, toujours du PASEC, antérieure puisque menée en 1999, PASEC (2003). Toutefois ces comparaisons, pour simplifier, ce texte sont reportées ici en annexe G.

4.2 Données analysées

Dans les protocoles d'enquêtes du PASEC que nous utilisons**,** la mesure des caractéristiques du système éducatif est effectuée au moyen de questionnaires adressés à chacun des principaux acteurs. Ainsi, un questionnaire élève, un questionnaire maître et un questionnaire directeur sont prévus. Évidemment, les mesures seront imparfaites, car les mesures réalisées auprès des différents acteurs seront ponctuelles et indirectes. Par exemple, l'utilisation du temps scolaire n'est pas décrite dans le détail et beaucoup d'informations sont approchées par des déclarations, ceci sans qu'il existe une tentative de vérification de leur véracité, à l'exemple de l'intensité de l'utilisation des manuels. Pour la mesure de la production de service éducatif, l'objectif est d'identifier les facteurs qui influencent les acquis scolaires des élèves. Il apparaît nécessaire de standardiser l'évaluation dans son contenu et dans son mode d'administration. La priorité ne revient pas à connaître ce que l'élève connaît, mais de savoir pourquoi tel élève, au-delà telle classe, apprend mieux qu'un autre.

Ainsi, présentée à travers ses grands traits, la méthodologie PASEC peut être retracée à travers le schéma d'analyse causale, élaboré pour le suivi de l'année scolaire 2003-2004.

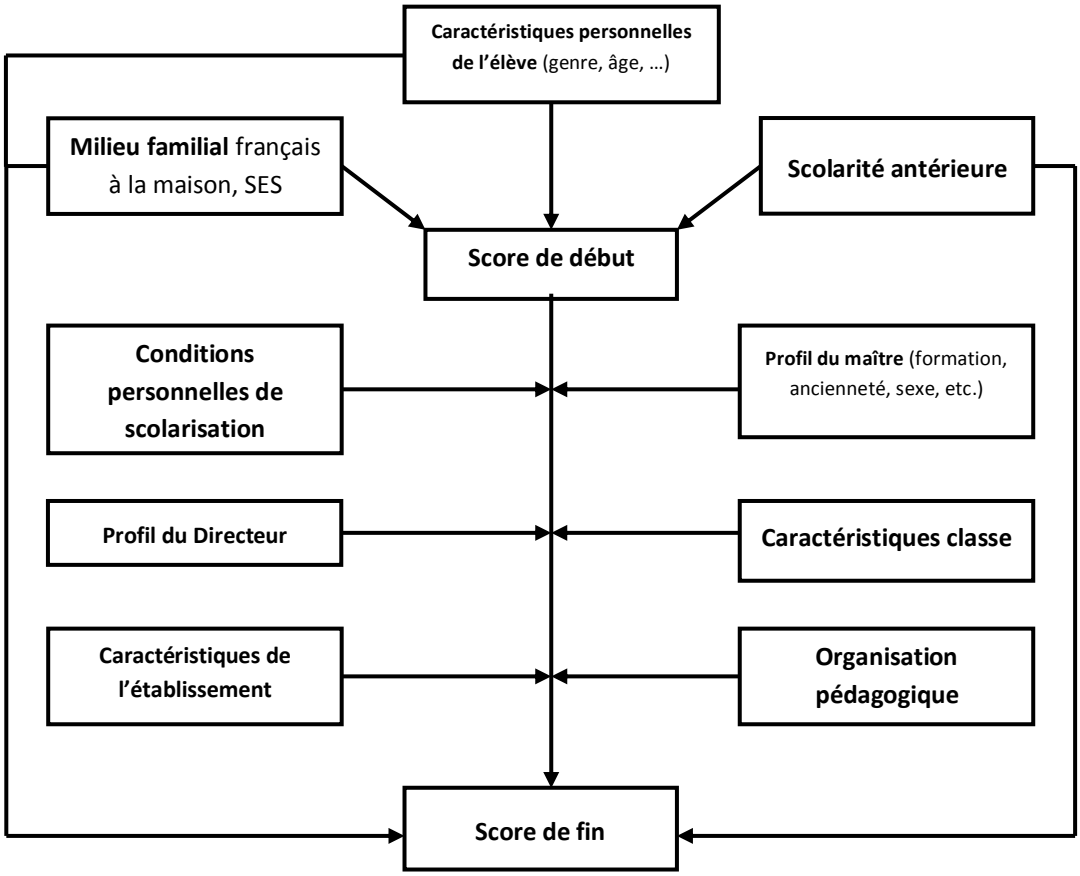


Figure 4 : schéma d'analyse causale du PASEC

La démarche d'analyse adoptée prévoit une mesure des acquisitions des élèves à deux moments : d'abord au début de l'année scolaire, pour mesurer les habilités initiales (pré test), et ensuite, à la fin de l'année scolaire (post test). Cette double mesure permet une évaluation en fin d'année qui peut être relativisée par les compétences de l'élève mesurées en début d'année, ainsi une mesure de la production d'école (ou valeur ajoutée scolaire) peut être obtenue, ceci en regard direct des moyens pédagogiques (entrants éducatifs et du contexte) auxquels l'élève a accédé. Les élèves sont évalués dans les deux disciplines de base, de l'enseignement primaire, que sont le français et les mathématiques. Pour recueillir des informations sur les conditions de scolarisation et les divers éléments contextuels, des questionnaires ont été administrés aux élèves, aux enseignants et aux directeurs d'école. En ce qui concerne les élèves, le questionnaire est administré en début d'année. Un questionnaire est administré aux enseignants en début d'année et un autre en fin d'année, afin de prendre en compte les éventuels changements de maître en cours d'année. Enfin, le questionnaire directeur est administré en fin d'année.

L'échantillon contient 162 écoles, elles correspondent à 158 classes de 2e année et 162 classes de 5e année, ce qui sous-entend que pour une majorité d'écoles les deux niveaux sont pris en compte. Comme une partie des données est disponible au niveau de l'élève, ces données individuelles sont agrégées en une valeur moyenne de classe. Par ailleurs la dispersion intra-classe est aussi prise en compte. Nous avons choisi d'explorer de façon séparée les classes de 2^{e} année et de la 5^{e} année (constituant ainsi deux sous échantillons) pour deux raisons :

- L'existence des écoles à cycle incomplet impose que les deux niveaux ne soient pas forcément issus de la même école ;

- Il est possible que les situations de gestion des classes de début de cycle soient différentes de celles de fin de cycle. Il est logique de penser que le mode de fonctionnement qui va régner au sein d'une école dépend des caractéristiques de cette école.

Autour des diverses enquêtes réalisées jusqu'à présent par le PASEC, la préoccupation d'identifier les écoles efficaces est pérenne. Ceci touche en premier lieu les caractéristiques des enseignants. Ainsi sur une enquête PASEC de 1995, Lassibille et Tan (2003) cherchent à mesurer l'effet des écoles privées sur les acquisitions des élèves et intègrent dans leurs modèles trois variables relatives aux enseignants : nombre d'années d'ancienneté, nombre d'années de formation académique, nombre de mois de formation professionnelle initiale. Les coefficients attachés à ces variables sont proches de 0 et jamais significatifs à l'exception de l'ancienneté professionnelle des enseignants de 5^{e} année. Michaelowa (2001) se montre plus optimiste sur l'influence des caractéristiques de l'enseignant pour les acquisitions des élèves en Afrique francophone. L'analyse utilise les données PASEC de cinq pays (Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Madagascar et Sénégal), récoltées autour de 1996, soit plus de 500 écoles et plus de 10 000 élèves, en 5^{e} année, étudiés à travers un modèle hiérarchique à trois niveaux (élève, école et pays). Y sont introduites des variables de formation et d'ancienneté des enseignants ; les effets sont positifs pour ces variables. L'ancienneté optimale serait à environ 22 ans. L'absentéisme du maître possède logiquement un effet négatif, le statut de l'enseignant apparaît avoir un effet très marqué et met en lumière une plus grande efficacité des enseignants non-fonctionnaires. Une autre analyse proche, menée par Michaelowa et Wechtler (2006), tient compte de l'éventuel fort impact des effets fixes, ceci en réalisant une analyse sur panels de pays. En complément est menée une analyse similaire sur les pays anglophones ayant participé au programme SACMEQ. Les résultats relatifs aux principales caractéristiques des enseignants ne conduisent pas à des résultats nets sauf pour l'ancienneté du maître et son accès à la formation. L'intérêt des modèles à valeur ajoutée (un test en début d'année, un test en fin d'année) réside dans leur capacité à isoler les effets de l'enseignant et de l'école des facteurs extrascolaires liés à l'environnement familial de l'élève, au cours d'une année scolaire. Des études fondées sur les modèles à valeur ajoutée montrent que les effets de l'enseignant sur la progression des acquisitions scolaires peuvent être importants sur une année donnée, et qu'ils se maintiennent trois ou quatre ans dans le futur. Cependant, des recherches récentes pointent les limites de ces méthodes pour évaluer l'efficacité des enseignants, McCaffrey D. F., D. M. Koretz, J.R. Lockwood, et L. S. Hamilton (2004). Même si ces recherches concernent l'évaluation individuelle de la valeur ajoutée des enseignants, elles méritent d'être soulignées. Elles sont de quatre ordres: 1) des questions générales de modélisation statistique qui induiraient une grande sensibilité des résultats à la taille des classes ou la non-prise en compte des interactions dans la classe, 2) les variables omises et manquantes, 3) l'utilisation de méthodes pédagogiques non conventionnelles, 4) le biais introduit par les élèves que l'on ne peut suivre dans le processus d'observation. Récemment, Rothstein (2008) a souligné que l'impact des inerties de progrès scolaires sont telles que l'approche de valeur ajoutée peut induire de conclusions fallacieuses s'il elle n'est menée avec force précautions.

Les données utilisées dans ce texte ont fait l'objet d'une analyse par modélisation paramétrique, voir PASEC (2007a), pages 31 et s.. Parmi les variables les plus influentes sur la qualité des apprentissages, la fréquence des réunions entre enseignants et l'activité de l'APE (Association des Parents d'Élèves) ont un impact positif sur les acquisitions scolaires, notamment en 2^{e} année. Un bon équipement de l'école est aussi associé à de meilleures acquisitions des élèves quelle que soit la classe considérée, 2^{e} ou 5^{e} année. Ces résultats se retrouvent dans d'autres pays. En revanche, l'ancienneté du directeur est corrélée négativement avec les acquisitions, ce qui peut être dû à une cohabitation difficile entre directeurs et enseignants relativement jeunes ou peu expérimentés.. En deuxième année, PASEC (2007a), on remarque dans les modélisations au niveau élève l'impact du taux de féminisation des élèves, le fait que l'élève demeure dans une cellule familiale avec ses deux parents, le fait qu'il redouble ou non, le niveau de richesse et l'importance des travaux domestiques réalisés par l'élève dan sa famille.

4.3 Mise en oeuvre

L'analyse met en oeuvre une application de la méthode de l'enveloppe tant sur les classes de 2^{e} année que les classes de 5^{e} année, la résolution reste toutefois indépendante pour chaque niveau. Toutefois nous

rapprocherons les résultats des deux niveaux pour chaque école afin de mesurer la cohérence d'un concept d'écoles efficaces. Les calculs sont menés partant d'une définition simple des coûts scolaires, puis en généralisant sur la pseudo fonction de production d'école.

4.3.1 Une fonction de coût minimaliste

La logique de l'entité efficace répond donc à une confrontation entre coût et rendements. L'enquête PASEC permet dans une certaine mesure d'identifier les coûts. L'essentiel de ces coûts est représenté par les coûts salariaux de l'enseignant ; une question de l'enquête demande à l'enseignant son salaire, ceci sera donc l'approximation de notre première composante de coût. Pour les autres coûts récurrents, d'autres informations sont aussi utiles comme celles qui sont des descripteurs de l'équipement de la classe (mobilier scolaire, matériels pédagogiques,…). Une valorisation de ces matériels peut se faire en évaluant chaque item aux conditions économiques de la Guinée et en estimant une valeur d'amortissement sur 10 ans pour les matériels et autres fournitures. Pour les infrastructures scolaires, l'enquête PASEC permet de connaître le type de construction de la classe et diverses informations sur l'aménagement de l'école (annexes, cantines, gymnase,…); en utilisant des normes de valorisation à partir de ces informations, un coût annuel de l'infrastructure est estimé en prenant une durée d'amortissement de 20 ans[17]. Dans la mesure du possible les coûts d'infrastructure sur l'ensemble de l'école ont été imputés en les relativisant par le nombre de classes dans l'école afin de corriger de l'effet taille. On totalise comme coûts, hors personnel, les matériels et les coûts d'infrastructure, ceci constitue la seconde composante des coûts.

La variable de production scolaire est représentée, dans un premier cas, par le niveau moyen de chaque classe au test scolaire du PASEC. Ainsi nous avons un processus avec une variable de production et deux coûts : le coût salarial et les autres coûts. Ceci représente donc le cas n° 1, dont les résultats, en termes de distribution du facteur d'efficacité λ, sont repris dans le tableau 1. Ce tableau comporte aussi le cas 2 où s'adjoint un second critère de valeur ajoutée scolaire non plus uniquement lié à la performance scolaire mais prenant en compte l'homogénéité du résultat scolaire entre les élèves. Une des forces de la méthode de l'enveloppe est de pouvoir être appliquée avec plusieurs variables comme objectifs donc décrivant la valeur ajoutée scolaire. Si un critère a permis de décrire la classe efficace, celle où la performance moyenne est la meilleure, il est donc possible d'introduire en second un critère de justice, ceci en prenant en compte la variété au sein de la classe autour de ce résultat moyen. On peut admettre que si le score moyen de la classe est un indicateur de performance absolu, il est important, sous le critère de justice sociale, que ce résultat soit obtenu avec la moindre dispersion du résultat entre les élèves. On peut immédiatement penser à une école juste et efficace qui rechercherait à réaliser ce score moyen favorable, tout en s'attachant à ce que les écarts de résultats dans la classe soient les plus réduits possible. Cette démarche a été entreprise par Cherchye, De Witte et Ooghe (2007) en mettant en avant une efficacité à la Pigou, c'est-à-dire en observant la distribution de la performance à l'intérieur des classes évaluées. La classe juste et efficace sera donc celle où le maître obtient la meilleure performance en limitant l'hétérogénéité entre élèves ; dans ce contexte, le second critère peut être approché par le coefficient de variation de la performance de la classe c'est-à-dire l'écart type de distribution de la performance de la classe ramené à la performance moyenne des élèves. Aussi a-t-on repris les mêmes analyses de type DEA, mais en prenant en compte ces deux dimensions de la production scolaire. Ces résultats sont présentés dans le tableau 1 comme second cas λ2. On passe donc ainsi à un objectif double, maximisation

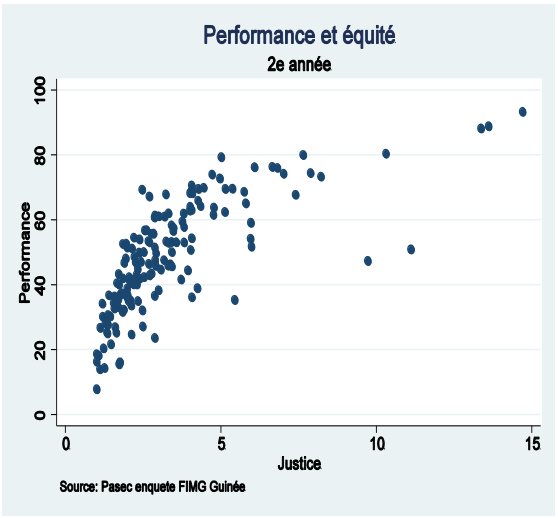
[17] Les coûts d'infrastructure sont estimés à partir des coûts de construction scolaire actuels en Guinée. Les écoles de construction moderne sont valorisées aux coûts actuels de la salle de classe construite, une dépréciation de 50% pour les bâtiments de type "semis dur" et de 75% pour les bâtiments "banco" (terre séchée). Pour les plus values liées aux aménagements l'enquête PASEC permet de renseigner sur la présence ou non de 15 aménagements scolaires, chaque aménagement dans notre valorisation accroît la valeur de l'infrastructure de 5%, avec un plafonnement à +50%. Pour ces éléments de chiffrage, sur les coûts, se référer à : World Bank, Project Paper on a Proposed Additional Financing Grant To The Republic Of Guinea for The Education For All Project, 3 Octobre ,2008, World Bank, Human Development Sector West Africa Department 2 Africa Region. Accédé en ligne le 10/11/2008 à http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2008/10/15/000333038_20081015012838/Rendered/PDF/450160PJPR0P111LY1OIDA1R20081028811.pdf

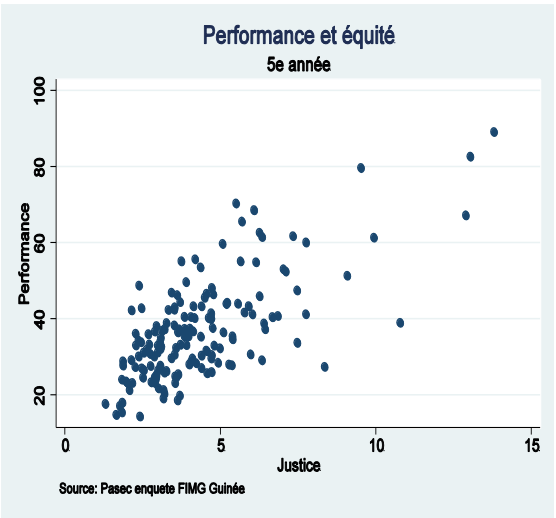
pour le produit, minimisation pour la performance entre élèves, opposition des critères que la méthode DEA ne peut traiter. Pour le traduire, il est inéluctable d'utiliser un critère de double maximisation, aussi ce second objectif est reformulé afin de maximiser l'inverse du coefficient de variation de la classe, c'est-à-dire la valeur y=(1/(dispersion inter élèves/ moyenne) qui sera donc un critère d'équité.

Un constat immédiat est la non-concordance entre l'école juste, d'une part, et l'école juste et efficace, d'autre part. Cette non-concordance est relativisée par les deux illustrations du graphique 5. La confrontation des deux critères indique une liaison toutefois assez homogène entre les deux critères (corrélations de 0,52 en 2^{e} année et de 0,72 en 5^{e} année). Le graphique montre aussi que l'introduction du critère de justice tend à créer des situations de cas extrêmes (outliers) assez prononcées avec en particulier pour la cinquième année, où des classes de performances moyennes fort honorables se distinguent par une forte variété de la performance.

Le cas n°3 tente une simulation autour de 3 critères d'efficacité avec une mesure du rendement ; ici est ajouté le nombre d'élèves achevant l'année dans la classe comme un critère d'échelle de production, ce qui à l'évidence est particulièrement bénéfique pour l'efficacité en 2^{e} année. De fait cette présentation est critiquable, car il serait certainement plus élégant de raisonner en coûts unitaires pour chaque élève de la classe ou alors de pondérer la valeur ajoutée moyenne par l'effectif de classe. Toutefois, s'il existe un risque ainsi de mauvaise identification de la production scolaire, ceci peut tout au moins approcher la situation de constance du rendement d'échelle. Par ailleurs dans l'architecture de l'enquête PASEC, la connaissance de la performance de classe est uniquement approchée par un sous échantillon de 15 élèves pour les grandes classes. Plusieurs questions d'approfondissement seraient posées par ce troisième cas que nous n'approfondissons pas présentement.

Une première validation autour de ces résultats revient à déterminer l'éventuelle existence de biais de structure dans la détermination de l'efficacité. Aussi, à l'aide d'un test du $\chi 2$ tente t-on de déterminer si une variable de structure peut expliquer une distribution entre écoles efficaces ou non. De manière générale, cette indépendance a été recherché à travers plusieurs variables (zone urbaine, taille de l'école, etc…). Seuls sont à remarquer les risques de dépendance entre l'efficacité et les écoles de grande taille dans les cas 2 et 3 de l'analyse.





Note : les classes « outliers » sont ôtées de l'analyse

Graphique 5 : Comparaison entre les critères de performance (ordonnées) et de justice (abscisses)

La chaîne de traitement suivie fait référence aux outils préconisés par Simar et Wilson (2007) et en particulier par le paquet de routines FEAR développé par Wilson et présenté en annexe C. Un des points délicats porte sur la détection des points influents extrêmes (outliers) par la méthode d'approche graphique proposée par Wilson (1993). Les conclusions de cette détection conduisent à un dilemme : soit rester à une version minimaliste du rejet ou aller bien au-delà dans la détection des points trop influents. Retenir la seconde version conduit à éliminer près de 10% des classes, avec un très fort biais sur certaines strates de l'échantillon PASEC. La solution minimaliste conduit à n'éliminer qu'une classe de seconde année et quatre classes de cinquième année, la

situation commune qui caractérise ces cas à problème est celle de classe de petite taille dans des milieux ruraux. Toujours en suivant la chaîne de traitement de FEAR, il existe une routine qui permet d'affiner la précision, autour d'un intervalle de confiance, des coefficients d'efficacité λ, obtenu par réplication bootstrap. Dans notre analyse, le risque est aussi de subir une précision de l'estimation d'efficacité qui serait conditionnée par une variable de structure. Pour l'ensemble des 3 cas, il est aisé de mettre en évidence, toujours par un test du $\chi 2$ que les intervalles les plus conséquents[18] pénalisent les écoles de grande taille et donc principalement localisées en zone urbaine. Il est indéniable que cette question de la précision de la mesure de l'efficacité, des outliers et des impacts structuraux de localisation de l'école devrait être précisée dans une analyse complémentaire. Précédemment, lors de la section 4.1 a été précisée l'efficacité, au sens des mesures DEA et FDH. Les mêmes analyses d'optimisation on été réalisées en démarche FDH afin donc de mesurer les classes qui « gaspilleraient » plus de ressources que d'autres. De manière générale, ce traitement conduit à des mesures de l'efficacité tout autant comparable en relatif. Les dépendances à des effets structuraux, comme ceux qui viennent d'être évoqués en approche DEA, se retrouvent tout autant ici comme origine structurelle de sources d'inefficacité.

Part d'efficacité au sens du DEA		minimum	p5	p10	p25	p50	p75	p90	p95
1er cas	Niveau 2	8,9%	21,0%	30,2%	40,8%	53,0%	68,8%	81,9%	89,3%
λ1	Niveau 5	16,1%	22,3%	26,1%	32,4%	40,4%	49,5%	65,5%	77,3%
	Ensemble	8,9%	22,3%	27,6%	35,8%	45,6%	60,1%	76,8%	85,6%
2e cas	Niveau 2	41,1%	49,9%	55,1%	62,4%	70,5%	80,7%	99,9%	100,0%
λ2	Niveau 5	51,5%	61,5%	67,9%	77,0%	85,7%	92,3%	100,0%	100,0%
	Ensemble	41,1%	55,1%	58,4%	67,8%	79,3%	89,0%	100,0%	100,0%
3e cas	Niveau 2	49,5%	56,3%	62,7%	69,7%	78,5%	89,2%	100,0%	100,0%
λ3	Niveau 5	58,3%	64,7%	70,5%	79,8%	87,2%	94,7%	100,0%	100,0%
	Ensemble	49,5%	61,5%	64,8%	73,9%	83,2%	93,9%	100,0%	100,0%

Note : px représente la valeur de λ au quantile x de la distribution

Tableau 1 suite : Analyse en termes de coûts : situation des indicateurs des écoles à certains points de la distribution

[18] Est ici considérée comme conséquente une plage d'incertitude de plus de 1% autour du coefficient d'efficacité.

Ressources Efficaces/ Utilisés au sens FDH		p5	p10	p25	p50	p75	p90	p95	Max
1er cas $\delta 1$	Niveau 2	100,0%	100,0%	106,7%	120,0%	133,3%	142,2%	160,7%	195,1%
	Niveau 5	100,0%	103,3%	114,3%	125,5%	153,3%	176,6%	190,7%	239,7%
	Ensemble	100,0%	101,7%	110,7%	124,4%	135,3%	165,7%	179,8%	239,7%
2e cas $\delta 2$	Niveau 2	100,0%	100,0%	110,5%	122,2%	125,0%	147,6%	159,3%	208,2%
	Niveau 5	100,0%	101,2%	115,0%	122,6%	152,7%	176,4%	198,1%	239,6%
	Ensemble	100,0%	100,0%	111,8%	122,4%	131,0%	160,4%	177,6%	239,6%
3e cas $\delta 3$	Niveau 2	100,0%	100,0%	107,1%	121,4%	149,2%	174,3%	199,0%	229,3%
	Niveau 5	100,0%	100,0%	105,4%	115,2%	121,6%	130,0%	147,7%	205,8%
	Ensemble	100,0%	100,0%	106,2%	117,8%	125,3%	158,4%	174,3%	229,3%

Note : px représente la valeur de δ au quantile x de la distribution

Tableau 1 suite : Analyse en termes de coûts : situation des indicateurs des écoles à certains points de la distribution

Un constat peut se réaliser autour de ce qui pourrait être un effet « école » dans ce traitement. Si la corrélation entre les coefficients λ pour les 151 écoles où l'on dispose du calcul pour les deux niveaux est proche des deux tiers dans le cas 1, elle s'effondre pour les autres cas[19]. Même si la comparaison reste limitée, on peut comparer pour une école donnée l'efficacité suivant l'objectif de production pris comme référence, simple dans le cas 1 et double dans le cas 2. Le graphique 5 présente, pour chaque niveau, la comparaison des taux d'efficacité calculés entre le cas 1 et le cas 2. Chaque école est ordonnancée suivant la performance à l'efficacité au travers de l'objectif de note moyenne de classe (cas 1). Il ressort de ce graphique que la typologie des écoles efficace est largement dissemblable entre les cas 1 et 2 ; visuellement cette dissemblance paraît encore plus prononcée en 5^{e} année. Ceci se confirme au travers des corrélations puisqu'en 2^{e} année le coefficient est de 9,9%. Une fois de plus, pourrait-on dire alors, se rencontre la difficulté, à tous les niveaux, d'assurer la cohérence entre les objectifs de performance et de justice scolaires.

Dans l'annexe G de ce texte, nous avons profité d'une première enquête en 1999 pour comparer ces résultats dans la mesure où, malgré une différence du champ de l'enquête, les informations restent largement homogènes.

4.3.2 Élargissement des facteurs de production d'école

Dans cette section, nous abandonnons l'approche sur la mesure des coûts, pour retenir, comme variables représentant les entrants, une démarche plus extensive des facteurs de la production d'école. Les résultats en sont repris dans le tableau 2 (partie a) avec une progression de gauche à droite des divers tests présentés maintenant en séquence.

[19] Ce constat peut traduire le fait que la réalité de la « justice scolaire » joue différemment entre les deux niveaux. L'objectif de justice devient de plus en plus complexe à mesure que les élèves possèdent leur histoire scolaire ; cet écart entre 2^{e} et 5^{e} années s'explique, mais ceci n'est ici qu'un constat vague car il devrait s'appuyer sur une comparabilité de l'échelle de difficulté entre les deux niveaux qui n'est nullement assurée dans les tests.

Dans un premier temps, 7 variables ont été retenues pour caractériser le maître chargé de la classe. À savoir l'âge, l'ancienneté professionnelle, la durée de la formation pédagogique initiale, la formation de recyclage reçue au cours des dernières années ; savoir s'il dispose d'un diplôme au moins égal au niveau du brevet, d'une part, et du baccalauréat d'autre part. Puis l'estimation du temps de trajet qui lui est nécessaire chaque jour pour se rendre à l'école. Comme le tableau 2 de synthèse des résultats l'indique dans la suite (colonne A), le nombre de classes efficaces serait globalement de 14%, avec, en comparant les distributions d'efficacité, une sur efficacité des enseignants pour les zones rurales[20]. La première ligne des résultats renseigne sur le nombre de facteurs inclus dans l'analyse, le taux d'apport exprime le pourcentage des entités efficaces ramené au nombre de ces facteurs.

Dans un second temps, s'y ajoute un groupe de 7 variables pour représenter l'infrastructure scolaire avec la disponibilité de l'électricité dans la classe, un indicateur quantitatif de fournitures et de mobiliers scolaires[21], la taille du groupe pédagogique, le fait pour une classe d'être dans une école dite « pilote » ou dans la sphère d'un projet de coopération et la dotation en manuels pour l'enseignant. La progression de l'efficacité, colonne B, est très sensible avec plus de 50% des classes efficaces.

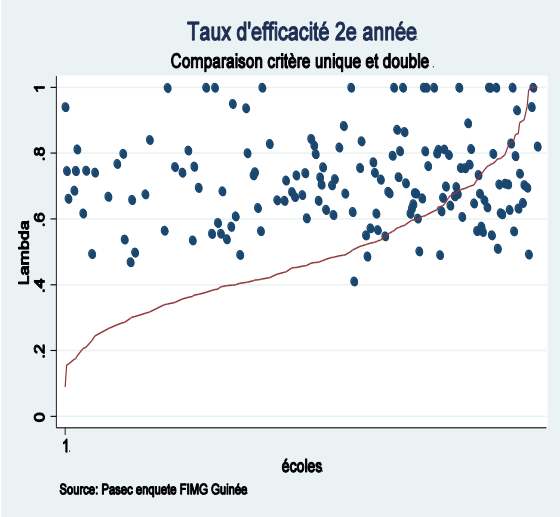
La troisième mesure inclut en complément d'autres variables, plus d'environnement pédagogique, avec une mesure des jours de présence du maître, l'éventualité d'une activité d'aide pédagogique de soutien du maître à ses élèves en plus des horaires de base. De plus, une variable concernant la dynamique de l'établissement mise en relief par l'analyse PASEC est reprise ici : la fréquence des réunions entre enseignants. Les résultats en sont donnés dans la colonne C de la partie a du tableau 2. Pour 152 écoles les deux niveaux ont été enquêtés[22]. En 2^{e} année, 53,1% des écoles seraient efficaces contre 34,1% en 5^{e} année, ce qui dégage un sensible déséquilibre entre les deux niveaux non constaté dans les analyses précédentes. Une caractéristique des résultats est de montrer la faiblesse relative des « écoles efficaces », c'est-à-dire des écoles où les classes des deux niveaux sont jugées « efficaces », ce taux est de 19,7% ; par ailleurs la corrélation entre les facteurs d'efficacité entre les deux niveaux d'une même école ressort comme très faible (moins de 5%). Ce résultat montrerait une certaine autonomie de l'efficacité de la classe par rapport à celle de l'école dans laquelle elle est incluse et donc donnerait plus d'importance à l'effet maître qu'à un effet-école. La simulation C' reste très proche de la précédente analyse C, s'y ajoute uniquement comme entrant l'activité reconnue par les enseignants de l'APE. Les résultats d'efficacité sont moins déséquilibrés entre les deux niveaux, mais on remarque, semble-t-il, une baisse du nombre des entités efficaces et cette baisse est limitée à quelques écoles qui sortent de la situation de pleine efficacité du fait de cette variable. L'intérêt vient aussi que cette perte d'efficacité touche des écoles urbaines. On retrouverait ici le constat des estimations paramétriques du PASEC indiquant certainement un constat par les parents, dans certaines écoles urbaines, d'une sous-efficacité. Ainsi en exerçant pression sur les enseignants, ils sont alors jugés actifs, pour ne pas dire gênants[23] !

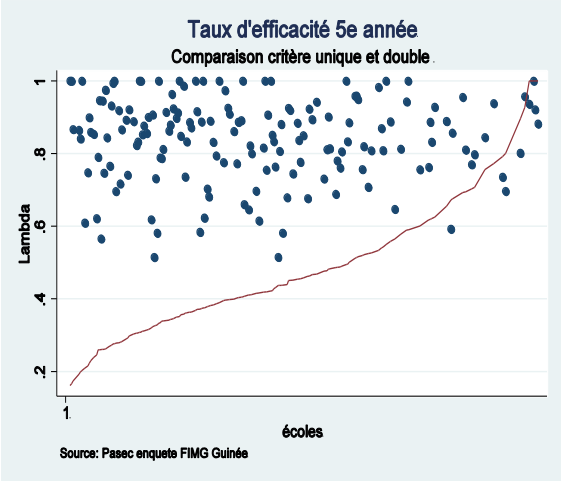
[20] Comparaison des distributions au moyen d'un Chi2.

[21] Les enquêtes PASEC recensent les équipements et fournitures de la classe, cette variable n'est donc qu'une variable de comptage avec une tentative d'imputation monétaire en tenant compte des coûts des fournitures disponibles dans la classe parmi les 10 catégories de matériel de classe renseignées.

[22] Cette pratique d'enquêter les deux niveaux, dans la même école, est liée au protocole du PASEC, ceci pour des raisons de coûts. La stratification et le tirage des échantillons se réalisent à partir des caractéristiques de l'école. Seul un problème pratique (refus, difficultés, …) conduit à se reporter vers une classe de même niveau dans une école de « secours » complémentaire dans l'échantillon.

[23] Ceci explique mieux le résultat ambigu de l'optimisation, puisqu'en fonction de ce constat ont peut s'interroger sur le fait que ce que l'on pense être comme un facteur positif est un facteur de pénalité vis-à-vis de l'optimum.





Graphique 6 : Comparaison des taux d'efficacité λ

Ces premiers résultats sont relativement critiquables, ils tiennent compte de facteurs liés à l'enseignant, aux fournitures scolaires et à l'école, mais ne tiennent pas compte de l'environnement de l'école. Aussi a-t-on introduit des variables d'environnement : ceci est réalisé en introduisant la variable construite, au niveau classe, sur les deux premiers facteurs d'une analyse telle que décrite dans l'annexe D. L'analyse a permis de conserver 158 classes de seconde année et 160 de 5^{e} année[24] et conduit aussi à un taux de 53% d'écoles efficaces en 2^{e} année et de 51% en 5^{e} année, voir la colonne D de la partie A du tableau 2 qui suit. Dans un premier temps sont introduites les variables construites d'environnement évoquées dans l'annexe D *variables latentes pour exprimer la situation socio-économique*, ceci en plus des 18 facteurs internes à l'école de l'étape précédente. Cette variable est donc obtenue à partir des coordonnées représentatives des écoles sur les deux premiers facteurs. Le tableau 2 montre par rapport à l'exercice précédent une sensible progression des écoles efficaces[25]. L'essai suivant conduit à ajouter aux entrants (variables maîtres, classe et école) le score initial moyen de la classe au pré test. A l'évidence on remarque, colonne E, que ce traitement conduit à une modification plus sensible de l'efficacité relative en 5^{e} année, élément logique puisque la prise en compte du contexte, ainsi faite, est surtout sensible à ce niveau. On obtient en corollaire une profonde progression du taux d'écoles efficaces. A l'évidence, il existe des impacts croisés entre environnement social de l'école et pré test ; dans ce sens est entreprise une analyse menée avec une seule variable comme objectif, reprise dans la colonne F du tableau. Ici est corrigée la mesure du pré test afin de tenir compte du contexte SES de l'école suivant la démarche proposée par Grosskopf et al.(1999), approche présentée plus en avant dans le texte en section 4.3. On substitue au score scolaire mesuré au pré test, un score « relativisé » ou « attendu » en fonction du contexte de l'environnement socio-économique traduit à partir de nos facteurs précités. La description du calcul de ce score relativisé est donnée dans l'annexe E où l'on remarque que ce calcul impacte beaucoup plus les observations de la 5^{e} année. Le tableau de résultats confirme ceci, puisque entre les jeux d'essai C et F, on remarque que ce calcul de score relativisé rend efficace 25 classes (environ 17%) de 5^{e} année, alors que celles de 2^{e} année ne sont que marginalement affectées. Bien sûr, ce constat confirme une nouvelle fois que l'écrémage scolaire entre 2^{e} et 5^{e} années dépend en grande part de l'environnement de l'école.

Cette analyse confirme les conclusions de Simar et Wilson (2000), puis de Wilson (2005), suivant lesquelles il existe une large sensibilité du taux d'efficacité en rapport au nombre de facteurs mis en action dans l'analyse. La littérature ne permet toutefois pas de fixer une règle quant au ratio entre facteurs et entités, Pastor, Ruiz et Sirvent (2002) soulignent un rapport maximum du tiers tout en prônant aussi une analyse parallèle avec la significativité des facteurs candidats dans l'analyse stochastique. Si cette règle du tiers est ici respectée, on

[24] Cette perte marginale s'explique par un trop grand nombre de valeurs manquantes sur ces variables « environnement ».

[25] Ce constat d'une plus grande efficacité globale lorsque les DMU sont confrontés à leur environnement est un constat de la littérature dont on peut trouver une illustration sur le test des systèmes de santé départementaux en France par Bardey et Pichetti (2004),

remarque dans notre analyse un fort gain d'écoles efficaces avec l'introduction des variables décrivant la classe (B) et l'introduction du sore au pré test. Les variables d'environnement SES influencent surtout le taux d'efficacité des écoles pour la 5e année, effet logique de « l'écrémage ».

Après cette prise en compte du seul objectif de performance moyenne, nous reprenons les simulations sous le double critère efficacité et justice, les résultats en sont repris dans la partie b du tableau 2. Si les essais A et B en monocritère n'ont pas été repris, l'essai C2 représente la reprise des variables d'input de l'essai C avec inclusion du second critère objectif. On y remarque une conséquente progression de l'efficacité surtout concentrée en 5e année. La simulation D2 est donc réalisée aussi en référence à D obtenue en mono critère. On remarque immédiatement, lorsque le facteur d'environnement SES est inclus, que le taux d'efficacité, sous ce double critère, s'accroît considérablement et plus particulièrement pour la 5e année. Dans ce cas, l'introduction du score initial comme facteur récurrent, simulation E2, est contreproductive et confirme les effets de liens entre ce score initial et l'environnement SES. D'où l'intérêt de la simulation F2 qui ne reprend pas comme facteur l'environnement SES et substitue au score initial le score initial « attendu » du fait de cet environnement SES. Ceci conduit à faire décroître le taux d'efficacité calculé, plus en 5e année et à l'évidence relativise l'efficacité d'environnement qui était dégagé pour les écoles urbaines.

Le dernier essai s'apparente au cas 3 de la section précédente, en ajoutant comme troisième critère de production le nombre d'élèves de la classe achevant l'année scolaire.

ENCADRE : Impact du statut de l'enseignant sur le calcul de l'enveloppe

Dans les mesures des écoles efficaces entreprises, nous reprenons la simulation de type F2, sous double critère, mais l'on ajoute dans les facteurs entrants la variable sur le statut du maître (fonctionnaire ou non) ceci conduit à un taux d'efficacité de 76,6% (246 classes sur 321), respectivement de 79,2%, 126 classes sur 159, en 2e année et 74,1%,120 classes sur 162, en 5e année. Par rapport à la simulation de type F sous deux critères (tableau 2, partie b) le nombre d'écoles efficaces augmente de quelques unités, moins de 5, pour chaque niveau. La seule variable ajoutée étant le fait ou non d'être fonctionnaire (1,0), on peut donc s'interroger sur son apport dans le processus d'optimisation de l'enveloppe. Dans la détermination de l'enveloppe utilisant le statut, le facteur λ, en seconde année, au premier décile était de 67% ; il passe ici à 88%, au premier quartile il reste saturé à 100%. Les valeurs respectives de λ en 5e année étaient de 75%, passant ici à 83% au premier décile, et 98% dans les deux cas au premier quartile. Pour la distribution, le biais de classes rurales plus efficaces reste comme dans la simulation F2, mais s'émousse quelque peu, devant être accepté à 5% de risques.

4.4 Les estimations paramétriques en épilogue

Arrivés à ce point, nous sommes incités à suivre la démarche de Ray (1991), c'est-à-dire à expliquer les facteurs d'efficience λ mesurés à l'étape initiale en fonction des variables d'environnement. Comme les écoles efficaces en DEA introduisent une borne supérieure à 1 ou en FDH de limite inférieure à 1, cette spécificité de la distribution du score conduit à entreprendre une estimation de type tobit avec censure à droite (limite supérieure bornée à 1) pour les scores λ de l'approche DEA. Comme déjà évoqué, l'explication du facteur d'inefficacité par application de la méthode du tobit a été introduite, dans la production de services éducatifs, par Kirjavainen & Loikkanen (1997) dans l'analyse de l'efficacité d'établissements secondaires finlandais. Reprise depuis, les diverses démarches suivies n'ont pas fait l'objet d'une méthode très normée, mais d'approches plutôt heuristiques, tantôt excluant ou incluant les variables utilisées comme facteurs dans l'étape DEA. De fait, les auteurs ont souvent voulu rechercher dans cette seconde étape une confirmation, ou une invalidation, de la présence de rendement d'échelle lors de la phase initiale de calcul de l'enveloppe. Approche tout à fait logique dans la mesure où l'approche de l'enveloppe se différencie dans ses approches, comme ceci a été évoqué au 4.1, à travers certaines hypothèses de départ qui se basent justement sur cette question de la présence ou non de rendement d'échelle. Si l'on suit Kirjavainen et Loikkanen (1997, p 390), ils mettent l'accent dans la formulation du tobit de variables décrivant la taille de classe et l'école, introduites toutes deux avec des effets linéaires et quadratiques afin de tester cette question de constance ou non des rendements d'échelle. Un intérêt évident de cette approche revient à profiter du partage entre méthodes paramétriques et

non-paramétriques. L'analyse de l'enveloppe permet de donner une mesure de la situation d'inefficacité ; dans un second temps, une méthode paramétrique comme le tobit permet de jauger, autour des plages de confiance d'effets marginaux quels sont les impacts d'une variable de politique scolaire sur le niveau d'efficacité. Dans les sections précédentes ont été obtenus des scores d'efficacité essentiellement au travers de deux approches :

i- Une définition restrictive avec comme facteur une approche de simulation des coûts salariaux et de fonctionnement de la classe,

ii- Une approche extensive élargissant les facteurs aux variables décrivant la classe et son environnement tels que renseignés par l'enquête PASEC.

4.4.1 Effets marginaux sur la simulation des coûts

Si l'on reprend le cas restrictif, nous obtenons des calculs d'optimisation tels que présentés au tableau 1 des valeurs du coefficient d'efficacité. Donc ici les calculs en épilogue reviennent à intégrer dans une relation Tobit divers facteurs qui décrivent l'efficacité de chaque classe, calculée par la méthode DEA, ou la sur allocation de facteurs telle qu'obtenue par la méthode FDH. Ceci est repris dans le tableau 2A, où le tobit est censuré à droite puisque les facteurs λ sont bornés supérieurement à 1.

Dans ce tableau 2 sont donc repris, pour les 3 définitions de l'objectif en analyse DEA, les impacts pour les deux niveaux. Plus que de représenter les résultats directs de l'estimation, ces tableaux se limitent à présenter les impacts marginaux des variables sur le coefficient λ[26]. La qualité d'ajustement des modèles tobit n'est pas des plus satisfaisantes, mais ici l'option prise est de donner dans ces estimations, et ceci sous les divers critères de la fonction objectif, une forme homogène centrée dans une logique toutes choses égales par ailleurs à la fois sur les structures socio-économiques et les caractéristiques du maître. Ainsi des variables comme la présence d'une APE active, qui là aussi conduit à un impact d'inefficacité marginal autour de 2%, n'a pas été ici reprise. Si l'absence du maître est là aussi une variable de fort conditionnement de l'efficacité scolaire, notons toutefois la grande variation de son impact et de sa significativité entre les trois formes de la fonction objectif.

Référence d'une école à taux d'efficacité à 80%	λ1		λ2		λ3	
	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année
Taille de la classe [27]	0,03% *	0,23% ***	0,005%	0,02%	-0,002%	0,01%
Age moyen des élèves (années)	0,47%	-4,54% **	-0,197%	0,28%	0,376%	0,42% *
École en zone rurale (0,1)	0,83%	1,67%	-0,722%	-0,24%	0,425%	-0,44%
Jours absence dans le mois	-7,76% ***	-2,81% **	-0,69% **	-1,13% *	-0,41%	-0,58 *
Âge du maître	0,06%	-0,21%	0,054%	-0,01%	-0,024%	-0,02%
Maître études supérieures (0,1)	1,30%	5,31%	1,704%	0,71%	2,042% *	-0,13%
Fonctionnaires (0,1)	-1,49% *	-6,16% *	-2,261% *	0,02%	-1,436% *	-0,38%
FIMG 3-9-3 (0,1)	0,90%	-6,85% *	-1,950%	0,45%	-3,449% *	0,14%
FIMG 9-9 (0,1)	0,75%	-5,08%	0,905%	-0,09%	0,459%	-0,24%
Ancienneté professionnelle, du maître	0,10%	0,03%	0,033%	0,05%	0,131%	0,07%
Souhaits changer école	0,65%	3,53%	-0,983%	0,17%	-0,483% *	0,29%
Part de garcons	2,37%	19,05% **	-9,176% *	0,57%	-7,803% *	-1,27%
Père alphabétisé (cov)	0,47%	2,31%	1,565% *	0,15%	1,210%	0,39%
Possessions de biens modernes(cov)	-1,90% *	-1,49% *	0,366% *	-0,70% **	0,014%	-0,41% *
Observations	146	154	146	154	146	154
Pseudo R2	0,21	0,28	0,123	0,05	0,20	0,31

Tableau 2 : Effets marginaux, tobit sur DEA,* significativité à 1%, ** à 5%, * à 10% de l'effet marginal**,

[26] Tel que calculer par la procédure mfx du logiciel Stata.

[27] Les noms de variables suivis de (0,1) indiquent une variable binaire, l'indication cov indique la prise en compte d'un effet de dispersion dans la classe, c'est-à-dire le coefficient de variation (dispersion de la valeur entre élèves rapportée à la moyenne de la variable pour la classe).

Toujours dans ce tableau 2, on notera les grandes différences d'impact en fonction de la définition de la fonction objectif. Le cas 1 reprend uniquement l'idée d'une école efficace, le cas 2 y ajoute le critère de justice et le cas 3 l'effet de taille. Les analyses précédentes, graphique 6 par exemple, montraient le caractère disjoint de ces 3 objectifs. Dans ces analyses Tobit, pour le statut du maître, la formation FIME a été prise comme le statut de référence. Aussi de manière générale, on remarque une relative position d'efficacité de ce statut.et de celui du FIMG 9-9. Le statut de fonctionnaire s'avère négatif, particulièrement en 5^{e} année, et ceci, pour le critère du cas 1. A l'inverse pour les cas 2 et 3 cette faiblesse relative du fonctionnaire pour la 5^{e} année s'estompe et se retrouve plus, mais avec un impact moindre (entre 1% et 2%) sur la 2^{e} année.

Référence de calcul pour une classe à 120% de sur allocation	δ1		δ2		δ 3	
	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année
Taille de la classe	-0,03%	0,03% *	0,02%	0,02%	-0,01%	0,01%
Age moyen des élèves (années)	0,93% *	0,07%	0,83%	0,70%	-1,78%	-2,90% **
École en zone rurale (0,1)	-3,12% ***	-0,82%	-2,27% *	-2,75%***	0,38%	0,19%
Jours absence dans le mois	0,301%	0,02%	2,03%	1,09%	0,03%	0,04%
AGE de maître	0,16%	0,12% *	0,10%	0,10%*	-0,08%	0,00%
Maître études supérieures (0,1)	0,04%	-0,21%	-0,30%	-3,93% *	1,81%	3,65% *
Fonctionnaires (0,1)	4,94%***	5,32% ***	4,73% ***	3,11% **	-0,37%	-0,45%
FIMG 3-9-3 (0,1)	1,86% *	0,43%	-1,10%	-1,96%	-1,26%	-0,91%
FIMG 9-9 (0,1)	0,19%	0,68%	-0,84%	-0,56%	-5,32% *	0,92%
Ancienneté professionnelle, du maître	0,14%	0,50%	0,25% *	0,59%***	-0,19%	-0,15%
Souhaits changer école	0,11%	0,77%	0,40%	-2,19%**	2,21% *	1,16%
Part de garcons	-4,74%*	-5,86%***	-5,74% *	-2,29%	20,99% **	12,62%***
Père alphabétisé (cov)	-1,19% *	-0,62%	-0,43%	-0,41%*	-4,22%**	0,52%
Possessions de biens modernes (cov)	-0,86% *	-0,42%*	1,13% *	-0,11%	-0,98%*	-0,25% *
Observations	146	154	146	154	146	154
Pseudo R2	0,66	0,44	0,57	0,45	0,57	0,58

Tableau 3 : Effets marginaux, tobit sur FDH,* significativité à 1%, ** à 5%, * à 10% de l'effet marginal**,

Le tableau 3 reprend exactement les mêmes analyses, mais appliquées à des coefficients de FDH, donc censurés à gauche à la valeur 1 de pleine efficacité. Évidemment, les impacts marginaux sont pour l'essentiel de signes inverses. A l'évidence certains impacts ne sont pas symétriques, à l'exemple de la taille de la classe. Chose fort logique dans la mesure où les deux méthodes diffèrent sur la question du rendement d'échelle et de convexité. Sur les statuts des enseignants, l'essentiel du constat précédent est reconduit avec un impact de gaspillage lié au statut de fonctionnaire pour l'analyse en termes de critère simple et double. L'effet de l'absence n'apparaît pas ici comme central dans l'origine du gaspillage de ressources[28]

5.4.2 Effet marginaux à partir de pseudo fonction de production

Les relations tobit ont été appliquées sur les scores d'efficacité découlant de la méthode de l'enveloppe sur la pseudo fonction de production d'école FPE (calculs au 5.3.2) . La même séquence de démarche a été appliquée, en réalisant dans un premier temps une analyse à partir des calculs de l'enveloppe basés sur la seule performance du score moyen. Comme plus de variables sont introduites, à la différence de ce qui a été déjà exposé, l'on reprend les modélisations puis une analyse des effets marginaux qu'elles induisent. En tenant compte de l'expérience des résultats exposés dans la section précédente, pour alléger le texte, il ne nous apparaît pas indispensable de distinguer les analyses des taux obtenus des méthodes DEA et FDH et seule la première approche est retenue. Les résultats en sont synthétisés dans le tableau 4. Ces tests sont réalisés sur

[28] Il semble toutefois ici, comme pour l'analyse en DEA, que d'assez sensibles questions de colinéarités structurelles (genre du maître, zone d'habitat et absence) méritent une analyse plus approfondie.

l'ensemble des classes, ceci ici sans une estimation séparée du tobit entre 2e et 5e années, alors que cela a été le cas pour le calcul des écoles efficaces par la méthode de l'enveloppe. Cette approche a été préférée en fonction de deux constats : i-la distinction du test, entre 2e et 5e années, ne conduit pas à des différences très significatives sur les coefficients des variables les plus influentes[29] ; ii- l'introduction d'indicatrices de niveau (ici en 5e année) conduit à décrire une sous efficacité spécifique de ce niveau, ceci significativement lorsque l'estimation de l'enveloppe inclut des variables de l'environnement SES de l'école[30].

Dans les résultats que nous obtenons, repris dans le tableau 4, la référence à une taille d'école, dans le tobit comme facteur explicatif, s'est soit montrée très instable, mais sous la limite de la significativité pour traduire des rendements décroissants. Dans les formes de FPE les plus simples, tests B et C, l'hypothèse de rendements croissants est validée. De fait, il apparaît des liens de structure assez prononcés mettant en avant le lien entre la taille de l'école et sa localisation dans une zone urbaine. Les résultats visant eux à introduire un effet quadratique sur la taille de classe n'ont pas conduit, du moins sur les données que nous exploitions, à des résultats constructifs. Dans les analyses de type tobit, l'effet taille des classes introduit assez nettement la significativité d'un rendement croissant ; l'effet quadratique par contre se montre peu significatif et lorsqu'il se dégage ainsi dans certaines formes, il montrerait un impact négatif qui expliquerait une faille efficacité pour les très petites classes[31].

De manière générale et indépendamment des facteurs retenus dans le calcul de l'enveloppe, les résultats stables, tels que présentés dans le tableau 4, permettent de dégager les points suivants pour expliquer les taux d'inefficacité par la méthode tobit en épilogue de la détermination de l'enveloppe :

- Un effet négatif d'un maître de sexe féminin qui apparaît explicatif de l'inefficacité de la classe ;
- Un effet expliquant l'inefficacité au travers du taux d'absentéisme de l'enseignant ;
- Un effet pénalisant de la dispersion par âge des élèves dont toutefois l'impact significatif s'estompe lorsqu'il est fait référence à un score « attendu ».
- L'effet SES est certes positif, mais non significatif.

Le fait que les enseignants considèrent l'APE comme active conduit à quelques résultats seulement en 5e année et alors, mais sous le seuil usuel de significativité, les effets seraient instables à l'exemple du changement du sens de l'impact que l'on constate (tableau 4) suivant que l'on tient compte ou non des variables d'environnement SES dans le calcul de l'enveloppe.

Toujours dans ce tableau 4, le fait que la classe soit tenue par un maître fonctionnaire est introduit comme indicatrice ; il est notable que l'on ne retrouve pas un effet prononcé, le statut de fonctionnaire n'est pas un handicap à l'efficacité dans cette analyse ou la prise en compte du différentiel de coûts salariaux s'estompe. L'effet en 5e année d'un maître fonctionnaire reste toutefois un désavantage, mais avec une faible significativité.

Évidemment, il semble aussi logique de reprendre les analyses avec les modèles tobit en épilogue de ces analyses de l'enveloppe au-delà du seul critère de performance scolaire. Les résultats en sont présentés dans le tableau 5. L'impact des variables mises en avant dans la première analyse se confirme (genre de l'enseignant, taille de la classe,…). On remarque certaines différences dans les estimations :

- L'effet positif SES paraît logiquement plus stable que celui ressortant dans les essais à un seul objectif (pure performance scolaire);

[29] Certaines variables sont toutefois à la limite de la significativité comme le fait que la classe soit tenue par un maître fonctionnaire ; effet qui a été conservé dans le tableau 2 de résultats.

[30] Ceci indiquerait que les classes de 5e année sont intrinsèquement moins efficaces s'il n'est pas tenu compte de l'effet SES. Toutefois, cette conclusion est à relativiser dans la mesure où du point de vue de la théorie de la mesure à l'item il n'y a pas d'ancrage de la performance entre la 2e et la 5e année.

[31] Le point de neutralité où l'effet linéaire compense l'effet négatif quadratique se situe vers un effectif de 10 élèves ; ceci souligne toutefois la difficulté dans une approche en valeur ajoutée (pré test et post test)

- à l'inverse, l'impact de la performance initiale (pré test) paraît présenter un impact négatif pour les formes où le score initial est pris en compte comme facteur dans l'analyse de l'enveloppe[32] ;
- Pour prendre en compte la différenciation entre 2e et 5e années, deux indicatrices ont été assez systématiquement introduites : la présence active reconnue par le maître d'une APE et le fait que la classe soit tenue ou non par un maître fonctionnaire ; de ceci il ressort clairement que l'APE active aurait un effet négatif et assez proche pour les deux niveaux[33]. Ce résultat permet donc de mieux stabiliser l'impact de l'APE dans les calculs de l'enveloppe basés sur deux critères. Il se confirme qu'une classe tenue par un fonctionnaire serait moins efficace, sans que cet impact soit clairement significatif et, lorsqu'il l'est quelque peu, il ne le serait qu'en 5e année.
- Le taux de l'absentéisme enseignant et le genre féminin du maître se confirment comme variables influençant une moindre efficacité

Dans la dernière colonne du tableau 5 est reprise une estimation intitulée *2 facteurs*, compensés par la taille classes, optimisation non reprise dans le tableau 2. De fait on part ici de l'idée de l'optimisation avec trois sources d'objectifs, mais la taille des classes est introduite comme pondération du critère de résultat moyen. La détermination de l'enveloppe conduit à des résultats très proches de ceux avec trois critères, il n'ont donc pas été détaillés. L'ajustement tobit, en épilogue, reste proche à la différence que l'effet significatif de la variable SES s'estompe. Pour tenter un traitement simultané des deux niveaux (2e et 5e années) une solution peut être de considérer chaque niveau comme une observation relative à une école et donc de réaliser une analyse en donnant une structure de panel au fichier avec effet aléatoire des niveaux j (2e et 5e années).

$$logit(p_{ij} \,||\, y) = \beta_0 j + \sum_{i=1}^{n} \beta_1 j \; avec \; \beta_0 j = \beta_0 + u_0 j$$

Ceci a été mis en œuvre par la procédure xttobit du logiciel Stata [34]. Les conclusions déjà abordées ne sont pas remises en cause. De manière générale, les tests usuels sur les panels ne conduisent pas à discriminer entre un effet fixe de niveau, sur le panel, et un effet d'école qui dominerait l'effet niveau. Nous ne présenterons pas ici ces résultats qui ne remettent pas en cause les conclusions principales déjà tracées.

Comme ces analyses en épilogue sont des analyses de second ordre, une possibilité peut être alors d'étendre la référence classique à la fonction de production d'école et de tester si ces explications secondes de l'efficacité des classes et des écoles ne peuvent pas passer par des mesures plus qualitatives. Les enquêtes PASEC comportent un grand nombre de variables qui s'attachent à décrire des variables d'opinion ; ceci à travers le questionnaire du maître et le questionnaire du directeur. Certaines d'entre elles sont relatives à des renseignements quantitatifs ponctuels, comme la durée du trajet nécessaire au maître pour se rendre de son domicile à l'école, la part des revenus personnels des activités extra enseignement ou une estimation par l'enseignant du pourcentage du programme qu'il considère comme achevé. Ceci concerne aussi le vécu du métier dans l'école comme la fréquence des réunions de l'équipe enseignante, la fréquence des visites de l'inspection. Toutefois, pour l'essentiel, il s'agit de décrire des opinions sur le métier d'enseignant[35], le ressentiment quant à l'ambiance scolaire, le travail de l'équipe pédagogique ou son opinion sur l'inspection ou

[32] Ce constat peut s'accorder avec certaines remarques de la littérature sur la mesure de l'inertie des progrès scolaires dans les modèles à valeur ajoutée. Un score initial élevé dans la classe pourrait être source de progrès plus inégaux, au cours de l'année, donc une source d'efficacité dans la logique à double mesure de la production scolaire (niveau et homogénéité) qui est donnée ici.

[33] Cet impact négatif de l'activité de l'APE est assez constant dans les analyses PASEC. Comme ce niveau d'activité est fixé par les enseignants, on peut donc penser qu'une école « à problème » peut entraîner une pression des parents d'élèves pour plus de résultats, d'où l'activité, et que ceci serait d'autant plus sensible là où les résultats ne sont pas à la hauteur des aspirations ; d'où ce lien inverse entre l'activité de l'APE et la performance de la classe.

[34] Processus assez besogneux dans la mesure où il faut s'assurer de la stabilité de la solution déterminée par le maximum de vraisemblance, ceci est réalisé par la procédure **quadchk** de Stata qui teste la stabilité du modèle pour des valeurs différentes du nombre de points de quadrature.

[35] Notamment en décrivant les aspirations à poursuivre dans le métier d'enseignant.

le contenu des programmes. Constituant un ensemble assez hétérogène et s'éloignant du contexte usuel de la fonction de production d'école, ces variables sont assez peu exploitées dans les traitements initiaux ou secondaires concernant les enquêtes PASEC. Dans la démarche qui est suivie ici, l'introduction de ces variables dans la seconde étape, avec les estimations tobit, prend une dimension plus expérimentale éventuellement en permettant de cerner des facteurs d'inefficacité et par calcul à la marge de mesurer un impact de leur relation quant à cette inefficacité révélée par le calcul de l'enveloppe. Les résultats précédents concernant l'approche Tobit en plus de variables structurelles complètent la logique de fonction de production implicite d'école et soulignent le lien qui peut exister par rapport à des « goulots » de temps scolaire qui peuvent survenir dans cette production comme l'absentéisme du maître. À travers ces variables ainsi ajoutées pour expliquer le taux d'efficacité afin de dégager un résultat significatif et stable, de nombreuses variables doivent être éliminées de l'analyse en fonction des colinéarités qu'elles impliquent. Deux variables ont toutefois montré un certain intérêt, voir tableau 6 :

i)le temps mis par le maître pour se rendre à l'école ;

ii)la fréquence des réunions entre les enseignants pour échanger.

Des variables, comme la motivation du maître ont quelquefois un impact positif, de même que la part des revenus tirés des activités secondaires possède un effet contraire à l'efficacité, mais ces variables ne permettent pas d'être considérées comme un apport explicatif pertinent du fait de leur faible significativité. La fréquence des réunions des enseignants ressort avec un signe négatif ; ce constat quelque peu surprenant peut venir d'une causalité quelque peu équivoque à l'image de l'impact de l'action de l'APE. Ici des réunions fréquentes des maîtres peuvent être le signe d'une perception d'inefficacité dans l'école. Le tableau 6 reprend les estimations des taux d'efficacité λ en leur adaptant donc une analyse en épilogue à structure de panel[36]. Les apports des variables identifiées comme les plus explicatives de l'efficacité sont confirmés à l'exemple du genre de l'enseignant et de la présence du maître. Dans les variables complémentaires, en dehors de l'impact du temps de trajet mis par l'enseignant pour se rendre à l'école, on remarque aussi, mais dans un nombre limité de relations, l'impact négatif, mais assez usuel dans les analyses, du fait pour un enseignant de disposer d'un diplôme avancé. La structure en panel permet de distinguer ce qui est dû à la variété à l'intérieur des écoles uj donc entre les deux niveaux 2^{e} et 5^{e} années pour une même école. Ce coefficient rho, repris dans le tableau 6, indique par les faibles valeurs que la distribution de l'efficacité des classes reste largement impactée par les différences inter-écoles ; ce qui renvoie encore plus au contexte socio-économique du milieu de l'école, mais *a contrario* montre que le choix d'analyser la performance au travers d'une moyenne de classe et de son coefficient de variation peut paraître comme une situation réaliste en prenant en compte la création d'hétérogénéité dans la classe.

Même si l'impact du statut du maître paraît limité dans ces analyses en épilogue, pour tenter de mieux cerner la question de l'impact, on remarque dans le tableau 6 un coefficient acceptable juste au seuil de 5% pour le statut de fonctionnaire ceci sous la forme dite F2 à 2 facteurs sur le produit, intégrant comme input le niveau moyen de la classe corrigé par le score attendu au pré test, en fonction du contexte SES des l'élèves, voir supra 5.3.2. Partant de cette forme, nous avons systématiquement analysé l'explication, par modèle censuré, de la distribution des facteurs d'efficacité λ obtenu sous l'ajustement DEA de type F2. Évidemment, ces calculs de balayage seraient trop longs à présenter ici. Aussi se limite-t-on à n'extraire de ces calculs que les effets marginaux de ces variables sur le taux d'efficacité λ. Effets donc calculés par la procédure mfx de stata dont la démarche correspond à la présentation de Greene (2007, p 872). Disposant des effets de chaque variable sur l'efficacité de la classe, les effets marginaux traduisent l'effet de la variable indépendante sur l'efficacité. Nous avons ici pris comme référence de ce calcul marginal l'école se situant à un taux λ de 80%, afin d'illustrer des situations restant significativement éloignées de l'efficacité, mais où celle-ci constitue un horizon plausible d'action de moyen terme.

[36] Commande xttobit sous stata.

Tableau 2 : Principaux résultats de la méthode de l'enveloppe suivant les variables retenues

a) Mesure unique par le niveau moyen de la classe

	Variables maîtres uniquement : 7 variables A		Variables maîtres + 7 variables décrivant la classe B		Facteurs internes à la classe et l'école C		Idem + APE actives C'		C'+ Facteurs internes et facteurs d'environnement D		Facteurs d'environnement et score initial E		C' + Score initial « attendu » par l'environnement SES F	
	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année
Nombre et apport facteurs	7 1,8%		14 3,9%		18 2,4%		19 1,9%		20 2,5%		21 3,3%		19…2,7%	
Ecoles efficaces	23	19	87	86	80	57	65	50	81	81	114	106	77	84
Ecoles dans l'analyse	158	161	158	160	158	160	158	160	158	160	154	160	154	159
Taux efficaces	14,5%	11,7%	55,1%	53,1%	50,6%	35,2%	41,1%	31,1%	52,6%	50,6%	74,0%	66,3%	50,0%	52,8%
λau1er décile	38,0%	24,2%	48,0%	38,0%	47,8%	32,9%	45,3%	34,2%	69,0%	75,8%	59,0%	54,0%	51,0%	69,2%
λ au1er quartile	47,2%	38,5%	62,0%	64,0%	62,5%	40,3%	62,4%	41,2%	81,0%	83,8%	98,0%	96,0%	72,5%	65,6%
Dépendance	Classes rurales plus efficaces (1 pour mille)		Indépendance du lieu		Indépendance du lieu		Classes rurales plus efficaces (1 pour mille)		Classes rurales plus efficaces au seuil de 5%		Indépendance du lieu		Indépendance du lieu	

b) Mesure par le niveau de la classe et le coefficient de variation intra classe

	C2 - Facteurs internes à la classe et l'école C en double critère		D2-Facteurs internes à la classe à l'école, environnement social D en double critère		E2 - Facteurs internes à la classe à l'école, environnement social, score initial E en double critère		F2 - Score initial « attendu » F en double critère		G2 complet relativisé Critère triple Ajout à F2 du critère objectif effet taille	
	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année
Nombre et apport moyen des facteurs	18 2,7%		20 4,6%		21 3,9%		20 3,6%		20…4,2%	
Écoles efficaces	83	73	140	151	133	130	121	116	139	129
Écoles dans l'analyse	158	160	158	160	158	160	158	160	158	160
Taux efficaces	52 ,5%	45,6%	88,6%	93,2%	84,2%	80,3%	76,1%	71,6%	87,9%	79,
λau1er décile	53,16%	65,9%	96,5%	100%	92,5%	91,2%	67,3%	74,6%	88,9%	81,3%
λ au 1er quartile	66,9%	75,5%	100%	100%	100%	100%	100%	98,%	100%	100%
Dépendance	Classes rurales plus efficaces		Indépendance du lieu à 10% de risque		Indépendance du lieu		Classes rurales plus efficaces à 3% de risque		Classes rurales plus efficaces à 2% de risque	

Tableau 4 Estimation du taux d'efficacité λ, simple critère	A Variables « maître »	B Va riables Maîtres et classes	C Idem + var. Écoles	D Idem + Facteurs environnement.	A+ Score Initial « attendu »	C+ Score initial « attendu »	Score relativisé F
AGE des élèves, dispersion	-0.1248			-0.5674	-0.0170		-0.0617
	(3.72)***			(2.31)**	(0.46)		(1.10)
Enseignant	-0.0825	-0.0920	-0.0975	-0.0749	-0.0865	-0.1988	-0.1858
Femme	(3.11)***	(3.45)***	(3.71)***	(3.41)***	(2.74)***	(2.98)***	(3.84)***
Travaux extrascolaires sauf aide domestique	0.0713	0.0856					
	(2.27)**	(2.66)***					
Absences maître	-0.11914	-0.0916	-0.0872	-0.0742	-0.1876	-0.1179	-0.3463
	(2.05)**	(1.54)	(1.57)	(1.78)*	(2.69)***	(0.86)	(3.48)***
Taille de la classe		0.0020	0.0022	-0.00550	0.00152	0.00405	0.00122
		(2.76)***	(3.13)***	(1.10)	(1.96)*	(2.57)**	(1.08)
SES			0.0098	0.2405		0.0768	
			(0.50)	(1.49)		(1.52)	
Fonctionnaire 2e année		-0.00641		0.0168	-0.0081	0.0320	0.0490
CP2		(0.19)		(0.66)	(0.20)	(0.39)	(0.81)
Fonctionnaire 5e année		-0.0206		**-0.0397**	-0.0029	0.0749	**-0.1018**
CM1		(0.74)		(1.65)*	(0.08)	(0.99)	(1.83)*
Indicatrice CM1			0.0266	-0.0820	-0.1716	-0.24306	-0.2717
			(0.76)	(2.68)***	(4.47)***	(4.31)***	(4.77)***
Score initial		0.0042	0.0042	-0.0118	0.0067	0.0022	0.0060
		(4.29)***	(4.70)***	(1.72)*	(6.31)***	(1.04)	(3.83)***
Travaux domestiques			0.0501	0.1120	0.0794	0.1722	0.1078
			(2.14)**	(0.60)	(2.83)***	(3.05)***	(2.57)**
APE active 5e année			-0.0441	0.3877			
CM1			(1.29)	(1.54)			
École en zone rurale						0.01531	
						(2.51)**	
Part des élèves issue de familles aisées (1er quartile SES)	0.0421						
	(1.35)						
Constant	1.15315	0.7537	0.7366	0.4107	0.3616	0.7368	0.7228
	(22.22)***	(12.73)***	(10.03)***	(5.58)***	(4.22)***	(4.15)***	(5.63)***
Observations	314	310	314	315	315	315	314
Pseudo R2	0.27	0.34	0.41	0.27	0.56	0.11	0.20

Tableau 5 Estimation du taux d'efficacité λ, double critère efficacité justice	C2, 2 facteurs maîtres et classe	D2, Facteurs internes à la classe à l'école, SES	E2, Facteurs internes à la classe à l'école, SES, score initial	F2, Score relativisé initial	G2, complet relativisé Critère triple	H2, 2 facteurs, compensés taille classes
Age des élèves, dispersion	0.06 (1.17)	0.06 (1.22)	0.001 (0.05)	0.0053 (0.08)	0.0104 (0.14)	0.05 (1.08)
Fonctionnaire, 2e a	-0.0538 (1.04)	-0.0628 (1.20)	0.0113 (0.26)	0.03455 (0.47)	0.03 (0.38)	-0.0452 (0.10)
Fonctionnaire 5e a	-0.0125 (0.22)	-0.0322 (0.58)	-0.0381 (1.09)	-0.0612 (1.91) *	-0.11952 (1.78)*	-0.0185 (0.42)
APE active 5e année	-0.2092 (2.20)**	-0.1167 (1.47)	-0.1003 (2.63)***	-0.0226 (2.78)***	-0.1889 (2.56)**	-0.1000 (2.14)**
APE active 2e année	-0.1184 (1.94)*	-0.1898 (2.20)**	-0.0722 (1.73)*	-0.0247 (3.02)***	-0.1037 (1.28)	-0.0841 (1.75)*
Aide aux travaux domestiques		0.0856 (2.12)**	0.0291 (1.00)	0.0782 (1.55)	0.0337 (0.56)	0.0355 (1.00)
Maître femme	-0.1364 (2.61)***	-0.0760 (1.47)	-0.0664 (1.95)*	-0.1187 (1.97)*	-0.1985 (2.83)***	-0.1055 (2.44)**
Absences maître	-0.1756 (2.08)**	-0.1193 (1.38)	-0.1915 (3.02)***	-0.2079 (1.80)*	-0.2360 (1.95)*	-0.1683 (2.25)**
Score initial		-0.0024 (1.69)*	-0.0029 (2.54)**			
Taille de la classe	0.00214 (1.80)*	0.00334 (2.45)**	0.00235 (2.60)***	0.01 (4.87)***		
Variable muette 5e A	0.0697 (0.62)	-0.0702 (0.60)		-0.0176 (0.16)		
SES	0.1316 (3.03)***	0.0804 (1.96)*	0.0474 (1.77)*	0.0832 (1.79)*	0.0895 (1.68)*	0.0304 (0.93)
Constant	1.5440 (10.82)***	1.3882 (8.13)***	1.3433 (11.67)***	1.1266 (6.23)***	1.7429 (8.10)***	1.3233 (10.82)***
Observations Pseudo R2	320 0.31	315 0.39	315 0.27	315 0.29	315 0.17	315 0.18

Dans le contexte de la démarche, cette introduction de variables, à partir du modèle présenté dans l'avant-dernière colonne du tableau 6, devait être différenciée. D'un côté nous avons les variables de statut s'exprimant comme des variables binaires et qui permettaient de décrire 4 positions : les fonctionnaires, pouvant eux-mêmes être décomposés suivant leur année d'affectation. Les premières cohortes FIMG 9-9 ou 3-9-3, puis les cohortes FIME. De manière générale ces variables pouvaient être combinées de diverses manières évidemment à la condition de conserver l'une d'elles en dehors du modèle pour ne pas sur identifier celui-ci. Sur ces variables de statut ont été essentiellement balayées les diverses combinaisons possibles à partir du modèle, dit F2, du tableau 6. Le tableau 7 présente le résultat de ceci, avec une double colonne donnant l'impact marginal et maximum et minimum des diverses combinaisons. Puis plus à gauche, le risque d'acceptation moyen de ces impacts marginaux. Ces derniers conduisent à des réponses en tout ou rien puisque les variables sur lesquelles portent ces impacts sont dichotomiques.

Il en ressort dans les zones d'acceptation usuelles que seul le statut de fonctionnaire en 5^{e} année conduit à une pénalisation franche. Cet effet négatif, mais avec d'assez forts doutes, jouerait plus pour les FIMG 9-9 que les

cohortes 3-9-3, alors que la formation FIME là aussi corrigée par les effets d'ancienneté en particulier conduit à des impacts marginaux positifs.

Variable	Effets		Risque acceptation	Calcul à la marge sur
	Max	Min		
Fonctionnaire en 2e année	-0,53%	-0,76%	40%	Binaire (0,1)
Fonctionnaire en 5e année	-5,64%	-1,46%	5-10%	Binaire (0,1)
Fonctionnaire indifférencié	-0,46%	-3,36%	15%	Binaire (0,1)
FIMG système 3-9-3	-3,68%	-1,92%	10%	Binaire (0,1)
FIMG système 9-9	-4,75%	-0,69%	15%	Binaire (0,1)
FIME|	1,64%	0,24%	10%	Binaire (0,1)

Tableau 7 : Impact marginal autour du modèle F2 sur les statuts de maîtres

Variable	Effets		Risque acceptation	Calcul à la marge sur
	Max	Min		
Maître femme	-1,73%	-6,72%	0,5%	Binaire (0,1)
Durée de la formation pédag.	-0,37%	-3,29%	10%	Une année
Jours absence dans le mois	-2,31%	-1,99%	0,1%	Un jour supplémentaire
Age moyen des élèves	-0,43%	-0,41%	0,5%	Une année
Age du maître	0,02%	0,01%	20%	Une année
Ancienneté profess.	0,08%	0,05%	+20%	Une année
APE active	-1,28%	-1,69%	0,1%	Binaire (0,1)
Utilisation de l'APC	-0,13%	-1,30%	+20%	Binaire (0,1)
Le maître possède un livre de français	-0,45%	-0,016%	+20%	Binaire (0,1)
Le maître possède un livre de calcul	0,59%	0,128%	+20%	Binaire (0,1)
Part des garçons/ classe	-0,0042%	-0,0675%	5%	Un % de garçons en plus
Eudes supérieures	-1,56%	-2,04%	0,5%	Binaire (0,1)
Nombre de livres/ élèves	0,0804%	0,0087%	Plus de 20%	Un % de dotation en plus
Utilisation de la langue loc.	-0,68%	-0,73%	15%	Binaire (0,1)
Trajet vers l'école	-0,17%	0,22%	5%	10 mns de trajet en plus
Taile de la classe	-0,01%	-0,02%	10%	Élève supplémentaire
Le maître a bénéficié d'un stage	-1,47%	-10,29%	10%	Binaire (0,1)
Taille de l'école	-0,02%	-0,25%	15%	Une classe de plus
Réunion pédagogique freq..	-6,35%	-6,43%	Plus de 10%	Binaire (0,1)
Classe en simple flux	0,69%	0,32%	10%	Binaire (0,1)

Tableau 8 : Impact marginal autour du modèle F2 sur les autres variables liées à la classe

Le tableau 8 reprend le même exercice sur les autres variables d'environnement scolaire. Dans l'ensemble, il permet de confirmer des conclusions fortes déjà mentionnées comme sur l'absentéisme, l'éloignement du maître à l'école. *A contrario* l'impact de variables comme l'organisation pédagogique, la dotation de manuels et les actions de formation des maîtres paraît imprécis ; ce qui il est vrai ne fait que confirmer les conclusions dominantes de travaux sur les données PASEC.

Le dernier tableau, le 9, synthétise les impacts marginaux concernant les variables d'environnement socioéconomique. La question des différences fondamentales sur l'impact de ces variables entre les enquêtes du Nord et du Sud trouve ici une parfaite illustration. Néanmoins ici les conclusions sont nettes. La question

restant plus sur l'interprétation d'impacts différenciés comme la contradiction entre l'alphabétisme des parents[37] et la participation aux travaux domestiques, ne sachant l'interpréter comme une variable de « push » ou de « pull » en rapport à la scolarité.

Variable	Effets		Risque acceptation	Calcul à la marge sur
	Max	Min		
École en zone rurale	-1,05%	-3,06%	5%	Binaire (0,1)
Part des élèves issue de familles aisées (1er	0,088%	0,0107%	0,5%	Un % de dotation en plus
Père alphabetize	-0,12%	-9,48%	10%	Binaire (0,1)
Mère alphabétisée	8,73%	1,23%	10%	Binaire (0,1)
Part des enfants dont la famille possède des biens modernes	0,023%	0,070%	20%	Un % de dotation en plus
Aide aux travaux domestiques	8,45%	-2,347%	1%	Binaire (0,1)

Tableau 9 : Impacts marginaux autour du modèle F2 sur les variables socio-économiques.

5. Conclusion

Au terme de ce travail et conscient qu'une partie des analyses doit être poursuivie, il paraît utile de synthétiser quelques conclusions qui permettent d'éclairer l'interface entre les formes d'emploi des enseignants et l'efficacité scolaire. Le genre de l'enseignant est l'une des variables qui apparaissent avec le plus de stabilité dans les relations expliquant le taux d'efficacité. Sur la taille des classes, même si cette variable n'apparaît pas significative dans certaines mesures de l'efficacité relatives aux diverses formes de calcul de l'enveloppe, il faut rappeler que l'impact est souvent à rendement croissant, c'est-à-dire que plus la taille de la classe est importante, plus, toutes choses égales par ailleurs l'efficacité serait présente. Mais ceci lorsque l'on met en avant le seul critère de performance. A l'inverse dans le double critère, c'est-à-dire lorsque la justice se compare à la performance, la situation devient inverse. L'impact marginal serait de deux pour mille d'efficacité perdue pour 10 élèves de plus dans la classe. Comme nous l'avons déjà exprimé, cet effet qui n'a pu être relativisé par l'option de formes quadratiques pourrait plus s'interpréter comme un défaut de prise en compte de certaines structures de l'organisation scolaire dans les analyses menées à partir des variables dont nous disposions. La mesure de l'absence du maître exerce comme attendu un effet négatif sur l'efficacité. Si on calcule l'effet marginal pour une école dont le coefficient d'efficacité est de 80%, la perte par absence d'une journée d'école par mois entraînerait une baisse de l'efficacité moyenne entre de 2 pour cent ; mais qui peut être plus forte dans certains ajustements. Dans le sens du conditionnement par les structures, le temps de trajet du domicile du maître à l'école ressort souvent aussi pour expliquer l'inefficacité de la classe. Là aussi les impacts diffèrent amplement suivant les formes retenues dans l'approche de panel (voir tableau 4). Pour les formes à deux critères de production, et en reprenant une classe possédant un taux d'efficacité de 80%, une heure additionnelle de trajet du domicile à l'école conduirait à une perte d'efficacité de la classe entre 1% et 1,5%[38]. Cette instabilité existe tout autant pour l'impact de la variable SES. Le calcul marginal, toujours en considérant une classe caractérisée par un taux d'efficacité de 80%, montre qu'une transition d'un quartile de la classe sur l'échelle de la distribution SES induirait un gain d'efficacité de 2% à 5%.

[37] Ce curieux constat se confirme que l'on introduise simultanément ou indépendamment l'alphabétisme des deux parents. La création de la variable « les deux parents sont alphabétisés conduit à un impact marginal de 0,75% mais avec une significativité nulle.

[38] En considérant conjointement l'impact de cette variable, le poids de la dimension genre du maître et l'impact de l'absence, l'on peut supposer réaliste le choix d'une forte action proposée à l'aide internationale pour le logement des enseignants dans les zones reculées de Guinée, sur ce point voir Guinea :IMF Country Report No. 08/7 accédé le 12/10/2008 à http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2008/cr0807.pdf

Ceci donc, pour conclure, montre que les tests réalisés ici abondent dans le sens que l'arrivée de maîtres contractuels ne paraît pas avoir entraîné de baisse, dans le cas de la Guinée, dans les apprentissages des élèves ; ceci même si les premières cohortes de ce nouveau type d'enseignants paraissent un peu en retrait ; ceci ne traduirait donc que l'adaptation d'un processus complexe. Sous certaines analyses menées dans ce texte, les enseignants fonctionnaires apparaissent à l'inverse moins performants et ceci parfois de manière significative, résultat que renforce une analyse de frontière d'efficacité sous forme stochastique (annexe F) et une analyse menée sur des données antérieures (annexe G). De fait, il semble apparaître que la nouvelle voie de formation au métier, toutes choses égales par ailleurs, n'est pas moins efficace dans l'intérêt de l'élève que l'ancienne. Toutefois à l'évidence une partie de ce constat est instable en fonction de l'aléa d'affectation (lieu, école, communauté) de ces enseignants qui lui, va grandement conditionner l'effectivité de la capacité à exercer le métier d'enseignant.

Tableau 6 : Estimation sur fichier à structure de panel

Variables	Ape active	2 Facteurs purs maîtres	2 Facteurs maîtres classe	2 Facteurs + pré-test E2	2 fact + contexte SES	2 Facteurs pré-test corrigé, F2	2 Facteurs compensés taille classes
Temps mis par le maître pour se rendre à l'école	-0.0060	-0.0027	-0.0054		-0.0031	-0.0028	-0.0024
	5.07***	3.85***	3.47***		2.55**	2.59***	2.54**
AGE des élèves, dispersion	-0.0481						
	0.88						
Maître femme	-0.1918	-0.1228	-0.2421	-0.0988	-0.14446	-0.1202	-0.1300
	4.23***	4.60***	3.50***	2.87***	2.58***	2.32**	2.83***
Absences maître	-0.2847	-0.2108	-0.2025	-0.1830	-0.1604	-0.1539	-0.1911
	2.94***	3.80***	1.76*	2.81***	1.68*	1.76*	2.56**
Maître fonctionnaire	-0,0519	-0,0537	-0,0212	-0,062	-0,0509	-0,0709	-0,0497
	1,13	1,19	0,9	0,8	1,18	1,66*	0,87
Facteur SES	0.0068		0.07668	0.04134		0.09521	0.05938
	0.20		1.51	1.51		2.31**	1.77*
Diplôme supérieur à Bac +2				-0,0593			-0,0762
				1,86*			2,02*
Score initial	0.0060						
	4.02***						
Taille de la classe		-0.0004		0.0029	0.0006	0.0035	0.0052
		0.58		3.07***	0.48	2.54**	3.90***
Réunion fréquente des enseignants		-0.0529	-0.2343	-0.1006			-0.11893
		2.16**	3.29***	2.90***			2.78***
Aide complémentaire du maître			0.43012		0.94255		
			0.52		1.15		
Revenus tirés des autres activités					-0.0094		
					0.59		
Constante	0.9552	1.20242	1.99792	1.33432	1.46563	1.44979	1.33113
	7.77***	24.84***	10.93***	15.02***	9.82***	11.31***	13.05***
Rho	0,069	0,061	0,032	0,031	0,030	0,035	0,020
Observations	319	320	319	320	312	320	320

Annexe A :

A1. Assimilation de l''école comme entité efficace

Cette recherche, de la production de l'école efficace, ne peut donc conduire à une vision totalement satisfaisante. Conscient des limites de l'exercice, ne peut-on pas alors, dans un objectif révisé, souligner les points d'ancrage adaptés à la variété subsaharienne ? Il est exact que l'on retrouve alors les limites de mesure de l'efficacité scolaire par rapport à la variété des terrains. Les synthèses de Hanushek (1979, 1986), Woodhall (1987a, 1987b), Verry (1987), et la contribution de Walberg, Cohn et Bray dans l'ouvrage de Husen et Postlehwaite (1989), si elles offrent un compte rendu détaillé et encyclopédique du débat sur la mesure de l'école efficace ne conduisent pas à la synthèse. Si les économies d'échelle sont souvent admises, des hypothèses, comme la non-linéarité des coûts suivant la taille, sont plus discutées. Toutefois, ces désillusions dans la construction de la production d'école sont expliquées par le fait que rien ne justifie de considérer les écoles comme efficaces et pouvant gérer, en définissant leurs propres stratégies, la minimisation de leurs coûts. De même, est-il logique d'évoquer l'efficacité de l'école de manière indépendante de son environnement ? Jimnez (1986) utilise comme production l'aspect qualitatif des performances des élèves aux tests standardisés d'acquisition, il permet dans son analyse d'avancer sur deux points essentiels dans l'identification de la production de services éducatifs : 1) l'importance de la variable de contrôle venant de ce qu'il a appelé le milieu socio-économique des élèves et les aptitudes innées ; 2) L'entité de production du service éducatif reste la classe et celles-ci peuvent être hétérogènes dans l'école. Sur les écoles du Nebraska, Ratcliffe, Riddle et Yinger (1990) ont examiné la relation entre le coût des services éducatifs et le coût des facteurs environnementaux, y compris les caractéristiques socio-économiques des communautés, pour contrôler le coût des facteurs influencé par les caractéristiques socio-économiques des communautés (SEC). Les auteurs recommandent, pour éliminer certains effets de structure non contrôlable, de ne pas introduire le salaire enseignant pour laisser plus de capacité explicative aux facteurs environnementaux.

Harbison et Hanushek (1992) donnent une vue d'ensemble de 96 études de fonctions de production éducatives, dans les pays en développement, et 187 études de fonctions de production aux Etats-Unis, pour mesurer la liaison entre entrants et valeurs ajoutées scolaire. La production de l'enseignement est habituellement mesurée par les scores aux tests, alors que l'utilisation des intrants est prise en compte par des indicateurs tels que le ratio d'élèves par enseignant, la formation des enseignants, l'expérience des enseignants, les salaires des enseignants, la dépense par élève, et le niveau des infrastructures et fournitures scolaires. Dans la plupart des études sur les pays en développement, il est constaté que la formation des enseignants, leur expérience et la disponibilité des moyens ont un impact significatif et positif sur l'éducation. L'effet des dépenses est mitigé alors que les impacts du ratio d'élèves par enseignant et des salaires des enseignants n'ont pas d'effets discernables. Une telle approche a été reprise plus récemment par Hanushek et Luque (2003), mais sur le corps de données homogènes de TIMSS ; les conclusions précédentes se confirment pour relativiser la faiblesse du lien entre moyens et résultats et, en particulier des liens encore moins apparents pour les pays les moins avancés. En orientant plus l'analyse sur les statuts publics ou privés des écoles, Jimenez et Lockheed (1995) montrent que de manière générale, à contexte identique, les coûts unitaires sont plus faibles dans le privé, ceci sans pourtant pouvoir en déduire une plus grande efficacité économique de ces établissements. Il est tout à fait exact que les synthèses précitées de Hanushek (1979, 1986) avaient déjà cerné les principales difficultés portant sur l'endogénéité de la production aux facteurs ; le manque de confrontation à une rationalité d'efficience générale laissant des modes d'organisation antagonistes subsister et la difficulté d'identifier l'unicité du produit éducatif. Malgré les recherches multiples, la mise en évidence de l'école efficace bute toujours sur les limites énoncées par Hanushek (1979, pp. 361-2) : « Avec une information basée sur un produit unique (le résultat aux tests) l'estimation de la fonction de production peut être trompeuse, l'impact des divers inputs peut refléter la technologie éducative, mais tout autant des choix effectués en regard d'autres visions de la production d'école ». Le contexte de terrain et les comportements d'acteurs au local font que la diversité du résultat des établissements cache souvent, comme on le valide avec les enquêtes PASEC, de sérieux biais structurels. De manière générale, les analyses secondaires qui ont mis en parallèle plusieurs enquêtes du PASEC et du SACMEQ ont souligné la forte variété, entre pays, des paramètres de la fonction de production estimée à partir des données de ces enquêtes, Michaelowa et Wechtler (2006), Bernard (2007) ; ici

et là, les points forts de convergence restent proches de ceux dégagés par Harbison et Hanushek (1992) ; ceci bien que le lien direct formation des enseignants et qualité de l'éducation reste ouvert.

En dernier lieu, un risque de ces présentations serait d'assimiler l'efficacité scolaire à l'efficacité économique. Dans l'école, l'efficacité peut être définie comme la capacité à faire progresser un élève ou « à élever le niveau moyen d'une classe», Attali et Bressoux, (2002, p. 32). Suivant les indicateurs qui sont introduits dans la littérature, pour mesurer les caractéristiques des élèves et de l'environnement de l'école, l'efficacité et l'équité sont souvent étudiées conjointement au point où Attali et Bressoux (2002) en font des produits joints. En travaillant, pour l'organisation scolaire, au niveau des pays, Mons (2004) tempère ces conclusions et souligne que le mode d'organisation peut disjoindre les deux objectifs. Presque à l'extrême du mal développement, notre analyse va montrer une large orthogonalité entre les objectifs de justice et d'efficacité, mais où en effet le mode d'organisation peut partiellement réconcilier ces deux cibles.

A2. Recherche de l'école efficace par des méthodes non paramétriques

Cette section tente de décrire comment la difficulté de définir une fonction de production explicite est contournée par la recherche du caractère optimal ou non de l'efficacité allocative à travers une mesure simple, ceci si un seul objectif de produit est retenu, ou multiple, plusieurs objectifs, du coefficient d'utilisation des ressources. Commençant par les principes de base, nous verrons dans un second temps comment dans la littérature les tendances ont évolué.L'évaluation de la performance des organisations par les économistes se fait d'ordinaire sur la base d'indicateurs de productivité. L'analyse par les ratios d'efficacité, soit le produit divisé par la quantité de facteurs mis en œuvre, a l'avantage de présenter une grande simplicité. En revanche, elle pose problème dans la mesure où existent des externalités et des effets combinant les facteurs de production. L'analyse de l'éducation achoppe souvent sur cette multiplicité de facteurs, eux-mêmes imbriqués par des corrélations au niveau des individus : toutes choses égales par ailleurs, un élève issu d'un milieu favorisé progressera plus vite au début de ses apprentissages fondamentaux. Une tentative peut être de synthétiser par les coûts, comme la dépense par élève. Cet indicateur fréquemment utilisé, mais qui a l'inconvénient d'être trop restrictif pour donner une vision globale de la performance d'un système éducatif sauf à croire à l'existence d'un pur marché de l'éducation. La méthode de la modélisation par estimation paramétrique est plus ambitieuse que les ratios, elle consiste à construire une fonction de production explicite. Cette dernière permet alors d'indiquer le niveau maximum de produits qui peut être obtenu par les différentes combinaisons de ressources pour une technologie donnée. Cette approche, nous l'avons évoqué, pose aussi de sérieux problèmes. Nécessitant la définition préalable d'une forme fonctionnelle censée caractériser la relation de production et l'utilisation des techniques. Fortement inspirées des analyses de l'optimum du producteur en économie, ces diverses fonctions sont entourées d'un corps d'hypothèses qui tendent à assurer la cohérence entre des formes fonctionnelles et des comportements de recherche d'efficacité. Essentiellement autour des apports de Pritchett et Filmer, la section précédente a montré que ce cadre est difficilement applicable au domaine de l'éducation ; les recherches y témoignent d'un manque de connaissances techniques approfondies généralisables sur le processus de production éducatif. D'autre part, l'approche se base, en principe, sur une mesure unique, la performance au test scolaire, et de ce fait ne peut prendre en compte le caractère multidimensionnel de l'éducation puisque résumant l'école aux seuls résultats scolaires. Enfin, les résultats générés le sont au point moyen, ne permettent pas de porter un jugement détaillé sur les performances individuelles et leur dispersion, même si certains effets de groupement peuvent être décrits par des méthodes comme la modélisation multiniveau.

Face aux imperfections des méthodes, les approches non paramétriques ont retenu l'attention des analystes de l'efficacité scolaire par leur côté direct. La méthode DEA (Data Envelopment Analysis), issue de la programmation linéaire, a fait l'objet d'un engouement certain. Cette méthode se rattache à la question centrale de l'efficience dans l'offre qui est apparue avec les travaux pionniers de Koopmans (1951) et ceux de Debreu (1951). Koopmans (1951) est le premier à définir la notion d'efficience technique, étroitement reliée au concept d'optimalité de Pareto : *s'il est techniquement impossible d'augmenter le niveau du produit ou du service offert et/ou de réduire un entrant sans simultanément réduire au moins un autre output et/ou*

augmenter au moins un autre input, la technique de production choisie par entité est efficiente. Debreu (1951), propose la mesure d'efficience technique, appelée « Coefficient d'utilisation des ressources » qui permet le calcul de la réduction proportionnelle maximale possible de tous les entrants permettant de conserver le niveau d'offre présent. La définition précise de l'efficience, en dissociant ce qui est d'origine technique de ce qui est dû à un mauvais choix par rapport au prix des entrants, est due à Farrell (1957), qui partant des propriétés de la dualité mathématique, donne une interprétation en termes de choix alternatifs. L'efficience technique résulte de la possibilité d'éviter du gaspillage en obtenant le maximum d'offre permis par une quantité donnée d'entrants ou en employant une quantité d'entrants minimale pour parvenir à un niveau d'offre objectif, concept cohérent avec le principe de dualité de l'optimisation mathématique. L'efficience de l'allocation quant à elle fait référence à la possibilité de combiner les entrants et le produit de façon optimale en tenant compte des coûts. La combinaison de l'efficience technique et de l'efficience de l'allocation permet de déterminer l'efficience économique globale. Ce schéma de choix alternatif est totalement cohérent avec la décision en gestion des systèmes éducatifs : faut-il en augmentant la taille d'une classe, gagner un peu sur les coûts unitaires moyens, mais perdre un peu sur le niveau moyen des apprentissages dans la classe ? On doit aussi à Farrell (1957) d'avoir montré que l'analyse, par estimation de paramètres basés sur la méthode des moindres carrés ordinaires, ne permet pas d'assurer la correspondance entre fonction de production et fonction de coûts. Bien vite, les méthodes de l'enveloppe ont été assez largement critiquées pour leurs relatives imprécisions et une forte sensibilité des résultats à des changements minimes des variables de contrôle, surtout dans les recherches comportant un grand nombre d'écoles[39]. Cette relative difficulté face à la variété observée entre les établissements a impulsé une approche de mésoéconomie du DEA mettant en regard des affectations budgétaires et des indicateurs de couverture, non plus au niveau de l'établissement, mais d'un système scolaire[40]. Par ailleurs, et ici non retrouvons le biais d'analyse en fonction des données disponibles, il n'existe bien souvent pas d'observation directe des coûts au niveau de l'établissement scolaire, mais simplement pour un niveau intermédiaire de gestion comme les districts scolaires. Il est vrai que dans un bilan quantitatif, le nombre de ces études sur données agrégées est loin d'être marginal, ainsi dans la trentaine d'applications qu'il synthétise Woringthon (2001) remarque que seul le tiers est mené sur des données détaillées au niveau des établissements éducatifs. Le tableau suivant reprend les points significatifs de littérature sur ce niveau de l'établissement.

[39] De nombreux débats eurent lieu autour de la sensibilité des résultats à l'élimination de certaines écoles aux résultats extrêmes et du manque de possibilité d'observation dans les variables extrascolaires.

[40] S'il est certain que l'aspect opportuniste revenant à traiter des moyennes globales rend moins contraignante la question de la forte variabilité entre les observations, il est aussi exact que souvent les variables de coût ne sont disponibles qu'à un niveau agrégé d'analyse des systèmes éducatifs.

Tableau de synthèse d'études niveau des établissements

Auteurs	Terrain	Méthode	Mesure	Extensions, apports	Conclusion
Bessent el al. (1982)	167 écoles élémentaires à Houston	DEA	Tests normalisés		Comparaison entre DEA et indicateurs simples, mise en évidence de la sensibilité du DEA
Ray (1991)	122 Lycées du Connecticut	DEA	Tests sur 5 domaines de compétences	Analyse par régression des distances d'efficacité	Importances des variables SES dans l'efficacité des facteurs
Deller et Rudnicki (1993)	139 écoles du Maine (USA)	SFA	Tests normalisés lecture et mathématique	Classification des écoles suivant les modes de gestion	Importance des facteurs les plus différenciés entre écoles
Lovell et al. (1993)	1032 High schools	DEA	Tests normalisés et évaluation qualitative par les enseignants	Analyse par régression des distances d'efficacité	Importance des variables structurelles, faiblesse explicative de la 2^{e} étape
Bonnesronning et Rattso (1994)	34 lycées norvégiens	DEA	Diplômés et valeur ajoutée	Analyse descriptive	Pas de lien efficacité / ressources. Capacité différenciée des écoles à gérer la variété des classes
Mar Molinero, et Mancebon (1998)	Ecoles primaires du Sud-est anglais	DEA + régression	Score aux tests normalisés des élèves de fin de primaire	Explication du facteur d'inefficacité λ par des variables SES	Lien inverse entre λ et le pourcentage d'élèves éligibles aux programmes sociaux
Ruggiero, J., & Vitaliano, D.F. (1999).	560 districts scolaires de l'école primaire, État de New York	DEA+ régression , Suivant Banker, et Morey (1986)	Moyenne des performances aux tests des écoles du district	les écoles ne sont comparées qu'à celles qui disposent d'un environnement égal ou moins favorable	Importance des effets d'échelle
Chakraborty, Biswas, et Lewis, 2001	Lycées de 40 districts scolaires de l'Utah	DEA simple et en 2 étapes (tobit)	Score aux tests normalisés des élèves de fin de secondaire	Mise en évidence des effets fixes, expliqués par l'effet SES	Intérêt de la méthode DEA + Tobit, stochastique comparé à non stochastique
Bradley, Johnes and Millington (2001)	Établissements secondaires Angleterre, suivis sur moyen terme	Adaptée de Ruggiero et Vitaliano (1999).	Score aux tests normalisés des élèves	Souligne l'importance de la dynamique vers plus d'efficacité	La concurrence entre établissements accroît l'efficacité contrairement à Duncombe, Miner et Ruggiero (1997)
Waldo (2006 et 2007)	Établissements secondaires Suède, opposition public vs privé	Comparaisons entre les méthodes de Grosskopf, et ali. (2001)	Score aux tests normalisés des élèves	Caractère peu discriminant de l'inefficacité dans les méthodes Banker, et Morey (1986), Ruggiero et Vitaliano (1999).	La concurrence n'améliore pas l'efficacité
Cherchye, De Witte et Ooghe (2007),	Établissements primaires Flandres (B), comparaison public privé	Prise en compte de l'environnement, Grosskopf, et ali. (2001)	Score aux tests normalisés des élèves	Raisonnement de la mesure d'output sur un double concept d'efficience et de justice	Différence entre les critères Parétien (efficience absolue) et à la Pigou (corrigée par l'homogénéité de classe)
Sutherland et al. (2007)	Enquête PISA 2003, échantillon des écoles de 28 pays pour un total de 6200 écoles	DEA et FDH	Scores PISA	Comparaison de l'efficacité micro des écoles et de l'efficacité macro des systèmes nationaux	Importance des modèles « parcimonieux » avec ratio élève maître, SES, équipement de la classe
Kirjavainen T. (2007)	Lycée finlandais, observés en panel 2000-2004	Méthode stochastique	Suivi sur 5 années, validation de « small is beautiful »	Mise en évidence des effets fixes d'établissement	Peu d'impact des filières sur la performance, moindre performance du privé

Annexe B : Détermination technique de la courbe enveloppe

La méthode DEA cherche à estimer la frontière de production par une courbe enveloppe formée des segments de droite joignant les entités efficaces (d'où sa dénomination : *data envelopment analysis*). D'un point de vue de pur calcul, la construction de la frontière d'efficience repose sur la résolution, pour chaque établissement scolaire, d'un problème de programmation linéaire. En effet, le modèle Charnes, Cooper et Rhodes (1978) ou CCR se base sur la maximisation de la somme pondérée des outputs rapportée à la somme pondérée des inputs (ou la minimisation de la somme pondérée des inputs rapportée à la somme pondérée des outputs). La méthode DEA calcule des pondérations séparées pour chaque DMU donnant le meilleur score d'efficience pour l'unité considérée. Il s'agit de maximiser le score d'efficience pour chaque DMU tout en respectant la contrainte d'un score inférieur ou égal à 1 pour l'ensemble des entités observées, sachant que les pondérations sont toutes positives. Nous supposons qu'il existe n DMUs (ou entités de production, donc ici établissements scolaires) dans notre ensemble d'observations. Une DMU_j, (j = 1,…,n) consomme des montants de m inputs différents (x_{ij} est la quantité observée de l'input i utilisé par l'unité de décision j, i = 1,…,m) pour produire s outputs différents (y_{rj} est la quantité observée de l'output r produit par l'unité de décision j, r = 1,…,s), et que u_r et v_i sont les poids (à déterminer) de l'output r et de l'input i.

$$\text{Max } b_k = \frac{\sum_{r=1}^{s} u_r y_{r,k}}{\sum_{i=1}^{m} v_i x_{i,k}} \text{ sous contraintes } \frac{\sum_{r=1}^{s} u_r y_{r,j}}{\sum_{i=1}^{m} v_i x_{i,j}} \leq 1, \text{pour j=1,...,n} \quad (1)$$

$$u_r \geq \varepsilon, r = 1,...,s \text{ et } v_i \geq \varepsilon, i = 1,...,m$$

où ε est un nombre positif, suffisamment petit, servant à imposer des bornes inférieures aux poids u_r et v_i (Charnes et al., 1994). Le programme d'optimisation fractionnel (1) est non convexe, non linéaire et fournit un nombre infini de solutions optimales. Il peut être transformé en un problème de programmation linéaire standard (voir Charnes et Cooper, 1962) de sorte que l'on obtienne[41] :

$$\text{Max } \sum_{r=1}^{s} \mu_r y_{r,k} \text{ sous contraintes } \sum_{r=1}^{s} \mu_r y_{r,j} - \sum_{i=1}^{m} v_i x_{i,j} \leq 0, j = 1,...n$$

$$\sum_{i=1}^{m} v_i x_{i,k} = 1 \text{ et } \mu_r \geq \varepsilon, \text{ r =1,...,s, } v_i \geq \varepsilon, \text{ r =1,...,m} \quad (2)$$

(2) est un programme multiplicateur (primal) orienté input. En faisant appel à la dualité en programmation linéaire, on peut obtenir son équivalent sous la forme enveloppe (duale) suivante :

$$Min\ \theta - \varepsilon \sum_{j=1}^{s} s_j^+ - \varepsilon \sum_{i=1}^{m} s_j^- \text{ sous contraintes } \sum_{r=1}^{s} \lambda_j y_{r,j} \geq y_{r,k}, r = 1,...,s - \sum_{i=1}^{m} \theta_j x_{i,j} + \lambda x_{i,k} \geq 0, i = 1,...m$$

$$\lambda_j \geq 0, j = 1,...,n, \lambda \in [s_r^-, s_r^+] \geq 0 \quad (3)$$

Avec s_r^+ le vecteur des variables d'écart « slacks » associé à l'inégalité sur les outputs, s_r^- le vecteur associé à l'inégalité sur les inputs et ε est comme noté précédemment, une quantité suffisamment petite pour que la maximisation des variables d'écart demeure un objectif secondaire par rapport à l'optimisation du coefficient λ. La frontière de production est atteinte quand λ = 1. Autrement dit, chaque établissement scolaire ayant pour score λ = 1 est un établissement efficient42. En résolvant l'équation (3) pour l'ensemble des établissements scolaires, la méthode DEA détermine une frontière d'efficience qui permet d'évaluer la performance de chaque établissement. Jusqu'à présent, nous avons raisonné avec une hypothèse de rendements d'échelle constants conformément au modèle de Charnes, Cooper et Rhodes (1978). Cependant, Banker, Charnes et Cooper (1984) ont étendu la mesure de l'efficience aux rendements d'échelle variables en introduisant une contrainte additionnelle dans le programme (3) de la forme : $\sum_{j=1}^{n} \lambda_j = 1$ .Cette amélioration permet en principe de décomposer l'inefficience technique globale obtenue à partir du modèle CCR entre inefficience technique pure et inefficience d'échelle.

[41] (Pour les détails de la transformation, on peut consulter CHARNES et al. (1978). Nous nous limitons ici aux résultats de l'opération.)

[42] La réduction proportionnelle des inputs donnée par 2 n'aboutit pas nécessairement à l'efficience au sens de Koopmans (voir COELLI et al., 1998)

Annexe C: FEAR (Frontier Efficiency Analysis with R)

FEAR 1,1 se compose d'une bibliothèque de logiciels qui peuvent être associés au logiciel de statistiques R. Les procédures incluses dans les routines de FEAR 1,1 permettent à l'utilisateur de calculer les estimations de type DEA, allocation optimale et efficacité globale, tout en assumant variables les rendements d'échelle. Les routines sont flexibles, ce qui permet à la mesure de l'efficacité d'un groupe d'observations par rapport à une technologie définie par un deuxième groupe de référence d'observations. Par conséquent, les routines peuvent être utilisées pour calculer les échelles de mesures d'efficacité par des indices de Malmquist, comme mesure d'efficience sur le modèle d'Andersen et Petersen (1993), et d'autres mesures qui pourraient être d'intérêt.

L'ensemble des ressources liées à FEAR s'obtient par les pages personnelles de P.W. Wilson :
http://www.clemson.edu/economics/faculty/wilson/Software/FEAR/fear.html

L'utilisation des commandes de lecture des formats de bases de données liées à d'autres chaînes logiciels comme Stata a permis d'automatiser le transfert de données, donc de minimiser le risque d'erreurs. De manière générale ont été utilisées dans ce travail les routines suivantes de FEAR :

- ap : commande de détection d'unités réalisant une forme d'utilisation des facteurs très spécifique (ou outliers) et pouvant fausser l'estimation de l'enveloppe technologique ;
- dea : méthode calculant l'efficacité définie en termes de facteurs ou de produits et permettant de choisir les types de rendement d'échelle ;
- bw.sw98 : détermination par analyse réplicative (bootstrap) d'un intervalle de confiance réduit autour du coefficient d'inefficacité suivant Simar et Wilson (2007) ;
- fdh : estimation d'une frontière en absence de contraintes techniques d'offre où tout niveau de production de biens ou services est possible si les entrants sont accrus.

Cette chaîne de traitement répond aux principes définis par Simar et Wilson (2007) qui suggèrent une correction de biais de correction et une réplication sur la deuxième étape pour arriver à contrôler les estimations de paramètres. Le premier algorithme est une variante de bootstrap de la régression tronqué sur l'efficacité des coefficients d'efficacité obtenus lors de la première étape, la deuxième comprend un algorithme intermédiaire de recherche d'un éventuel biais avant un dernier bootstrap sur la régression tronquée Même les deux approches sont théoriquement équivalentes dans les grands échantillons, le deuxième algorithme est plus fiable dans de petits échantillons.

Annexe D : Variables latentes pour exprimer la situation socio-économique et les limites de possibilité de prise en compte de l'environnement socio-économique.

À l'instar des enquêtes de ménages dans les pays en développement, le niveau de vie est apprécié, non par le revenu des parents qui n'est pas renseigné dans l'enquête PASEC, mais par la possession de biens dans la famille de vie de l'élève. Les questions sont posées à l'élève et non au ménage. Aussi il serait illusoire d'obtenir, compte tenu de ce protocole de recueil de l'information, des éléments sur une appartenance de la famille de l'élève à une catégorie socioprofessionnelle. Hélas, il apparaît que, dans les enquêtes internationales, l'apport du niveau de vie, pour la mesure des acquisitions, devient une composante centrale. D'ailleurs cette composante ou statut socio-économique (socioeconomic status), nommé par son acronyme anglais SES. La synthèse de Willms (2006) en s'appuyant principalement sur une méta analyse des résultats de PIRILS conduit à plusieurs constats forts :

- Même si la relation présente des non-linéarités fortes, une école dans un niveau de contexte SES élévé permet à ses élèves de mieux progresser et les élèves qui eux-mêmes sont issus individuellement de contextes SES moins favorables y progressent mieux.
- Le lien entre contexte SES et acquisition scolaire paraît toutefois instable entre les pays ; par ailleurs le risque d'échec scolaire pour les enfants issus de milieux à faible SES est très variable suivant les écoles dans lesquelles ils sont scolarisés.

Ces conclusions incitent à l'attention sur la position de la moyenne de la classe et de l'école sur l'échelle SES et sur la dispersion entre les élèves de cette composante SES dans la classe

Les analyses confirmatoires réalisées pour justifier l'utilisation des ces indicateurs de possessions de biens, PASEC (2007b) p58, montrent une grande consistance interne des items. Dans la mesure où, ici, l'on va rechercher les variables de contexte externes à l'école, on construit une analyse factorielle en composantes principales recoupant l'ensemble des variables décrivant le milieu de l'école, à savoir la moyenne des indicateurs de possession de biens pour les familles des élèves de la classe, comme aussi des indicateurs sur la qualité du logement et son éventuel raccord au réseau électrique. Par ailleurs sont aussi pris en compte le taux moyen d'alphabétisation des parents, le fait ou non de parler français dans la famille. L'idée est donc de prendre les facteurs principaux comme des variables latentes de l'environnement ainsi décrit et la projection des individus élèves, sur ces facteurs, comme représentation de leur position. De fait, deux définitions pouvaient être prises :

i) Une analyse au niveau des élèves permettant à la fois de mesurer les situations moyennes et les dispersions intra classes de l'inégalité ainsi mesurée ;

ii) Une analyse au niveau des classes, sur les valeurs moyennes calculées sur les élèves, avec introduction de variables décrivant le milieu socio-économique qui ne sont disponibles qu'au seul niveau de l'école, comme sur la caractéristique de l'environnement urbain, ou rural, de l'école ou un jugement, du directeur de l'école, sur le caractère favorisé ou défavorisé en moyenne des familles qui scolarisent leurs enfants dans l'école..

De fait, les résultats entre ces deux niveaux d'approche sont voisins pour les projections obtenues. Si l'on reprend le calcul du résultat au niveau classe, en 2^{e} année, le premier facteur de cette analyse explique 30,5% de l'inertie totale de ces variables de contexte, le second facteur incorporant 15% ; ce même premier facteur pour la 5^{e} année explique 32% de l'inertie, 15% seront expliqués par le second facteur. On considère alors que les valeurs de la projection des entités classes sur ces deux premiers facteurs représentent la variable latente du contexte de l'école. Comme le montre le tableau ci-dessous, la règle de Kayser nous conduirait à retenir dans chaque niveau 7 valeurs propres, mais l'utilisation des seules deux premières apparaît plus efficace, ceci en considérant le profil de l'éboulis des valeurs propres. On peut remarquer, tableau D1, la grande similitude des profils factoriels entre les deux niveaux, conclusion fort logique dans la mesure où suivant le protocole PASEC, les élèves des deux niveaux sont essentiellement issus des mêmes écoles.

Ce constat conduit à ne conserver que le premier facteur, dans le cas des deux niveaux scolaires, pour représenter cette variable composite SES. Les élèves seront donc représentés par la valeur de leur projection sur ce premier axe[43]. Dans un premier temps est réalisé un ajustement par rapport à cette variable SES. Le premier modèle retient pour chacun des deux niveaux scolaires :

- des variables au niveau élève comme le niveau au pré test, la position SES ;
- des variables au niveau de la classe comme les moyennes de chaque classe au pré test, la position moyenne SES et deux variables de diversité soit l'écart type intra classe de la distribution SES et un calcul d'hétérogénéité relative du score initial issu du rapport entre l'écart type au prétest dans la classe et sa moyenne (coefficient de variation).

Tableau D1 : Valeurs propres de l'analyse factorielle décrivant, au niveau classe, le milieu socio-économique et les caractéristiques de l'environnement de l'école

	Niveau 5e année			Niveau 2e année		
	Valeur propre	Proportion	Cumul	Valeur propre	Proportion	Cumul
Facteur 1	7,45	32,40%	32,40%	7,03	30,58%	30,58%
Facteur 2	3,42	14,87%	47,27%	3,43	14,90%	45,49%
Facteur 3	2,36	10,28%	57,55%	2,18	9,49%	54,97%
Facteur 4	1,56	6,77%	64,32%	1,53	6,63%	61,61%
Facteur 5	1,25	5,43%	69,75%	1,35	5,85%	67,46%
Facteur 6	1,11	4,83%	74,57%	1,15	5,00%	72,46%
Facteur 7	1,05	4,58%	79,15%	1,00	4,35%	76,80%

Cet ajustement conduit à expliquer 31% de la variété totale de la note finale pour la seconde année et 35% pour la cinquième année. La variance intra classe serait expliquée à 29% et 33%, respectivement pour la 2e et la 5e année ; alors que les parts seraient respectivement de 34% et 33% pour la variance entre les classes. Le coefficient « roh », corrélation intra classe, ressort à 46% en 2e contre 67% en 5e année. Cette homogénéisation des performances entre les élèves, au long du cursus, est logique. Par ailleurs, les résultats du modèle montrent une assez forte dépendance entre le pré et le post test. A l'inverse l'effet individuel de la variable SES n'est nullement significatif.

Tableau D2 : test d'un modèle à effet aléatoire

initial SES	Niveau initial		Sans niveau initial	
	2e année	5e année	2e année	5e année
Niveau pré test	0.61	0.50		
	(29.27)***	(29.94)***		
SES	0.08679	0.23469	0.64	0.10
	(0.17)	(0.83)	(1.03)	(0.31)
Moyenne classe pré-test	-0.11	0.34		
	(0.94)	(3.09)***		
Hétérogénéité classe	-5.73	22.91		
	(0.72)	(2.09)**		

[43] En pratique l'interprétation de ce premier facteur est inversée, c'est-à-dire que les valeurs de projection sont d'autant plus faibles que le contexte SES est élevé. Afin d'éviter tout problème de cohérence dans la méthode enveloppe, les valeurs de projection P(i) ont été reconstruites tel que SES(i)= valeur absolue (P(i)-Max P(i)).

SES moyenne classe	3.71	1.77	1.39507	-0.73961
	(2.35)**	(1.30)	(0.58)	(0.36)
Variété SES intra classe	2.60	2.50	0.30	2.17
	(1.56)	(1.78)*	(0.19)	(1.80)*
Constant	32.41	-1.48	51.21	36.15
	(4.10)***	(0.22)	(12.76)***	(10.51)***
Observations (niv 1)	1830	1988	1830	1988
Nombre classes (niv 2)	152	159	152	159
** * significatif à 1%, ** à 5%, * à 10%				

Pour les autres variables, les résultats sont très contrastés entre la 2e et la 5e année. Les effets de pairs liés à l'interaction entre élèves jouent à plein en 5e année puisque chaque élève verra sa performance liée pour un tiers à celle de la moyenne de la classe ; alors que cet effet est absent en 2e année. De même, une classe plus hétérogène créera des avantages pour les plus faibles en 5e année alors que l'effet ne sera pas perceptible en 2e année. Les effets de la variété de la variable SES dans la classe eux, par contre, ne se différencient pas trop entre les deux niveaux, mais l'effet de l'hétérogénéité n'apparaît faiblement significatif que pour la 5e année. A l'inverse une position haute de la composition moyenne SES de la classe aura un effet positif ; mais surtout significatif en seconde année.

La partie de droite du tableau D2 reprend le même modèle, sauf que le niveau du pré test est omis. Évidemment, les niveaux de variance expliquée chutent et le niveau explicatif de la variable SES n'apparaît pas plus nettement. Si l'on compare aux résultats obtenus dans des enquêtes internationales comme PIRLS, il est net que le lien entre contexte social et économique et performance scolaire paraît ici très faible.

Annexe E : Construction d'une variable synthétique de l'environnement socio-économique de l'école

Le but ici est de rechercher une fonction explicative du score en 2e et 5e année et ceci uniquement à l'aide de variables décrivant le contexte socio-économique dans lequel évoluent les élèves. Le tableau suivant reprend les résultats d'une estimation réalisée séparément pour chaque niveau scolaire.

A) La première variable utilisée reprend la position des élèves générée par les coordonnées des trois premiers facteurs de l'analyse des biens possédés. Une analyse factorielle de démarche identique à ce qui est présenté dans l'annexe D est réalisée, mais en ne reprenant que les variables de l'enquête décrivant la possession de biens et la qualité du logement, ceci dans la famille de chaque élève. À partir de ceci est réalisée une méta variable à partir de la projection des trois premiers axes factoriels. Si l'on admet que les points sont bien représentés par les trois premiers facteurs $\lambda_{1 \text{ à } 3}$, il est tout à fait logique de représenter simultanément les coordonnées, des variables et des observations, dans cet espace de référence, ceci dans la nouvelle représentation factorielle Y à p dimension en comparaison du jeu des variables d'origines X. La formule de reconstitution des données $d^2(x*_i, 0) = \|x*_i\|^2 = \sum_{h=1}^{p} Yh(i)^2$ permet d 'écrire : $x_{ij}* = \sum_{h=1}^{2} Yh(i)\ u_{hj}$ en notant la transformation $Y*_h = Y_h / \sqrt{\lambda h}$ et en utilisant le résultat précédent où $cor(Xj, Yh) = \sqrt{\lambda_h u_{h,j}}$, la reconstitution des données devient $x_{ij}* = \sum_{h=1}^{2} Yh(i)\ cor(X_j, Y_h)$. Cette dernière formule exprime que les données initiales sont reconstituées par le produit scalaire entre les vecteurs A*i=(Y*1(i),Y*2(i),Y*3(i)) et Bj=(cor(Xj,Y1),cor(Xj,Y2), cor(Xj,Y3)).

B) La seconde variable reprend une appréciation du milieu socioéconomique de l'école venant du questionnaire auprès du directeur et les deux autres variables (parle la langue française en milieu familial) et participation à des activités extra scolaires d'aide au commerce ou à une activité non agricole, à l'exception de l'aide aux travaux domestiques) sont reprises du questionnaire élève.

Le résultat du test, pour les deux niveaux, est repris dans le tableau suivant. L'estimation est dite « robuste » pour corriger du biais sur la variance d'estimation qui serait causée par le groupement des élèves par classe. De fait, les résultats montrent essentiellement le lien très ténu qui paraît exister entre performances scolaires et contexte socioéconomique de l'élève. Cette différence essentielle a déjà été largement commentée dans les analyses du PASEC. Ce qui est attendu est à l'évidence le caractère plus explicatif du modèle en 5e année.

La valeur du score « relativisé » est obtenue en corrigeant le score final observé pour chaque élève des impacts de cette relation, sans la constante, afin d'obtenir un résultat scolaire qui serait ainsi corrigé de ces variables de contexte.

Tableau E.1 Explication du score « relativisé » par les variables de contexte

	2e année	5e année
Position des élèves générée par les coordonnées des trois premiers facteurs de l'analyse des biens possédés	-0.10	0.93
	(0.19)	(2.75)**
indique la qualification globale du milieu socio-économique des élèves indiquée par le directeur	1.865	0.762
	(3.33)**	(1.97)*
Identifie si l'élève parle le FRANCAIS avec ses parents	0.7236	5.0107
	(0.55)	(7.02)**
Participation à des travaux liés à des activités économiques non agricoles	1.0830	1.3913
	(1.46)	(2.77)**
Constante	44.1086	37.9277
	(21.37)**	(26.23)**
Observations	1973	2064
R-2	0.021	0.039
* significatif à 5% de risque; ** significatif à 1% de risque		

Annexe F : Essai en frontière stochastique

Qu'en serait-il de ces résultats obtenus dans la logique de l'enveloppe dans un contexte d'analyse paramétrique ? Comme il s'agit de résultats assez difficilement comparables, rappelons dans un premier temps la différence essentielle entre les deux approches :

1. Les techniques supposent que tous les écarts par rapport à la frontière sont dus à l'inefficacité ;
2. Les techniques paramétriques ou stochastiques supposent que les écarts par rapport à la frontière peuvent être soit une réalisation de l'inefficience, soit un choc aléatoire.

Les cas sont identiques sur le but et recherchent à identifier un facteur d'inefficacité λ. Par rapport aux méthodes d'optimisation type DEA, Aigner et Chu (1968) ont suggéré l'ajout d'une variable aléatoire positive à la représentation de la fonction $f(x_i)$ qui capture l'inefficacité technique de l'unité i $q_o = f(xi; \beta) - ui$, ce qui renvoie la question à tester un modèle avec i effets fixes. En écriture semi-logarithmique le modèle s'écrit $\ln q_i = \beta X_i + u_i$, ce qui permet d'en déduire une lecture directe de l'efficacité :

$$\lambda_i = \frac{produit\,observé}{produit\,optimal} = \frac{q_i}{\exp(x_i\beta)} = \frac{\exp(x_i\beta - u_i)}{\exp(x_i\beta)} \text{ avec } 0<\exp(-u_i) \leq 1$$

Aussi, si l'on reprend la logique du graphique 2 dans le corps du texte, la situation C serait sur la frontière donc $q_C = exp(x_C + \varepsilon_C)$ où $\varepsilon_C < 0$ et A serait $q_A = exp(x_A \beta + \varepsilon_A - u_A)$; compte tenu des limites de distribution de u et ε et du risque de non-indépendance entre les observations de ces deux aléas, le modèle est à estimer par une méthode de maximum de vraisemblance. Le modèle a été testé sur 319 classes de l'échantillon et conduit à l'estimation suivante inspirée des tests réalisés par le PASEC sur la réussite individuelle des élèves, voir PASEC (2007a), annexe 1.

Variable	B	
Ancienneté du maître – années	0,0717341	*
Fonctionnaire – binaires (0 ou 1)	-2,380363	*
Bac sans études sup.- binaire	0,25079	**
APE active – binaire	6,885756	***
Réunions maîtres fréquentes (1 par mois au moins) – binaire	3,676446	**
Jours absence maître	-0,3719441	*
Maître femme – binaire	-4,97475	***
Classe CM1- binaire	-13,25679	***
Constante	47,30355	

Ici le test LR sur l'hypothèse $\sigma_u=0$ est accepté donc les écarts par rapport à la frontière sont la réalisation d'un choc aléatoire et non d'un biais.

L'intérêt de cette méthode stochastique est de pouvoir dériver des élasticités à la frontière[44]. Au titre des variables de gestion et d'administration scolaire, la présence d'une APE active est incontestablement une variable d'influence ; ceci induirait un écart à la marge de 10,7 % de la moyenne de la classe au test. La présence de réunions pédagogiques fréquentes entraînerait elle un gain de 5,6%. Sur l'absence, une journée d'absence au cours du mois qui a précédé le post test des élèves entraînerait une perte moyenne au test de 2,2%. D'autres effets sont plus instables suivant les niveaux, ainsi l'ancienneté du maître n'aurait pas d'effet, ceci considéré sur les seules classes de 5e année. Plus important, le fait que le maître soit une femme aurait un effet négatif et ample en 2e année (-13%), mais beaucoup plus réduit en 5e année (-3%). Il semble indéniable qu'il se produit à ce niveau un problème de colinéarité entre ancienneté, genre et performance de la classe en 5e année. A l'inverse, le statut de fonctionnaire entraînerait une pénalisation des apprentissages de 3% et ceci apparaît comme un résultat non significativement différent en 2e et 5e années.

Un autre intérêt de cette analyse stochastique revient à connaître si les facteurs d'efficacité λ venant de la méthode paramétrique, d'une part, et de la méthode non paramétrique, d'autre part, sont comparables au niveau de l'école.

[44] En utilisant les commandes de post estimation du logiciel STATA.

1. Annexe G : Invalidation ou consolidation à partir de l'enquête PASEC 1999

En pleine montée en puissance du processus FIMG, le PASEC avait déjà réalisé une première évaluation, PASEC (2003), dédiée en grande part à la comparaison des performances de ces nouvelles cohortes de maîtres sous un statut de contractuel. Il est évident que la proximité des méthodes dans le recueil d'information pousse à entreprendre une comparaison, même s'il faut reconnaître certaines différences entre les deux démarches et aussi un recul différent pour l'observation du processus FIMG entre 1999 et 2004. Le biais de temporalité est donc largement à considérer. De taille plus faible que l'enquête de 2004, l'enquête de 1999 prenait en compte 114 classes de 2e année et 115 classes de 5e année. On remarque dans le tableau G1, les déséquilibres entre les deux enquêtes, en 1999 les maîtres contractuels sont particulièrement nombreux en 5e année. Certainement cette situation répondait à l'urgence de la situation. La situation guinéenne étant alors plus caractérisée par un fort accroissement de la rétention scolaire qu'une plus forte progression de la scolarisation. Il est aussi évident que cette situation fausse, et donc limite, la comparabilité que nous voudrions conduire ici.

Une question nécessaire en préalable, puisque l'on ne peut comparer que ce qui est comparable, est de mesurer les éventuelles divergences entre les deux enquêtes. Sur le plan de l'échantillon, un contrôle des données a conduit à des mises en doute sur certaines données élèves, PASEC (2003, p. 18), ce qui fait qu'un peu moins de 20% des élèves de l'échantillon doit souvent être éliminé des analyses.

	Enquête 1999				**Enquête 2004**			
Statut	**2e année**		**5e année**		**2e année**		**5e année**	
FIME					19	*11,9*	13	*7,9*
FIMG9-9	18	*15,8*	40	*34,5*	50	*31,4*	50	*30,5*
FIMG3-9-3	14	*12,3*	22	*19,0*	40	*25,2*	40	*25,4*
Fonctionnaires	77	*67,5*	50	*43,1*	46	*28,9*	49	*29,9*
mal identifiés	5	*4,4*	3	*3,4*	4	*2,5*	12	*7,3*
Total	114	*100%*	115	*100%*	159	*100%*	164	*100%*

Tableau G1 : Répartition des maîtres des échantillons PASEC

Une autre question est liée aux différences dans les variables. Sur l'angle de la mesure de la performance scolaire, certes, il y a eu un ajustement des items du PASEC entre les deux enquêtes, mais celui-ci porte sur moins de 10% du total des items, donc dans la mesure où ces items nous servent ici pour une mesure de la performance moyenne globale de la classe, cette évolution paraît comme une modification secondaire. Une seconde différence, plus contraignante dans notre approche, est liée à l'absence de l'information « salaire du maître» dans l'enquête 1999. Si cette absence n'est pas gênante pour les salaires des maîtres FIMG, ceux-ci étant rémunérés à un salaire connu et, vu leur faible ancienneté, ils n'ont guère acquis d'effets de carrière ; le manque est plus criant pour les fonctionnaires. Pour pallier ceci, référence est faite à une valeur sûre de l'économie appliquée : la relation de Mincer. Une relation de salaire a été validée, sur l'enquête 2004 pour expliquer, la dispersion du salaire des 95 fonctionnaires de l'échantillon 2004. Cette relation retenant comme variable explicative l'ancienneté, le sexe et le niveau d'études générales du fonctionnaire, permet, dans un second temps, par imputation de cette relation aux 127 fonctionnaires de l'enquête 1999, de simuler la distribution de leurs salaires.

Pour la 5e année, la base de l'enquête PASEC nous permet d'exploiter juste 100 écoles contre 105 pour la 2e année. On remarque l'importance du changement de taille des échantillons concernés. Il est évident que si l'on compare les analyses sur l'enquête 2004 et celles qui sont issues de l'enquête 1999, une partie des écarts sur la distribution des paramètres d'optimisation des méthodes DEA et FDH proviennent largement de cet écart dans les tailles d'échantillon. De manière générale, on retrouve une plus grande efficacité des classes de seconde année dans la seule mesure de la performance moyenne. Position qui s'inverse au profit de la cinquième année

si le critère de justice est pris en compte. Ceci est une évidence si l'on considère que l'*écrémage* joue entre les deux niveaux.

Prenant ces résultats, un premier pas est là aussi de déterminer si le caractère efficace ou non d'une école n'est pas par trop lié à une variable structurelle. Classiquement nous avons testé, pour les deux démarches DEA et FDH, le fait de mesurer si la distribution entre efficacité ou non est conditionnée par une variable de structure Les tests réalisés ont montré qu'un lien, entre écoles efficaces et classes rurales, pouvait être détecté pour la simulation du DEA à double critère, ceci avec un risque de 10%. Plus tranchée s'est révélée l'inefficacité dans la zone de Conakry pour le DEA à un seul critère en seconde année, ceci au seuil de risque de 3%. Les autres cas en DEA ou FDH ne soulignent pas de cas nets de conditionnement.

	Variable	min	p5	p10	p25	p50	p75	p90	p95	Max
DEA λ1	Niveau 2	22,8%	36,6%	41,1%	56,4%	71,9%	88,9%	100,0%	100,0%	
	Niveau 5	19,7%	33,1%	35,3%	43,8%	60,4%	80,3%	100,0%	100,0%	
λ2	Niveau 2	23,2%	41,5%	57,0%	69,4%	85,0%	95,7%	100,0%	100,0%	
	Niveau 5	41,9%	65,3%	68,6%	76,5%	85,4%	97,9%	100,0%	100,0%	
λ3	Niveau 2	50,5%	61,7%	68,3%	80,3%	89,1%	99,7%	100,0%	100,0%	
	Niveau 5	42,5%	70,9%	78,5%	84,5%	92,4%	100,0%	100,0%	100,0%	
FDH δ1	Niveau 2		100,0%	100,0%	100,0%	135,3%	181,1%	194,9%	246,2%	274,6%
	Niveau 5		100,0%	100,0%	100,0%	105,0%	178,5%	201,7%	243,9%	284,6%
δ2	Niveau 2		100,0%	100,0%	100,0%	126,6%	172,6%	190,9%	220,9%	274,6%
	Niveau 5		100,0%	100,0%	100,0%	105,0%	174,6%	201,5%	243,9%	284,6%
δ3	Niveau 2		100,0%	100,0%	100,0%	111,7%	156,9%	186,9%	220,8%	274,6%
	Niveau 5		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	135,5%	168,3%	189,3%	229,4%

Tableau G2 : Coefficients d'efficacité (méthodes DEA et FDH) en divers points de leurs distributions, ceci pour les optimisations de 1 à 3 critères.

Les analyses en épilogue pour expliquer ces coefficients ont été menées par des ajustements Tobit censurés à droite (λ) où à gauche (δ). Des formes proches de celles qui sont présentées en section 5.4 sont ici reprises. Pour en simplifier la présentation, nous n'avons pas repris les estimations Tobit, mais uniquement les effets marginaux des variables en un point de référence. A l'image de ce qui a été déjà réalisé, cette référence est prise comme un niveau d'inefficacité pas trop flagrant qui peut être un objectif atteignable. Ceci conduit donc à prendre une référence au point δ=120% pour le FDH, soit une sur utilisation de 20% des facteurs en rapport à l'optimum, et λ=80% pour le DEA.

Des résultats, on remarque une efficacité des écoles rurales et de sous efficacité pour celles localisées dans la zone de Conakry. Les caractéristiques d'âge et d'ancienneté du maître entraînent souvent des impacts négatifs. Le souhait de changer d'école entraînerait un impact d'efficacité (angle de la motivation ?). Les effets de dispersion dans la classe, traduits ici par un coefficient de variation, pour la possession de biens modernes et l'alphabétisme du père auraient un impact convergent d'inefficacité. Enfin une certaine surprise, alors que les études entreprises autour des données PASEC montraient le peu de liens entre performance et taille des classes, ici en moyenne un accroissement d'une classe de 10 élèves entraînerait une perte de performance de 1 à 2%.

Sur ce TOBIT, l'introduction des indicatrices sur le statut FIMG ne conduit pas à des résultats significatifs dans l'essentiel des cas. Toutefois, il reste intéressant de noter que la position FIMG 9-9 conduit à une meilleure utilisation des ressources d'environ 3% au sens de la FDH. Pour les classes de 5e année tant pour l'optimisation qu'à un ou deux critères.

FDH	δ1		δ2		δ 3	
	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année
Taille de la classe	0,001307 *	0,0056 **	0,0013151 *	0,0051 *		-0,0018
Age moyen des élèves (années)	0,04183**		-0,06545***		-0,0903***	
École en zone rurale (0,1)	-0,2454 *		-0,3357**		-0,0817**	
École zone CONAKRY (0,1)	0,3275 **		0,3621***		0,0966 **	
AGE de maître	0,00752***					
Maître etudes sup. (0,1)	-0,6054***		-0,3703***		-0,11718**	
FIMG 3-9-3 (0,1)	-0,0287	-0,0329	-0,034	-0,03493	-0,0214	-0,0267
FIMG 9-9 (0,1)	-0,0129	**-0,033***	-0,0229	**-0,0393***	0,0362	0,2540
Ancienneté prof. du maître		0,0108***	0,0244***	0,0176***	0,0237***	0,0165***
Souhaits changer école			-0,2061*		-0,2021*	
Part de garcons		-0,3295*		-0,4135		-0,2814638
Pére alphabetisé (cov)		0,314**		0,078		
Possesions de biens modernes(cov)		0,1359				0,0655*
Observations	100	97	100	105	100	97
Pseudo R2	0.21	0.64	0.23	0.55	0.20	0.31

Tableau G3 : Effets marginaux, tobit sur FDH,* significativité à 1%, ** à 5%, * à 10% de l'effet marginal**, référence d'une école en sur allocation de ressources à 120%.

DEA	λ1		λ2		λ3	
	2e année	5e année	2e année	5e année	2e année	5e année
Taille de la classe		-0,0012683 **		-0,00035*	0,0034***	0,0004022 ***
Age moyen des élèves (années)	0,0247*	-0,05049***	0,0177 *		0,0145***	
École en zone rurale (0,1)		0,0825		0,0179*		0,0601
École zone CONAKRY (0,1)	-0,1225**			-0,0362	-0,0205**	-0,0315
AGE de maître	0,0031 **		-0,0027**			
FIMG 3-9-3 (0,1)	0,0236	0,0236	0,008	0,0091	0,00853	0,0434
FIMG 9-9 (0,1)	-0,0539	0,0073	-0,0097	0,0149	-0,0078	0,0217
Ancienneté prof. du maître	0,00318*				-0,0030*	
Souhaits changer école	0,1043**	-0,0712**	0,0753		0,0151**	
Part de garçons	0,0786					0,2074 *
Père alphabétisé (cov)				-0,071**		-0,0143**
Possessions de biens modernes(cov)		-0,0641 *	0,0040			
Observations	100	97	93	105	100	105
Pseudo R2	0.66	0.44	0.57	0.45	0,57	0,58

Tableau G4 : Effets marginaux, tobit sur DEA,* significativité à 1%, ** à 5%, * à 10% de l'effet marginal**, référence d'une école à taux d'efficacité à 80%

Références

Abbott. M. & Doucouliagos, C..(2003) : The efficiency of Australian universities: a data envelopment analysis. *Economics of Education Review* 22, 89-97.

Afonso A., L. Schuknecht et V. Tanzi (2005): Public sector efficiency: An international comparison, Public Choice, 123 - 3, 321-347.

Afonso A., L. Schuknecht et V. Tanzi (2006): Public Sector Efficiency: Evidence for New EU Member States and Emerging Markets, Document de travail 2006.1 Technical University of Lisbon, Department of Economics; UECE

Afonso, A. et M. Saint. Aubyn (2005): Non-parametric Approaches to Education and Health Efficiency in OECD Countries, *Journal of Applied Economics*, 8 (2), 227-246.

Aigner D. J. et S. F. Chu (1968), On Estimating the Industry Production Function, *The American Economic Review*, Vol. 58(4), 826-839

Aigner, D., J, A. K Lovell. et P. Schmidt (1977): Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics* 6, 21-37.

Akerlof, G. A., & Kranton, R. E. (2002): Identity and Schooling: Some Lessons for the Economics of Education. *Journal of Economic Literature, 40*, 1167-1201.

Al Samarrai S. (2002): Achieving Education for All: How Much Does Money Matter? Institute of Development Studies (IDS), *Working Paper* 175, Brighton, December.

Attali A., Bressoux P. (2002): L'évaluation des pratiques éducatives dans les premier et second degrés. Rapport établi à la demande du Haut Conseil de l'évaluation de l'école. Paris.

Banker, R et R. Morey (1986): Efficiency Analysis for Exogenously Fixed Inputs and Outputs. *Operations Research,* 34 (4), pp 513-521.

Banker, R.D, Charnes, A. et Cooper, W.W. (1984): Some Models for Estimating Technical Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis, Management Science, Vol. 30, pp. 1078-1092.

Banker, R. D. (1993): Maximum likelihood, consistency and data envelopment analysis: A statistical foundation. *Management Science,* 39, 1265-1273.

Banker, R.D., and Natarajan, R. (2004): Statistical tests based on DEA efficiency scores" In Handbook on Data Envelopment Analysis, ed. W.W. Cooper, L.M. Seiford, and J. Zhu, New York: Kluwer Academic Publishers, Inc. chapter 11, pp. 265–298.

Bardey D. et S. Pichetti (2004) : Estimation de l'efficience des dépenses de santé au niveau départemental par la méthode DEA, Économie et Prévision, no 166 2004/5, 59-69

Barrow, M. M. (1991): Measuring local education authority performance: a frontier approach. *Economics of Education Review*, *10*, 19–27.

Battese, G.E., and T.J. Coelli (1995): "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data" *Empirical Economics* **20**, 325-332.

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 Université de Bourgogne, 287 p. en ligne, accédé le 22/11/2008 à http://halshs.archives-ouvertes.fr/view_by_stamp.php?&halsid=07j2eq2tk0eb3td40g2l8293p7&label=IREDU&langue=fr&action_todo=view&id=tel-00223023&version=1

Bessent, A., E. Bessent, Charnes A., W. Cooper et N.C. Thorogood (1983). Evaluation of educational program proposals by means of DEA. *Education Administration Quarterly*, *19*, 82–107.

Bessent, A., W. Bessent, J, Kennington, et B. Reagan (1982): An application of mathematical programming to assess productivity in the Houston independent school district, *Management Science*, 28, pp. 1355- 1367.

Bifulco R. et S. Bretschneider(2001): Estimating school efficiency : A comparison of methods using simulated data, *Economics of Education Review 20, 417–429*

Bonesronning, H. (2003): Class size effects on student achievement in Norway: patterns and explanations. *Southern Economic Journal* 69 (4), 952-965.

Bonesronning, H. et Rattso, J. (1994): Efficiency variation among the Norwegian high schools: consequences of equalization policy, *Economics of Education Review*, 13, pp. 289-304.

Bourdon J. (2005): *Les apports des études internationales pour évaluer l'efficacité de l'école dans les pays en développement, in* Vers une école juste et efficace : 26 contributions sur les systèmes d'enseignement et de

formation, Demeuse M., Baye A., Straeten M.H., Nicaise J., Matour A. eds, Bruxelles : De Boeck Université, pp 73-93.
Bourdon J., M. Frölich et K. Michaelowa (2007): Teacher Shortages, Teacher Contracts and their Impact on Education in Africa, IZA Discussion Papers 2844, Institute for the Study of Labor accede le 12/03/2008 à ftp://repec.iza.org/RePEc/Discussionpaper/dp2844.pdf
Bourdon J. et Nkengné-Nkengné A.P. (2008): *Les enseignants contractuels : avatars et fatalités de l'éducation pour tous* in Actes du Séminaire international CIEP du *11-15 juin 2007 :* La Professionnalisation des Enseignants de L'éducation de Base : Les Recrutements sans Formation Initiale, accédé le 23/04/2008 à http://www.ciep.fr/conferences/CD_professionnalisation/bak/pages/docs/pdf_interv/Bourdon_Nkengne.pdf
Boussofiane, A, R. Dyson and E Thanassoulis, (1991): "Applied data envelopment analysis," *European Journal of Operational Research* vol. 52, pp. 1-15.
Bradley, S., G. Johnes et J. Millington (2001): The effect of competition on the efficiency of secondary schools in England. *European Journal of Operational, Research*, vol. 135, pp.545-568.
Cazals, C., J.P. Florens, et L. Simar (2002): Nonparametric Frontier Estimation: a Robust Approach, Journal of Econometrics, 106, 1-25.
Chakraborty, K., Biswas, B., & Lewis, W.C. (2001): Measurement of technical efficiency in public education: a stochastic and nonstochastic production function approach. *Southern Economic Journal* 67 (4), 889-905.
Chalos, P., & Cherian, J. (1995). An application of data envelopment analysis to public sector performance measurement and accountability. *Journal ofAccounting and Public Policy,* 14, 143-160.
Charnes A., W.W. Cooper (1962): Chance Constraints and Normal Deviates, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, No. 297, 134-148
Charnes A., W.W Cooper, E. Rhodes (1978): Measuring the Efficiency of Decision Making Units - European Journal of Operational Research, 429-446
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, 668-697.
Charnes A., WW Cooper, A Lewin, LM Seiford (1994): Data Envelopment Analysis: Theory, Method, and Applications, Boston, MA: Kluwer Academic Publishers
Cherchye L., K. De Witte et E. Ooghe (2007), Equity and efficiency in private and public education: a nonparametric comparison, working paper Centre for Economic Studies, University of Leuven (KU Leuven).
Coleman, J.S., et al. (1966): *Equality of Educational Opportunity: Summary Report*, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C.
Cooper, S. T., et Cohn, E. (1997): Estimation of a frontier production function for the South Carolina educational process *Economics of Education Review*, *16*, 313–327.
Crémieux, P.-Y., D. Gadbois, B. Jaumard, P. Ouellette et T. Vovor (2001): "Évaluation de l'efficience budgétaire des CLSC au Québec à partir de la méthode DEA". *L'Actualité économique*, Vol. 77, pp. 409-425.
Daraio C., Simar L. (2005): Introducing Environmental Variables in Nonparametric Frontier Models: a Probabilistic Approach, Journal of Productivity Analysis Volume 24(1), pp. 93-121.
Debreu, G. (1951): "The coefficient of resource utilization," Econometrica, 19, 273–292.
Dolton, P., O. D. Marcenaro et L. Navarro (2003): The effective use of student time: a stochastic frontier production function case study, Economics of Education Review, 22(6), 547-560
education: Insights from the literature and recent student surveys for sub-Saharan Africa.
Duflo E., P. Dupas et M. Kremer (2008), Peer Effects and The Impact of Tracking: Evidence from a Randomized Evaluation In Kenya, NBER Working Paper 14475, accede le 22/11/2008 : http://www.nber.org/papers/w14475
Fan Y., Qi Li et A. Weersink (1996): Semi parametric Estimation of Stochastic Production Frontier Models, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 14(4), 460-468
Farrell M.J. (1957), The measurement of productive efficiency. *Journal of Royal Statistical Society, Series A, General* 120 part 3 (1957), 253–281.
Greene W. (1997): Frontier production functions. In : M.H. Pesaran and P. Schmidt, Editors, *Handbook of Applied Econometrics, Vol. II Micro econometrics*, Oxford : Blackwell Publishers.
Greene W. (2005): Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model, Journal of Econometrics Volume 126, Issue 2, Current developments in productivity and efficiency measurement, June , 269-303.
Greene W. (2008), Econometric Analysis, 6th ed., Upper Saddle River: Pearson.

Grosskopf, S., J.K. Hayes, L. Taylor et W. Weber (1999): Anticipating the consequences of school reform: A new use of DEA. *Management Science,* 45, 608-620.

Grosskopf, S., J.K. Hayes, L.L. Taylor, et W.L. Weber (2001): On the determinants of school district efficiency: competition and monitoring. *Journal of Urban Economics* 49, 453-478.

Gupta S., M. Verhoeven (2001): The efficiency of government expenditure Experiences from Africa , Journal of Policy Modeling, 23, 433–467

Hanushek, E.A. (1979): Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions, *The Journal of Human Resources*, Vol. 14, No. 3.

Hanushek, E.A. (1986): The Economics of Schooling: Production and Efficiency in the Public Schools, *Journal of Economic Literature*, Vol. 24, (September).

Hanushek, E.A. (1987): Educational Production Functions, *Economics of Education: Research and Studies*, George Psacharopoulos, ed., Oxford; New York: Pergamon Place.

Hanushek, E.A. (1995): "*Education production functions*", In M. Carnoy (Ed.), International encyclopedia of economics of education, 2nd ed. (pp. 277-282), Tarrytown, NY: Pergamon.

Hanushek E. A., J.A. Luque (2003): Efficiency and equity in schools around the world, Economics of Education Review, 22, 481–502

Harbison, R. W., & Hanushek, E. A.(1992): Educational performance of the poor: lessons from rural northeast Brazil. Oxford: Oxford Univ. Press.

Herrera S. et G. Pang (2007): How Efficient is Public Spending in Education? ESPE (Ensayos sobre política económica), vol 51, 136-201

Hoxby, C.M. (1996): Are efficiency and equity in school finance substitutes or complements? J*ournal of Economic Perspectives* 10 (4), 51-72.

Hoxby, C.M. (2000): Does competition among public schools benefit students and taxpayers? *American Economic Review* 90 (5), 1209-38.

Hoxby C.M. (2003): The Economics of school choice, University of Chicago Press, Chicago, 368 p.

Husen, T.,et T. N. Postlethwaite, editors. (1989): *The International Encyclopedia of Education: Research and Studies, Supplementary Volume 2.* Pergamon Press, Oxford.

Jarousse, J.P., et , A. Mingat (1993) : *L'école primaire en Afrique : analyse pédagogique et économique*. Paris : L'Harmattan.

Jimnez, E. (1986): The Structure of Educational Costs: Multiproduct Cost Functions for Primary and Secondary Schools in Latin America, *Economics of Education Review*, Vol. 5, No. 1. 25-39.

Jimenez, E., & Lockheed, M. E. (1995): Public and private secondary education in developing countries: a comparative study. World Bank Discussion Paper, (Vol. 309). Washington, DC: World Bank.

Kirjavainen, T., & Loikkanen, H. A. (1998): Efficiency differences of Finnish senior secondary Schools: An Application of DEA and Tobit Analysis. *Economics of Education Review*, *17*, 377–394.

Kirjavainen T. (2007), Efficiency of Finnish Upper Secondary Schools: An Application of Stochastic Frontier Analysis with Panel Data, WP 428, Government Institute for Economic Research, Helsinki.

Klein C.C. (2007): Efficiency Versus Effectiveness: Interpreting Education Production Studies, Department of Economics and Finance Working Paper Series, Middle Tennessee State University, Murfreesboro, accédé le 23/01/2008 http://www.mtsu.edu/~berc/working/Klein2007b.pdf

Kneip, A., L. Simar et P.W. Wilson (2003): "Asymptotics for DEA estimators in nonparametric frontier models," Discussion paper #0317, Institut de Statistique, Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve.

Krueger, A.B. (2003): Economic considerations and class size, *The Economic Journal,* 113, F34-F63.

Kumbhakar S. and C.A.K. Lovell (2000): Stochastic Frontier Analysis, Cambridge: Cambridge University Press.

Lazear, E.P. (2001): Educational production. *The Quarterly Journal of Economics* 116 (3), 777-803.

Leclercq, F. (2005): "The relationship between Educational Expenditures and Outcomes", *Développement Institutions et Analyses à Long terme (DIAL) Working paper*, 2005/05, Paris. [en ligne] http://www.dial.prd.fr/dial_publications/PDF/Doc_travail/2005-05.pdf (page consultée le 3 janvier 2008).

Lemelin, C. (1998): *L'économiste et l'éducation*. Sainte-Foy : Presses de l'Université du Québec.

Mar Molinero, C. et Mancebon, M.J. (1998) *Performance in primary schools.* Southampton, UK, University of Southampton, 38pp. (Discussion Papers in Accounting and Management Science, 98-139) http://eprints.soton.ac.uk/36087/

Mayston, D. J. & Jesson, D. (1988): Developing models of educational accountability, *Oxford Review of Education*, 14, pp. 321-339.

Mayston, D. J. (1996): Educational attainment and resource use: mystery or econometric misspecification? *Education Economics* 4, 127-142.

Mayston D. J. (2003): Measuring and managing educational performance, The Journal of the Operational Research Society.. 54(7); 679-691
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.
Michaelowa, K. (2001): Primary Education Quality in Francophone Sub-Saharan Africa: Determinants of Learning Achievement and Efficiency Considerations. *World Development, 29,* 10, 1699-1716.
Michaelowa, K., et Wechtler, A. (2006) : Coût-efficacité des intrants de l'enseignement primaire : Indications tirées de la documentation et des récentes enquêtes sur les étudiants en Afrique sub-saharienne, Document de travail, Paris : ADEA, accédé le 12/11/2007 : http://www.adeanet.org/biennial-2006/doc/document/B1_2_michaelova_fr.pdf
Mingat A., Rakotomalala M., Tan J-P. (2001), Rapport d'Etat d'un Système Educatif National (RESEN) – Guide méthodologique pour sa préparation.
Mons N. (2004) : De l'école unifiée aux écoles plurielles. Evaluation internationale des politiques de différenciation et de diversification de l'offre éducative Université de Bourgogne (01/12/2004), Thèse université de Bourgogne, accédé le 10/11/2008 http://halshs.archives-ouvertes.fr/view_by_stamp.php?&halsid=asospulv8g769nq9c260eiena4&label=IREDU&langue=fr&action_todo=view&id=halshs-00005206&version=1
Mortimore P. et C. Stone (1991): Measuring Educational Quality**,** *British Journal of Educational Studies*, 39(1), 69-82.
Muñiz M. A. (2002): Separating managerial inefficiency and external conditions in data envelopment analysis, European Journal of Operational Research, Volume 143, Issue 3, 16 December 2002, Pages 625-643
Nkengné-Nkengné A. P.(2006): *Comment améliorer la qualité de l'éducation par une meilleure gestion des systèmes éducatifs ? Quelques réflexions à partir des différences de modes de gestion des établissements scolaires*, Rapport de Mémoire de master 2 recherche science économique : option économie de l'éducation, IREDU-Université de Bourgogne.
Nyhan R.C. et L. L. Martin (1999), Comparative Performance Measurement: A Primer on Data Envelopment Analysis, Public Productivity & Management Review, Vol. 22, No. 3, 348-364
Oliveira M.A., C. Santos (2005): Assessing school efficiency in Portugal using FDH and bootstrapping , Applied Economics, Volume 37(8), Mai, 957-968
Palardy, J. and T. Nesbit, (2007): Traditional public schools versus charter schools: a comparison of technical efficiency." *Economics Bulletin,* Vol. 9, No. 9 pp. 1-10, accédé le 3/1/2008 à **:** http://economicsbulletin.vanderbilt.edu/2007/volume9/EB-07I20003A.pdf
PASEC (2003) : Le Programme de Formation Initiale des Maitres et La Double Vacation en Guinée, Pasec Confemen, Dakar
PASEC-CONFEMEN (2006): La qualité de l'éducation au Tchad : quels espaces et facteurs d'amélioration ? Rapport d'étude.
PASEC (2007a): La formation des enseignants contractuels en Guinée – Etude thématique 2006, PASEC CONFEMEN, Dakar : http://www.confemen.org/spip.php?article275, accédé le 10/03/2008
PASEC (2007b): Rapport PASEC Cameroun 2007 : Le défi de la scolarisation universelle de qualité, PASEC-CONFEMEN, Dakar *http://www.confemen.org/spip.php?article275*
Pastor, J., J. Ruiz, and I. Sirvent (2002), .A Statistical Test for Nested Radial DEA Models., Operations Research,50, No. 4, July-August, 728-735
Pole de Dakar, Banque Mondiale, Ministère de l'Education Nationale du Tchad (2004): Eléments de Diagnostic du Système Educatif Tchadien Pour une Politique Educative Nouvelle, RESEN.
Postlethwaite N. (2005): Le pilotage des résultats des élèves, série Principes de la planification de l'éducation – n 81, UNESCO : Institut international de planification de l'éducation, Paris, 176 p.
Pritchett, L. (2001): Where has All the Education Gone ? World Bank Economic Review, 15, 3, 367–391.
Ratcliffe, K., B. Riddle, et J Yinger (1990): The Fiscal Condition of School Districts in Nebraska: Is Small Beautiful? *Economics of Education Review*, Vol. 9, No. 1 81-99.
Ray, S. C. (1991): Resource use in public schools: a study of Connecticut. *Management Science*, *37*, 1520–1628.
Rivkin, S. G., E. A. Hanushek et J. F. Kain (2001): "*Teachers, schools, and academic achievement*", Working Paper No. 6691, National Bureau of Economic Research
Rubenstein R., A.E. Schwartz, L. Stiefel et H. Bel Hadj Amor (2007): From districts to schools: The distribution of resources across schools in big city school districts , Economics of Education Review, 26(5), October 2007, 532-545
Rothstein J. (2008), Teacher Quality in Educational Production: Tracking, Decay, and Student Achievement, Working Paper 14442, NBER, Octobre, accédé le 15/11/2008 à http://www.nber.org/papers/w14442
Ruggiero, J., & Vitaliano, D.F. (1999): Assessing the efficiency of public schools using data envelopment analysis and frontier regression. *Contemporary Economic Policy,* 17 (3), 321-31.

Simar, L. et P.W. Wilson (2000): Statistical inference in nonparametric frontier models: The state of the art, Journal of Productivity Analysis 13, 49–78.
Simar, L. (2003): Detecting Outliers in Frontier Models: A Simple Approach, Journal of Productivity Analysis, Volume 20(3), pp.391-424
Simar L. (2007): How to improve the performances of DEA/FDH estimators in the presence of noise? Journal of Productivity Analysis, Volume 28 (3), 183-201.
Simar L., P.W. Wilson (2007): Estimation and inference in two-stage semi-parametric models of production processes, Journal of Econometrics 136, 31–64.
Stiefel, L., Schwartz, A., & Rubenstein, R. (1999): Measuring school-level efficiency. In A. Odden, & M. Goertz, *School based financing*. Thousand Oaks, CA: Corwin Press.
Sutherland D., R. Price, I. Joumard et C. Nicq (2007), Performance Indicators for Public Spending Efficiency in Primary and Secondary Education, Economics Department Working Paper No. 546, OCDE, Paris
Todd, P.E., et K.I. Wolpin, (2003): On the specification and estimation of the production function or cognitive achievement, *The Economic Journal* 113, F3-F33.
Tulkens H. (1993): On FDH efficiency analysis: Some methodological issues and applications to retail banking, courts, and urban transit, Journal of Productivity Analysis, Volume 4, Numbers 1-2 / juin 1993, pp. 183-210.
Tulkens H. et P. Vanden Eeckaut (1995): Non-parametric efficiency, progress and regress measures for panel data: Methodological aspects, **E**uropean Journal of Operational Research , Volume 80, Issue 3, 2 February 1995, pp. 474-499
Unesco-Bréda (2005): *Education pour tous en Afrique : Repères pour l'action,* Rapport Dakar+5, Dakar, accédé le 10/11/2008 sur le site http://www.poledakar.org/spip.php?article174
Waldo S. (2006): Competition and Public School Efficiency in Sweden – An Empirical Evaluation of Second Stage Regression Results for Different Models of Nondiscretionary Inputs in Data Envelopment Analysis (DEA), Working paper, Department of Economics Lund University, accès le 3/1/2008 à http://www.nek.lu.se/publications/workpap/Papers/WP06_7.pdf
Waldo S. (2007): Efficiency in Swedish Public Education: Competition and Voter Monitoring, Education Economics, 15(2) , 231 - 251
Willms J.D. (2006), Learning Divides: Ten Policy Questions about the Performance and Equity of Schools and Schooling Systems, UIS/UESCO, Montréal
Wilson, P.W. (1993), Detecting outliers in deterministic nonparametric frontier models with multiple outputs, Journal of Business and Economic Statistics 11, 319-323.
Worthington A.C. (2001): An Empirical Survey of Frontier Efficiency Measurement Techniques in Education, Education Economics, 9(3), 245-268.