



HAL
open science

Essais sur la qualité de l'éducation et la croissance économique

Nadir Altinok

► **To cite this version:**

Nadir Altinok. Essais sur la qualité de l'éducation et la croissance économique. Economies et finances. Université de Bourgogne, 2007. Français. NNT : . tel-00225076

HAL Id: tel-00225076

<https://theses.hal.science/tel-00225076v1>

Submitted on 30 Jan 2008

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.

UNIVERSITÉ DE BOURGOGNE
Faculté de Sciences économiques et de Gestion
Ecole Doctorale LANGAGES, IDÉES, SOCIÉTÉS, INSTITUTIONS, TERRITOIRES (LISIT
N°491)
IREDU (UMR CNRS 5225)

THÈSE
Pour obtenir le grade de
DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE BOURGOGNE
Discipline : Sciences économiques (CNU 05)
Présentée et soutenue publiquement par
Nadir ALTINOK
Le 6 décembre 2007

ESSAIS SUR LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE

Directeur de Thèse : **Jean BOURDON**

Jury

- M. Jean BOURDON, Directeur de recherche au CNRS, IREDU, Université de Bourgogne.
M. Claude DIEBOLT, Directeur de recherche au CNRS, BETA, Université Louis-Pasteur
Strasbourg (rapporteur).
M. Claude MATHIEU, Professeur, ERUDITE, Université Paris XII-Val de Marne (rapporteur).
Mme Marie-Claude PICHERY, Professeur, LEG, Université de Bourgogne.
M. Bruno SUCHAUT, Maître de conférences-HDR, IREDU, Université de Bourgogne.
M. Vincent VANDENBERGHE, Professeur, IRES, Université Catholique de Louvain.et OCDE

L'université de Bourgogne n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans les thèses. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Ce document a été remanié en janvier 2008, après la soutenance, afin de prendre en compte des remarques suggérées par le jury.

REMERCIEMENTS

Je remercie tout particulièrement, Jean Bourdon pour la pertinence de ses remarques, sa disponibilité toujours aussi efficace, ainsi que ses suggestions qui m'ont permis de mener à terme mon travail de thèse.

Je remercie également Claude Diebolt et Claude Mathieu d'avoir accepté d'être rapporteurs, ainsi que Marie-Claude Pichery, Bruno Suchaut et Vincent Vandenberghe pour leur lecture de cette analyse. A tous, merci par avance pour votre temps précieux.

Je remercie également les nombreux chercheurs qui m'ont aidé et conseillé durant mon doctorat et Jean-Jacques Paul qui m'a fait confiance dès le début de mes études à l'université de Bourgogne. Je pense également à Elise Brézis, Marc Gurgand, Geraint Johnes, Francis Kramarz, Geeta Kingdon, François Leclercq, Katharina Michaelowa, Francis Teal, Alain Trannoy...

Je remercie toute l'équipe de SKOPE de l'Université d'Oxford qui m'a accueilli en Janvier/Février 2007 et qui m'a apporté une aide précieuse dans l'amélioration de ma thèse. Cette visite m'a notamment permis d'avoir conscience du travail fondamental à opérer sur le plan méthodologique.

Je remercie aussi Sylvie Gervreau, en charge de la documentation de l'IREDU, pour m'avoir aidé pour la relecture de ma thèse. Sa gentillesse, son efficacité et sa disponibilité durant tout ma thèse m'ont été une aide indispensable.

Enfin, je tiens à remercier ma famille pour son soutien inconditionnel et permanent.

INTRODUCTION GÉNÉRALE

VERS LA PRÉDOMINANCE DE LA DIMENSION QUALITATIVE DE L'ÉDUCATION ?

La recherche portant sur la qualité de l'éducation n'a probablement jamais été aussi importante qu'aujourd'hui. Etant à l'origine plutôt un champ spécifique aux socio-pédagogues et aux chercheurs des sciences de l'éducation, le domaine de l'éducation s'est ouvert à l'analyse économique avec notamment les travaux pionniers de Becker (1963). Dans son analyse, Becker (1963) se positionne davantage sur la décision d'étudier de l'individu et laisse de côté la "boîte noire" qu'est le système éducatif. Dit autrement, il est plus intéressé par savoir s'il est rentable de poursuivre une année supplémentaire à l'école que de se questionner sur ce qu'il se passe réellement dans le processus éducatif reliant l'enseignant à l'élève (*pedagogical process*) mais aussi les élèves entre eux (*peer effects*). Or, il est vite apparu qu'il devenait important de se questionner davantage sur la dimension *qualitative* de l'éducation plus que sa dimension *quantitative*.

De façon intuitive, il apparaît assez naturel de rejeter l'hypothèse selon laquelle une année d'éducation dans un pays donné apporte le même stock de savoirs et de compétences qu'une année d'éducation dans un autre pays. A titre d'exemple, peut-on supposer que s'instruire pendant une année scolaire au Tchad va nous conférer les mêmes savoirs et compétences qu'une année scolaire en France ? Malgré l'évidence de la réponse, longtemps autant les économistes que les sociologues et chercheurs en sciences de l'éducation ont négligé ces faits.

Dans le champ de l'économie d'une part, les recherches sur les fondements de la croissance économique ont le plus généralement, en synchronie dans le temps avec la construction de la théorie du capital humain, conduit à accepter que l'éducation était le facteur le plus important pour stimuler la mise en œuvre des ressources d'un pays. Or, si l'on regarde les modèles de croissance depuis le modèle pionnier de Solow (1956), nous constatons que l'éducation apparaît dans une version très réduite. En effet, très souvent, le capital humain est introduit comme le nombre moyen d'années scolaires d'une population à l'image de la formalisation de Mankiw, Romer et Veil (1992), ou sur la forme de taux de scolarisation.. La quasi-majorité des recherches a négligé la dimension qualitative de l'éducation. Il ne faut pas y voir uniquement la déformation originelle d'un produit homogène accumulé comme capital, mais aussi et surtout la difficulté de mesurer la qualité d'un service éducatif qui en lui-même est le résultat d'une combinaison unique de relations entre l'enseignant et l'élève. Or, si les élèves d'un pays s'instruisent sur une longue

durée, mais n'acquièrent que peu de savoirs et compétences, la stimulation de l'économie en sera d'autant plus remise en question et par conséquent l'allocation à l'éducation serait à reconsidérer. A travers cet exemple, nous voyons à quel point la recherche sur la qualité de l'éducation a une importance dans le champ de l'économie.

Dans le champ de la sociologie et des sciences de l'éducation, les chercheurs ont davantage étudié les inégalités de trajectoire des étudiants et ceci plus que les inégalités dans les processus d'apprentissage des savoirs et d'acquisition des compétences. Par exemple, la lecture des célèbres tables de mobilité intergénérationnelle rend compte de la transformation de l'emploi occupé par l'enfant en comparaison de l'emploi qu'occupe son père. Rien n'est dit sur le processus d'acquisition des savoirs et des compétences qui s'insère entre la scolarisation d'une part et l'entrée sur le marché du travail d'autre part. De plus, les inégalités dans le processus d'acquisition des savoirs et compétences nous paraissent plus importantes que les trajectoires scolaires prises dans leur dimension purement quantitative. D'autres domaines, tels que l'impact de la taille des classes ou des caractéristiques des enseignants sur les trajectoires scolaires ont négligé la dimension qualitative de l'éducation. Or, il apparaît nécessaire de se questionner sur le fonctionnement réel de la "boîte noire" qu'est l'éducation en se focalisant sur la détermination de sa dimension *qualitative* plus que sa dimension *quantitative*.

Depuis quelques années déjà, un certain nombre d'études ont apporté des éléments de réponses aux questions soulevées. L'article de Hanushek et Kimko (2000) représente à nos yeux le travail le plus abouti sur la question de la prise en compte de la *qualité* de l'éducation dans un modèle de croissance standard. Depuis, tant dans le domaine des sciences de l'éducation que dans celui de la sociologie, les travaux deviennent de plus en plus abondants en ce qui concerne la mesure de la *qualité* de l'éducation¹.

Une autre question préalable survient naturellement : à partir du moment où l'on accepte son importance primordiale pour à la fois les économistes et les chercheurs en sciences de l'éducation, comment peut-on appréhender la dimension qualitative de l'éducation ? En comparaison, si la dimension quantitative apparaît naturelle et renvoie le plus généralement au nombre d'années scolaires ou encore aux taux de scolarisation, il conviendra donc, dans un premier temps, de s'attacher sur les mesures objectives de la qualité de l'éducation, donc pouvant être agrégées et ne pas dépendre d'un contexte individuel, et aussi tout autant des contextes de production, économiquement efficaces, d'une éducation de qualité.

¹ Ceci dans un contexte de mesure et d'analyse de la croissance et du développement, et non de mesure de la compétence individuelle, ce dernier sujet restant externe à ce travail.

Afin de répondre à ces questions, nous proposons le plan suivant. Dans une première partie, nous axerons notre étude davantage sur un plan dit macro-économique, c'est-à-dire au niveau des Etats. La seconde partie étant consacrée aux analyses basées sur les élèves, donc au niveau micro-économique.

Comme souligné plus haut, il sera tout d'abord question de définir la qualité de l'éducation et de proposer une mesure originale de celle-ci. Ce premier chapitre montrera les choix effectués pour recourir à une mesure qualitative de l'éducation, mais aussi un apport dans la mesure des inégalités de l'éducation. La prise en compte des enquêtes internationales sur les acquis des élèves, depuis leur création, formera l'axe de notre approche. L'apport en termes d'inégalités de l'éducation se fera davantage sur des dimensions de l'inégalité peu traitées jusqu'aujourd'hui par les économistes, telles que les inégalités de genre ou celles relatives à l'abandon scolaire. Les bases de données construites à partir de ces travaux, ainsi que des analyses de statistique descriptive, seront par la suite présentées.

La construction des bases de données sur la qualité et l'inégalité de l'éducation conduit naturellement à nous interroger sur la possibilité d'améliorer, à travers l'introduction de la dimension qualité, notre connaissance de l'impact de celles-ci sur la croissance économique des pays. Une fois la dimension qualitative de l'éducation introduite, a-t-on une meilleure mesure de l'apport de l'éducation à la croissance économique ? Un modèle de croissance proche de celui de Nelson et Phelps (1966) sera entrepris. Des méthodes économétriques avancées seront utilisées afin de voir l'apport de la qualité de l'éducation à la croissance économique. Nous montrerons notamment qu'une fois cette dimension incluse, les indicateurs traditionnels de l'éducation – et en premier lieu la variable relative aux années scolaires de la population nationale – n'a plus d'effet significatif sur la croissance. Il sera donc question de vérifier l'hypothèse selon laquelle c'est la *qualité* plus que la *quantité* d'éducation des pays qui agit sur le processus de croissance économique.

Ayant avancé cette idée, peut-on en rester là ? Si la qualité des systèmes éducatifs a bien un impact sur la croissance économique des pays, comment faire pour l'améliorer dans un contexte d'efficacité de la dépense éducative ? Le troisième chapitre s'attachera ainsi à rechercher, dans une optique macro-économique, si les ressources scolaires agissent sur la performance des systèmes éducatifs. Celle-ci mesurée à partir des scores des élèves aux enquêtes internationales sur les acquis. Des biais d'estimation devront être pris en compte et l'utilisation de techniques économétriques adaptée nous permettra en partie de les prendre en compte. Nous verrons

notamment qu'il apparaît très délicat de trouver des relations de causalité stables entre des ressources scolaires et la qualité de l'éducation. Pour autant, il apparaîtrait que certaines constances persistent, notamment l'impact assez prononcé de la durée de scolarisation totale sur la performance des élèves aux tests internationaux.

Cette analyse de niveau macro-économique, bien qu'elle apporte une vision d'ensemble assez originale et novatrice, ne permet pas d'appréhender toute la complexité des systèmes éducatifs. A titre d'exemple, l'inclusion de la taille des classes comme variable d'ajustement possible pour améliorer la qualité de l'éducation suppose avant tout la connaissance de la variabilité de celle-ci à l'intérieur d'un pays. Une simple moyenne peut cacher de grandes disparités intra pays que seule une analyse micro-économique peut souligner. C'est l'objet de notre seconde partie.

Depuis le célèbre rapport Coleman (1966), il est accepté de façon quasi unanime que les facteurs familiaux sont les premiers déterminants de la réussite scolaire des élèves. Comme nos indicateurs de qualité de l'éducation se basent sur les résultats des élèves aux tests internationaux sur les acquis des élèves, il apparaît logique de se demander dans quelle mesure les inégalités familiales sont présentes dans le processus d'acquisition des savoirs et compétences. Donc à quel degré sont-elles un facteur incontournable de la compréhension pour les économistes, de la création de la qualité éducative ? Aussi dans le quatrième chapitre, nous estimons une fonction de production de l'éducation dans laquelle la performance de l'élève au test, est exprimée en fonction des facteurs familiaux ainsi que d'autres facteurs de contrôle. Comme les inégalités familiales ont tendance à se confondre avec les niveaux d'habileté des élèves, ainsi qu'avec la complexification des systèmes éducatifs au fur et à mesure de la trajectoire scolaire, nous décidons de nous focaliser sur le niveau primaire. Par ailleurs, les compétences en langues étant les plus sujettes aux inégalités sociales, nous décidons de mesurer la performance des élèves dans ce domaine. Nous verrons que dans la totalité des pays, les facteurs familiaux ont un impact sur la performance des élèves, mais que l'amplitude des inégalités sociales varie selon les pays.

Deuxième composante essentielle de la qualité de l'éducation, la taille des classes a été abondamment discutée dans la littérature ; en dehors d'aspects corporatistes largement partagés, cette question est fondamentale dans la logique économique car comme activité de main-d'œuvre, l'éducation peut constituer un des seuls paramètres d'ajustement de l'emploi enseignant qui représente en moyenne les trois quarts des coûts de l'éducation de base. Tandis que les inégalités sociales sont plus analysées par les chercheurs en sociologie et sciences de l'éducation, la taille des classes rassemble tous les domaines intéressés par son impact sur la performance des

élèves. Si pour les économistes, la question est davantage en termes de coût, elle devient également de nature pédagogique pour les chercheurs en sciences de l'éducation. Notre apport dans ce domaine consiste à utiliser une technique d'estimation originale qui permet de prendre en compte les biais d'estimation inhérents à ce genre d'analyse. Par exemple, si de façon systématique, les élèves les plus doués sont regroupés dans des classes peu nombreuses (effet de groupement), alors nous mesurerons un effet positif de la taille des classes. Néanmoins, cet effet renverra plus à une politique de groupement des élèves selon leur niveau qu'à un réel effet "taille des classes". La correction proposée consiste à recourir à une estimation à effet fixe élève, c'est-à-dire à utiliser plusieurs données pour la taille des classes. Le panel utilisé n'est pas à dimension temporelle, mais plutôt en coupe spatiale. Nous mesurons ainsi si les différences de la taille des classes entre diverses matières évaluées ont un impact sur la performance des élèves pour les matières concernées. Nous montrerons que s'il existe un effet "taille des classes", il est proche de zéro pour les pays développés et qu'il n'y a d'intérêt d'agir sur la taille des classes que pour un nombre restreint de pays.

BIBLIOGRAPHIE

Becker, G.S. (1963), *Human Capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, New York : National Bureau of Economic Research, 1967.

Coleman, J. S. (1966), *Equality of Educational Opportunity*, Report for the United States Department of Health, Education, and Welfare, Washington.

Hanushek, E.A., Kimko, D.D. (2000), "Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations", *American Economic Review*, 90(5), p.1184-1208.

Hanushek, E.A., Rivkin, S. (2006), "Teacher Quality" in E.A. Hanushek and F. Welch (Eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier Edition, Volume 2, Chapter 18, p.1050-1078.

Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N. (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), p.407-437

Solow, R. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, p.65-94.

PARTIE 1
QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET
CROISSANCE ÉCONOMIQUE :
APPORTS MACRO-ÉCONOMIQUES

CHAPITRE 1

BASES DE DONNÉES INTERNATIONALES SUR L'ÉDUCATION, LA MESURE DE LA QUALITÉ ET DES INÉGALITÉS

1. INTRODUCTION

De nombreux pays se sentent concernés par leur volonté de promouvoir l'éducation au sein de leur population. En effet, il est presque unanimement accepté que l'éducation est un moteur fondamental pour la croissance économique des pays. Par ailleurs, il est également démontré que l'éducation permet de réduire les risques sanitaires, les conflits, ainsi que le taux de natalité. Pour autant, il est rarement fait allusion à la *qualité* des systèmes éducatifs. En effet, très souvent, les comparaisons internationales se basent sur des indicateurs mesurant uniquement la *quantité* d'éducation (comme les taux de scolarisation ou encore le nombre moyen d'années scolaires). Est-il légitime de supposer qu'une année d'éducation dans un pays i est similaire à une année d'éducation dans un pays j ? Le rendement de l'éducation est-il similaire dans l'ensemble des pays ? Peut-on considérer l'éducation comme un bien homogène, à l'image du capital physique ? Toujours par analogie au capital physique, où il est délicat de comparer deux générations d'investissement du fait des différences de progrès technique incorporé, peut-on considérer l'acquisition scolaire pour un grade équivalent entre l'année t et l'année $t-n$? De façon identique, peut se poser la question de l'obsolescence du capital humain. Cette question peut se traduire ainsi : existerait-il des systèmes d'enseignement où les connaissances acquises à l'école restent toujours utiles et utilisées dans la vie d'adulte ? Cette question très peu débattue commence à être analysée à partir des enquêtes auprès des ménages en enquêtant à l'âge adulte sur l'alphabétisme et en ramenant ce résultat aux années de formation initiale. Par exemple, la Banque mondiale et le Pôle de Dakar ont comparé la valeur ajoutée apportée par le cycle primaire pour 42 pays, dont 31 africains, en mesurant la différence entre la probabilité d'alphabétisation après six années d'études et celle sans aucune scolarisation (Pôle de Dakar, 2007). On observe que quelle que soit la mesure (brute ou en valeur ajoutée), les différences sont très importantes entre pays (de 27 à 97 % pour la mesure brute et de 25 à 97 % pour la mesure de valeur ajoutée du cycle). La mesure de la qualité de l'éducation apparaît ainsi comme fondamentale. Dans cette contribution, nous partons de l'hypothèse de l'existence de différences dans la qualité des systèmes éducatifs. Dans ce cas précis, nous utilisons plusieurs indicateurs relatifs à la qualité de l'éducation. A notre sens, l'indicateur le plus prometteur concerne celui issu des enquêtes internationales, sur les acquis des

élèves, afin de mesurer cette qualité de l'éducation. Avec la construction de ces enquêtes internationales, nous obtenons des indicateurs qualitatifs du capital humain, pouvant donner une mesure alternative de l'éducation.

Parler de la qualité de l'éducation implique de réfléchir sur la définition de qualité. Plusieurs définitions sont possibles, mais deux d'entre elles sont les plus caractéristiques. La définition la plus classique est celle que donne Coombs (1985) quand il souligne : "... la dimension qualitative signifie bien davantage que la qualité de l'éducation telle qu'elle est habituellement définie et jugée par la performance des élèves en termes traditionnels de programmes et de normes. La qualité (...) dépend également de la pertinence de ce qui est enseigné et appris – comment ceci répond aux besoins actuels et futurs des apprenants concernés, compte tenu de leurs circonstances et perspectives particulières. Elle fait également référence aux changements significatifs apportés au système éducatif lui-même, à la nature de ses apports (étudiants, enseignants, infrastructures, équipement et matériel); ses objectifs, les technologies éducatives et de programmes; et son environnement socio-économique, culturel et politique" (Coombs, 1985, p.105). Dans son rapport "*Priorités et stratégies pour l'éducation*" (1995), la Banque mondiale a émis les observations suivantes au sujet de la qualité de l'éducation : "La qualité dans l'éducation est aussi difficile à définir qu'à mesurer. Une définition adéquate doit inclure les résultats des élèves. La plupart des éducateurs aimeraient aussi y inclure la nature de l'expérience éducative aidant à produire de tels résultats – l'environnement de l'apprentissage" (Banque mondiale, 1995, p.46). Ces deux définitions insistent particulièrement sur les résultats des élèves aux tests de performance. Cependant, elles soulignent également la nécessité de s'appuyer sur d'autres dimensions. L'idéal serait alors de construire des mesures multidimensionnelles de la qualité de l'éducation. Il reste néanmoins très difficile dans une perspective de comparaison internationale de prendre en compte toutes les dimensions de la qualité de l'éducation. Pour cette raison, nous supposons qu'un système éducatif est de bonne qualité lorsque les élèves y étudiant ont des scores relativement élevés.

A notre sens, si la qualité de l'éducation est fondamentale, la dimension inégalitaire doit également être prise en compte. En effet, il se peut tout à fait que certains pays privilégient la qualité de l'éducation au détriment de l'égalité. Il semble alors nécessaire de se focaliser également sur les indicateurs d'inégalités éducatives existants et de proposer des améliorations dans notre perception des inégalités.

Le double objectif de ce chapitre est de proposer une mesure de la qualité et de l'inégalité des systèmes éducatifs dans une perspective de comparaison internationale. En premier lieu, nous nous focalisons sur la mesure de la qualité de l'éducation. Pour ce faire, nous présentons les

enquêtes internationales sur les acquis des élèves que nous avons utilisées. Par la suite, la méthodologie de construction des bases de données est présentée. En second lieu, l'approche utilisée pour améliorer la mesure des inégalités éducatives est présentée. Une analyse statistique de ces bases de données ainsi qu'une étude sur les relations entre la qualité et l'inégalité de l'éducation seront étudiées en section 4. Enfin, nous concluons notre chapitre.

2. MESURER LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION : LES INDICATEURS QUALITATIFS DU CAPITAL HUMAIN

2.1. LES ENQUÊTES INTERNATIONALES SUR LES ACQUIS DES ÉLÈVES

Dans cette section, nous présentons les enquêtes internationales sur les acquis des élèves que nous pouvons utiliser pour mesurer la qualité de l'éducation. Nous décrivons 6 groupes d'enquêtes internationales qui concernent près de 105 pays à travers le monde.

La première mesure des acquis, au niveau individuel et permettant une comparabilité internationale, a été initiée au début des années soixante par l'Association Internationale pour l'Évaluation du Rendement scolaire (IEA). L'IEA a réalisé plusieurs enquêtes pluriannuelles, et ce dans des domaines très variés : outre les mathématiques, les sciences et la lecture, des domaines d'étude tels que écoles pré-primaires (14 pays, 1988-95) ou encore l'informatique à l'école (20 pays, 1988-1992). Les enquêtes de l'IEA s'étendent de 1964 à 2003. Les célèbres études TIMSS (Trends in International Mathematics and Science Study) en mathématiques et en sciences et PIRLS (Progress in International Reading Literacy Study) en lecture font partie de cet organisme d'enquêtes². Dans notre étude, nous avons utilisé la quasi-totalité des enquêtes de l'IEA sur les trois domaines de compétence. Les données entre 1964 et 1990 ont été recueillies dans Lee et Barro (2001) et les scores des autres années dans les rapports officiels (Harmon, Smith et al., 1997 ; Martin, Mullis et al., 2000 ; Mullis, Martin et al., 2000 ; Mullis, Martin et al., 2003 ; Mullis, Martin et al., 2004 ; Martin, Mullis et al., 2004).

Basé sur l'expérience du National Assessment of Educational Progress (NAEP), l'International Assessment of Education Progress (IAEP) est une série d'enquêtes qui a débuté en 1988. La méthodologie statistique et les procédures d'évaluation de l'IAEP sont basées sur celle du NAEP, qui est le principal instrument de mesure de la qualité de l'éducation aux États-Unis à partir de

² Compte tenu des délais de disponibilité, les données de l'enquête PIRLS 2006 n'ont pas pu être prises en compte dans notre travail.

1970. Par conséquent, l'enquête IAEP est fortement influencée par les curricula américains. La première enquête de l'IAEP a été effectuée en 1988 pour six pays, deux domaines de compétence (mathématiques et sciences) et pour les élèves âgés de 13 ans. La deuxième enquête de l'IEAP s'est déroulée en 1991 pour deux groupes d'âges, 9 et 13 ans, et ce pour 9 pays. Ici encore, seules les mathématiques et les sciences étaient testées. L'ensemble des résultats a été extrait de Lee et Barro (2001).

L'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) a débuté en 1998 un projet dans le domaine éducatif en lançant un programme cyclique sur la lecture, les mathématiques et les sciences, connu sous le nom de "Programme international pour le suivi des acquis des élèves" (soit en anglais PISA ou "Programme for International Student Assessment"). Le rapport du Programme international de l'OCDE pour le suivi des acquis des élèves présente des données comparables sur la mesure dans laquelle les élèves de 15 ans sont à même d'appliquer à des situations concrètes ce qu'ils ont appris à l'école. La première série de tests réalisés en 2000, centrée sur la maîtrise de la lecture, a porté sur plus de 300 000 élèves de l'enseignement secondaire dans 43 pays (OECD, 2000). Une deuxième série de tests, centrée sur les mathématiques et la résolution de problèmes, a été appliquée en 2003 à un nombre analogue d'élèves dans 41 pays (OECD, 2004). C'est sur cette série de tests que ce rapport est fondé³. De 4.500 à 10.000 élèves ont participé à des tests écrits de deux heures dans chaque pays. Tous avaient 15 ans, âge auquel la plupart des adolescents, quelle que soit leur culture, s'interrogent sur les objectifs de l'enseignement qu'ils reçoivent et sur la façon dont il les prépare à l'avenir. On doit souligner ici une finalité de PISA qui diverge quelque peu des précédentes enquêtes ; il ne s'agit plus de tester l'effectivité de l'assimilation d'un programme scolaire ou du plus grand dénominateur commun de plusieurs programmes nationaux, mais plus de retenir la mesure d'une maîtrise de compétences nécessaires lors de l'âge adulte.

Les évaluations réalisées par le Laboratoire latino-américain pour l'évaluation de la qualité scolaire dans le cadre du programme PEIC, lancé sous l'égide de l'UNESCO, se sont intéressées aux acquisitions en lecture et mathématiques aux grades 3 et 4 dans 13 pays du sous-continent (LLCE, 1998, 2002). Ces enquêtes ont concerné plus de 50 000 enfants, soit au moins 100 classes par pays. Les pays participants sont l'Argentine, le Brésil, le Chili, la Colombie, le Costa Rica, Cuba, le Honduras, le Mexique, le Paraguay, le Pérou, la République dominicaine et le Venezuela.

Les enquêtes issues du "Programme d'Analyse des Systèmes Educatifs" (PASEC) de la Conférence des ministres de l'éducation ayant le français en partage (CONFEMEN) concernent

³ Il faut noter que nous n'avons pas pris en compte les données de l'enquête PISA 2006 dont les résultats ont été publiés au début du mois de décembre 2007.

les pays francophones d'Afrique subsaharienne. Cette base de données comprend les performances scolaires au primaire en mathématiques et en français, ainsi que des informations détaillées sur le contexte familial, social et scolaire de chaque élève. Au niveau du CP2 (deuxième classe du primaire) comme du CM1 (cinquième classe du primaire), entre 2000 et 2500 élèves dans une centaine d'écoles, ainsi que leurs professeurs et les directeurs, ont été questionnés dans chacun des onze pays (par ordre chronologique pour les enquêtes actuellement finalisées : Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Madagascar, Sénégal, Mali, Niger, Togo, Tchad, Mauritanie, Bénin). L'échantillon n'est pas strictement homogène puisque certaines strates ont été légèrement surreprésentées suivant les usages de la théorie des sondages. Les données constituent une base excellente pour une analyse des déterminants de la qualité de l'éducation au primaire. Le protocole de l'enquête présente la particularité de deux évaluations des acquis scolaires, l'une en début d'année, la seconde en fin d'année ; il s'agit à ce jour des seules enquêtes internationales menées en termes de "valeur ajoutée" (Confemen, 2004).

Les enquêtes issues du Consortium de l'Afrique australe et orientale pour le pilotage de la qualité de l'éducation (SACMEQ) concernent quant à elles surtout les pays anglophones d'Afrique subsaharienne. Le SACMEQ comprend 15 pays d'Afrique (Afrique du Sud, Botswana, Kenya, Lesotho, Malawi, Maurice, Mozambique, Namibie, Ouganda, Seychelles, Swaziland, Tanzanie (continentale), Tanzanie (Zanzibar), Zambie et Zimbabwe). Jusqu'à aujourd'hui, cette enquête s'est déroulée sur deux périodes : en 1999, l'étude SACMEQ I a concerné 7 pays et il a été testé les compétences en lecture et écriture des élèves de sixième année du niveau primaire. Chaque pays a publié une monographie sur les résultats trouvés. Puis, SACMEQ II a été lancé dans la période 1999-2002, où le projet a été élargi aux mathématiques, les techniques d'échantillonnage ont été nettement améliorées et au total 14 pays y ont participé. Ces enquêtes, issues des travaux de l'IEA, ont adopté une approche imbriquée des comparaisons internationales et nationales et ont établi des normes pour la recherche relative aux grandes enquêtes sur l'éducation dans les pays en développement. A l'exemple de TIMSS, les enquêtes SACMEQ apportent des estimations sur les scores moyens nationaux aux épreuves, les tests sur l'échantillonnage (afin de vérifier la pertinence des différences entre pays et régions d'un même pays). Les données utilisées sont issues du site internet du SACMEQ (www.sacmeq.org)

Dans le cadre d'un projet conjoint de l'UNESCO et l'UNICEF, le programme MLA (Monitoring Learning Achievement) mène des études sur les acquis de l'apprentissage sur une vaste échelle géographique : ces études sont effectuées dans plus de quarante pays avec la volonté de transférer la capacité d'analyse au niveau national (Chinapah, 2003). Sur la base de données recueillies à la fin de l'enseignement primaire, en 6^e année, les pays doivent être en mesure

d'identifier les facteurs qui favorisent ou freinent les apprentissages à l'école primaire, d'analyser les problèmes, de formuler des adaptations des politiques éducatives et d'édicter de nouvelles pratiques afin d'améliorer la qualité de l'enseignement. Plus récent, le projet MLA II élargit les enquêtes au début du secondaire (grade 8). Par rapport aux enquêtes du PASEC et du SACMEQ, où les élèves sont testés uniquement sur des connaissances scolaires, le MLA porte également sur des questions de connaissances pratiques et de prévention. En complément aux rapports nationaux, un rapport séparé sur MLA I a été rédigé pour 11 pays d'Afrique (Botswana, Madagascar, Malawi, Mali, Maroc, Maurice, Niger, Sénégal, Tunisie, Ouganda, Zambie ; voir Chinapah *et al.*, 2000). Dans notre analyse, faute de renseignements précis pour les enquêtes les plus récentes, nous n'avons pu utiliser que les résultats de l'enquête MLA I et ce pour 11 pays seulement⁴.

L'ensemble des enquêtes utilisées et les informations principales relatives à celles-ci sont résumées dans le TABLEAU A.1. Ci-dessous, nous présentons la méthodologie utilisée.

2.2. MÉTHODOLOGIE

Notre étude procède à un regroupement des enquêtes internationales présentées dans la section précédente sur des échelles communes. La méthode utilisée se base sur la prise en compte des pays qui participent à plusieurs enquêtes simultanément et par le biais de leurs résultats, nous procédons à un ancrage des enquêtes les unes avec les autres. A l'issue de ces procédures, nous obtenons des indicateurs qualitatifs du capital humain (QIHC = *Qualitative Indicators of Human Capital*) pour trois domaines de compétences (mathématiques, sciences, lecture). Cette méthodologie, qui diffère quelque peu selon que l'on travaille en coupe instantanée ou en panel, est présentée ci-dessous.

Ces enquêtes ont mis en place des procédures spécifiques afin de mesurer les niveaux de compétence en mathématiques, sciences et lecture, en administrant à plusieurs milliers d'élèves par pays des questionnaires à la fois adaptés aux contextes locaux et permettant une comparaison internationale (standardisation internationale des tests). Ainsi, ces enquêtes, dans la mesure où leur échantillonnage est adéquat, peuvent mesurer les variations internationales dans les connaissances cognitives des élèves et ainsi distinguer les différences dans la qualité de la future force de travail.

⁴ Cette volonté d'adapter le protocole des enquêtes au contexte local a entraîné un réexamen de la méthode par l'UNESCO ; aussi n'y a-t-il plus de nouvelles enquêtes depuis 2003.

Nous avons utilisé les résultats les plus récents issus de 6 groupes d'enquêtes internationales différentes (IEA, PISA, SACMEQ, PASEC, LLCE et MLA⁵). Les analyses précédentes dans la littérature ont utilisé des enquêtes allant de 1961 à 1990, sans s'interroger sur la fiabilité de celles-ci. Par exemple, Barro (2001) a pris les résultats de réussite à tous les tests disponibles, entre ces deux dates, et ce, pour tous les domaines de compétence, sans aucun réajustement. Hanushek et Kimko (2000) ont réalisé une certaine prise en compte de la qualité des données en pondérant les résultats bruts par les erreurs types. Mais ils ont effectué un re-calibrage des données uniquement en se basant sur l'enquête nationale américaine d'évaluation scolaire (NAEP - National Assessment of Evaluational Progress). Ils ont alors supposé que les résultats issus de cette enquête suffisaient à effectuer un ancrage global des données. Par ailleurs, ils n'ont pas pris en compte les résultats des enquêtes postérieures à 1990.

Certaines enquêtes ont été réalisées dans des pays en développement et tentent de mesurer la qualité de l'éducation dans des pays qui sont en général en dehors des évaluations effectuées par les grandes enquêtes internationales initiales. Bien que le niveau d'exigence pour ces enquêtes soit plus critiquable que celui des enquêtes de l'IEA ou de l'OCDE⁶, elles représentent une source de données indispensable afin d'inclure des pays très pauvres dans les comparaisons internationales. La qualité des enquêtes de l'IEA a été très critiquée par l'OCDE, dans la mesure où les questionnaires donnés aux élèves étaient trop basés sur les curriculums américains. Le lancement de PISA par cette institution témoigne que malgré l'avancée de ces dernières années dans les méthodes d'échantillonnage, les enquêtes restent imprécises dans leur mesure du capital humain⁷. Ainsi, il reste clair que les enquêtes internationales ne peuvent à elles seules expliquer la qualité du capital humain. Cependant, elles sont une source unique pour une comparaison des systèmes éducatifs, au-delà des simples indicateurs quantitatifs à l'exemple du taux d'achèvement d'un cycle scolaire.

La première base de données est en coupe instantanée et relate la qualité de l'éducation pour 105 pays. Cette base de données sépare la qualité de l'éducation en trois domaines de compétence (mathématiques, sciences, lecture). Elle reflète les disparités en termes de qualité de l'éducation pour un grand nombre de pays, et ce pour l'année la plus récente (entre 1998 et 2005). Ci-

⁵ Pour la signification des sigles, voir la note du Tableau A.1. en annexe.

⁶ Non pas dans l'absolu, mais plus sur un doute sur la parfaite connaissance de la carte scolaire de ces pays et donc l'exacte mesure de la variété qui y existe.

⁷ En effet, que mesurent réellement les enquêtes internationales : les compétences réelles des élèves qu'ils peuvent mettre en oeuvre dans le processus productif ou simplement la vérification de leur aptitude à répliquer les acquis dans le cursus scolaire ?

dessous, nous présentons la méthodologie utilisée pour obtenir la base de données en coupe transversale.

Tout d'abord, nous avons recherché les pays qui avaient participé à au moins deux enquêtes différentes, afin d'obtenir une comparabilité entre les enquêtes. Nous avons toujours choisi les enquêtes de l'IEA comme enquêtes de référence, étant donné que ces enquêtes recouvrent le plus grand nombre de pays, que le niveau économique de ceux-ci est le plus hétérogène et que ces enquêtes sont réputées pour leur qualité d'échantillonnage. Nous présentons ici la méthodologie générale, avec une application aux mathématiques et à l'ajustement entre l'enquête MLA et IEA-TIMSS.

Nous avons utilisé plusieurs enquêtes de l'IEA et non seulement l'enquête TIMSS de 2003. Dans le but d'une meilleure comparabilité avec les autres enquêtes, nous avons décidé de n'utiliser que les données sur la huitième année scolaire pour l'enquête TIMSS déclinée sur trois années (1995, 1999, 2003).

Puis, en reprenant la moyenne arithmétique des pays ayant participé à la fois aux enquêtes 1995 et 2003, nous avons re-calibré les pays qui n'ont participé qu'à l'enquête de 1995, sans participation à celle de 2003 (16 pays dans ce cas). Nous avons effectué la même opération, mais pour, cette fois-ci, les pays qui n'ont participé qu'à l'enquête TIMSS 1999, sans participer à celle de 2003 (5 pays concernés). Ainsi, en recalculant la moyenne pour les 3 pays ayant participé aux enquêtes 1995 et 1999, et en regroupant les données des trois années, un indice des compétences de TIMSS a pu être obtenu pour 64 pays.

Nous avons ensuite mis à une échelle de 0-100 toutes les enquêtes, en supposant que le pays qui avait obtenu le plus grand score aurait un résultat de 100.

Ce résultat nous permettra un recadrage entre les enquêtes.

$$(x_{ij}^{\bar{k}})_{ajusté} = \frac{x_{ij}^{\bar{k}}}{\max(x_{ij}^{\bar{k}})} \times 100 \quad (1)$$

où $x_{ij}^{\bar{k}}$ constitue le résultat ajusté à l'enquête i pour le pays j dans le domaine k . Rappelons que l'indice i regroupe 6 grands groupes d'enquêtes (SACMEQ, MLA, PASEC, LLCE, PISA, IEA). L'indice j regroupe l'ensemble des pays participants aux différentes enquêtes. L'indice k renvoie au domaine de compétence mesuré (mathématiques, sciences, lecture). Ainsi, l'équation (1) montre que le résultat ajusté $(x_{ij}^{\bar{k}})_{ajusté}$ est obtenu en divisant chaque résultat de l'enquête i initial $x_{ij}^{\bar{k}}$ par la valeur maximale de cette enquête $\max(x_{ij}^{\bar{k}})$, multiplié par 100.

A partir de ces indices TIMSS, nous avons tenté de repérer les pays qui avaient participé à TIMSS et à au moins une autre enquête (pays doublons). Toutes les enquêtes comprennent des pays qui ont participé à TIMSS et à une autre enquête au moins. Sauf pour le cas de l'enquête PASEC où aucun pays n'a participé à TIMSS. Ainsi, en effectuant un appariement sur la moyenne des pays ayant participé à deux enquêtes (que nous appellerons "doublons"), nous avons effectué un recadrage de chaque enquête, selon son niveau de « comparabilité », par rapport à l'enquête référence de l'IEA (TIMSS). Cela nous a permis le calcul d'indices de passage d'une enquête donnée à l'enquête de référence.

$$\bar{x}_{i,doublons_n}^{\tilde{k}} = \frac{x_{i,doublons_1}^{\tilde{k}} + x_{i,doublons_2}^{\tilde{k}} + \dots + x_{i,doublons_n}^{\tilde{k}}}{n} \quad (2)$$

L'équation (2) explique l'opération effectuée afin d'obtenir la moyenne des doublons pour chaque enquête que nous notons $\bar{x}_{i,doublons_n}^{\tilde{k}}$. Celle-ci est obtenue en effectuant la moyenne des résultats des pays doublons, c'est-à-dire ceux qui ont participé à la fois à l'enquête de référence IEA et à l'autre enquête que nous désirons ajuster.

L'équation (3) souligne la même opération que nous avons effectuée pour l'enquête de référence IEA :

$$\bar{x}_{IEA,Pays_n}^{\tilde{k}} = \frac{x_{IEA,Pays_1}^{\tilde{k}} + x_{IEA,Pays_2}^{\tilde{k}} + \dots + x_{IEA,Pays_n}^{\tilde{k}}}{n} \quad (3)$$

Nous avons calculé la moyenne des résultats à l'enquête IEA des pays doublons. Par exemple, dans l'équation (4), nous avons effectué la moyenne des pays ayant participé à la fois à l'enquête de référence IEA-TIMSS et à l'enquête d'ajustement numéro 2, à savoir MLA. Nous avons dans ce cas précis 3 pays (Botswana, Maroc et Tunisie).

$$\bar{x}_{2,Pays_3}^M = \frac{x_{2,Botswana}^M + x_{2,Maroc}^M + x_{2,Tunisie}^M}{3} \quad (4)$$

On peut distinguer deux approches en termes d'éducation suivant Aghion et Howitt (1998). L'approche de Lucas (1988) montre qu'il y a deux sources d'accumulation du capital humain : l'éducation et l'apprentissage par la pratique. Il reprend l'analyse de Becker (1964) pour qui la croissance est essentiellement déterminée par l'accumulation du capital humain (en termes de flux). Dans cette approche, une vision "égalitariste" de l'éducation semble se dégager. Ainsi, les inégalités de dispersion de l'éducation dans une population entravent l'apport des compétences acquises par les élèves à la croissance économique. Pour leur part, Nelson et Phelps (1966) montrent que le stock de capital humain est le principal moteur de la croissance et non la différence dans les taux : les écarts de croissance entre les pays sont déterminés par les écarts entre leurs stocks de capital humain et de ce fait, par leurs capacités respectives à engendrer le progrès technique. S'appuyant sur le canal de l'innovation, Nelson et Phelps ont ainsi une vision davantage "inégalitaire" : l'éducation ne doit pas être répartie également sur un territoire. Par là même, les individus les plus éduqués seront plus aptes à innover et engendrer du progrès technique, tandis que ceux qui ont une éducation moins élevée pourront tout aussi apporter leurs compétences au monde professionnel.

Dans leur travail, Hanushek et Kimko (2000) ont pris – sans l'explicitier clairement – le chemin de Lucas en prenant en compte l'effet de dispersion. Ils ont alors réajusté les moyennes par les erreurs types. Cette pondération considère qu'une grande erreur de mesure conduit à une moindre information en matière de performance du pays considéré. Bien que cette méthode permette en partie d'éliminer les éventuels biais d'estimation et qu'elle intègre la variabilité des compétences à l'intérieur des pays, elle suppose que le calcul des erreurs types soit comparable entre les enquêtes et dans le temps. Ainsi, Hanushek et Kimko ont admis dans leur étude que les erreurs types étaient comparables dans le temps. Si ce constat est plutôt acceptable pour une même enquête, il devient impraticable si l'on se réfère à plusieurs enquêtes de nature très différente et pour l'année la plus récente. Cette pondération accentue l'effet de moyenne puisqu'elle élimine partiellement la variabilité d'un résultat. La prise en compte de l'écart-type dans la pondération des moyennes, bien qu'elle apporte une correction dans la variabilité des résultats, est tout aussi difficile à utiliser dans le cas de comparaison entre enquêtes de nature différente. D'un point de vue économique, l'hypothèse d'une pondération par un indicateur de variabilité rejoint l'idée de Lucas (1988) selon laquelle les inégalités de compétences scolaires ont un impact sur la croissance économique. Notre étude s'axe davantage sur l'hypothèse de Nelson et Phelps (1966) qui suppose que les inégalités en matière éducative n'entravent pas la relation éducation-croissance, mais au contraire peuvent la renforcer, au moins dans un premier temps.

Dans une autre étape, nous calculons l'indice de passage d'une enquête i à l'enquête ajustée par rapport à l'enquête de référence de l'IEA. Ce calcul s'effectue en divisant la moyenne de l'enquête de référence $\bar{x}_{IEA, Pays_n}^{\tilde{k}}$ par la moyenne de l'enquête d'ajustement $\bar{x}_{\tilde{i}, doublons_n}^{\tilde{k}}$ (équation 5).

$$Indice_{IEA, \tilde{i}}^{\tilde{k}} = \frac{\bar{x}_{IEA, Pays_n}^{\tilde{k}}}{\bar{x}_{\tilde{i}, doublons_n}^{\tilde{k}}} = \frac{x_{IEA, Pays_1}^{\tilde{k}} + x_{IEA, Pays_2}^{\tilde{k}} + \dots + x_{IEA, Pays_n}^{\tilde{k}}}{x_{\tilde{i}, doublons_1}^{\tilde{k}} + x_{\tilde{i}, doublons_2}^{\tilde{k}} + \dots + x_{\tilde{i}, doublons_n}^{\tilde{k}}} \quad (5)$$

Enfin, nous procédons au calcul des valeurs de l'enquête initiale ajustée par rapport à l'enquête de référence. Celui-ci s'effectue en multipliant le résultat initial du pays j à l'enquête i pour le domaine k $(x_{ij}^{\tilde{k}})_{ajusté}$ par l'indice de référence correspondant, à savoir $Indice_{IEA, \tilde{i}}^{\tilde{k}}$ (équation 6).

$$\hat{x}_{ij}^{\tilde{k}} = (x_{ij}^{\tilde{k}})_{ajusté} \times Indice_{IEA, \tilde{i}}^{\tilde{k}} \quad (6)$$

Une procédure spécifique a été utilisée pour l'enquête PASEC puisqu'aucun des pays participants à celle-ci n'a effectué l'enquête de référence IEA. Afin de contourner ce problème, nous avons dû passer par un ajustement de la même nature au travers de l'enquête MLA. Ainsi, nous avons considéré que l'enquête MLA servait de référence alors que précédemment l'enquête servant de référence était celle de l'IEA.

A la suite de toutes ces procédures, nous avons obtenu la totalité des résultats en mathématiques, pondérés par rapport à l'enquête TIMSS. Puis, à chaque fois que certains pays disposaient des résultats ajustés à plusieurs enquêtes, nous avons effectué la moyenne arithmétique de ces résultats (équation 7).

$$\hat{x}_{\tilde{j}}^{\tilde{k}} = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{x}_{ij}^{\tilde{k}}}{n} \quad (7)$$

Nous avons effectué le même type de procédure en ce qui concerne la mesure des compétences en science et en lecture. Nous ne développerons pas tous les résultats intermédiaires. Pour obtenir des résultats comparables entre chaque domaine de compétence, les scores sont standardisés afin d'obtenir une moyenne de 50 et un écart-type de 10. Les GRAPHIQUES A.1 et A.2 représentent les densités de Kernell avant et après la standardisation

(voir annexe). Afin d'obtenir un indicateur synthétique de la qualité du capital humain, la moyenne arithmétique des scores dans les trois domaines a été effectuée. L'ensemble des données est présenté dans le TABLEAU A.3. en annexe.

La seconde base de données est en forme de panel et s'étend entre 1964 et 2005. Nous procédons à une compilation de l'ensemble des enquêtes relatives à la mesure des acquis des élèves au niveau primaire et secondaire. La méthodologie suivie reprend partiellement celle effectuée en coupe instantanée. Nous avons deux groupes d'enquêtes : celles où les Etats-Unis ont participé (série A) et qui permettent un ancrage avec une enquête spécifique (NAEP) et celles où les Etats-Unis n'ont pas participé (série B) et où nous utilisons principalement la méthode en coupe instantanée. Pour la première série d'enquêtes A, nous utilisons un ancrage sur une enquête américaine NAEP (National Assessment of Educational Progress) comme cela a été fait dans Hanushek et Kimko (2000). Le NAEP a été le principal instrument de mesure des acquis des élèves américains depuis 1969. L'IAEP est l'équivalent international du NAEP. Ainsi, la procédure d'évaluation est basée sur les curriculums américains. A des périodes différentes depuis 1970, les élèves des Etats-Unis âgés de 9, 13 et 17 ans ont été questionnés sur leur acquis en sciences et en mathématiques. Ces tests peuvent donner une mesure de référence absolue pour le niveau des acquis des Etats-Unis. Afin de collecter à la fois les données des enquêtes IEA et IAEP, Hanushek et Kimko (2000) ont utilisé les résultats des Etats-Unis comme doublons. Ils ont ainsi modifié la moyenne des enquêtes de l'IEA afin de l'égaliser avec celles de l'IEAP qui leur étaient les plus proches (en termes d'âge, d'année et de domaine de compétence). A la différence de Hanushek et Kimko, afin d'obtenir des indicateurs comparables avec ceux obtenus du groupe B, nous n'avons pas repondéré les scores par les erreurs de mesure. Pour le deuxième groupe d'enquêtes B – celles où les Etats-Unis n'ont pas participé – nous avons utilisé la méthodologie présentée en coupe instantanée, à la différence que nous ne procédons pas à un ajustement à une échelle de 0 à 100 afin d'avoir des enquêtes comparables avec la série d'enquêtes A. Au final, nous obtenons 56 séries d'enquêtes pour tous les groupes d'âge (9, 10, 13, 14, 15 et dernière année du secondaire). Afin d'avoir des données comparables dans le temps et des variables éducatives correspondantes, nous n'avons pas pris en compte les séries d'enquêtes pour les élèves dans leur dernière année au secondaire et les pré-tests pour l'enquête PASEC, ce qui réduit le nombre d'enquêtes à 42 séries. Dans une dernière étape, étant donné que des séries concernent la même année et le même niveau d'études (primaire ou secondaire), le regroupement de celles-ci conduit au final à 26 séries d'enquêtes. Ces séries, ainsi que les indicateurs statistiques usuels sont présentés dans le TABLEAU A.2.

3. INÉGALITÉS ÉDUCATIVES

3.1. MESURES TRADITIONNELLES DES INÉGALITÉS EN ÉDUCATION

Les indicateurs relatifs à la mesure des inégalités éducatives dans une dimension macroéconomique sont très peu nombreux. Deux groupes d'indicateurs sont disponibles : le premier groupe concerne les travaux récents effectués par l'Unesco afin de mesurer l'évolution des objectifs d'Education pour Tous. Par ce biais, l'Unesco tente de voir dans quelle mesure les actions des États et de la société civile permettent ou non de réduire les inégalités éducatives. Par ailleurs, d'autres auteurs ont créé des indices de Gini de l'éducation ou encore des indicateurs d'écart-type de l'éducation. Ce second groupe d'indicateurs est basé essentiellement sur le nombre d'années scolaires d'une partie de la population. Nous discutons ci-dessous de ces deux groupes d'indicateurs.

En 2003, l'Unesco a créé l'indicateur du développement de l'éducation pour tous (EDI), qui est un indicateur composite de 4 objectifs de l'EPT (Unesco, 2004, 2005, 2006). Les deux objectifs qui ne sont pas intégrés dans l'EDI sont les objectifs 1 et 3. Les indicateurs relatifs à l'objectif 1 (protection et éducation de la petite enfance) ne peuvent être aisément incorporés, car les données nationales ne sont pas assez standardisées et, pour la plupart des pays, elles ne sont pas disponibles. L'objectif 3 (besoins d'apprentissage des jeunes et des adultes), quant à lui, n'a pas été suffisamment défini en vue d'une mesure quantitative.

L'Unesco a construit ainsi un indicateur de suivi pour chacun des objectifs, puis a calculé l'EDI en effectuant la moyenne arithmétique de chacun des indicateurs initiaux. Plus précisément, l'EDI est la moyenne arithmétique de ses quatre dimensions : l'accomplissement du cycle d'éducation primaire pour l'ensemble de la population, l'alphabétisation des adultes, la qualité de l'éducation et les inégalités de genre. Pour chacune de ces dimensions, les indicateurs suivants ont été respectivement utilisés : le taux net de scolarisation total dans l'enseignement primaire, le taux d'alphabétisation des adultes, l'indicateur de genre et le taux de survie en 5^{ème} année de scolarité. L'indicateur de genre – encore appelé Gender Parity Index – est calculé à partir de trois sous-indicateurs de genre : celui concernant le taux brut de scolarisation au primaire, celui relatif au taux brut de scolarisation au secondaire et enfin un indicateur basé sur le taux d'alphabétisation des adultes. Pour chacun de ces sous-indicateurs, le rapport entre la valeur relative à l'un des genres (le plus souvent les femmes) et celle relative à l'autre genre constitue le score obtenu.

Pour un pays donné, la valeur de l'EDI est la moyenne arithmétique des valeurs observées pour chacun de ses éléments constitutifs. Ceux-ci étant tous exprimés sous la forme de

pourcentages, la valeur de l'EDI peut varier de 0 à 100 % ou, lorsqu'elle est exprimée sous forme de rapport, de 0 à 1. Plus la valeur de l'EDI d'un pays est proche de 1, plus ce pays est proche de l'objectif de l'EPT considéré comme un tout.

Le TABLEAU 1.1 présente les indicateurs statistiques usuels concernant l'EDI pour les grandes régions du monde. On constate que l'EDI est le plus élevé pour les pays d'Amérique du Nord et d'Europe continentale (moyenne de 0,981), tandis qu'il est relativement faible pour les pays d'Afrique subsaharienne (0,710). En Afrique subsaharienne, les pays les plus performants sont les Seychelles et l'Île Maurice, tandis que les moins performants sont le Niger et le Tchad. En ce qui concerne les pays d'Amérique du Nord et d'Europe continentale, le pays le plus performant est le Royaume-Uni suivi de la Finlande. Cependant, il faut ici rester assez prudent pour ce groupe de pays, car certains pays n'ont pas d'indicateurs (à l'image des Etats-Unis).

Le second groupe d'indicateurs utilisé est celui qui tente de reproduire pour l'éducation ce qui a été fait pour les inégalités en termes de revenu. Ainsi, ces études calculent le plus souvent un indice de Gini en termes de capital humain. D'autres formes d'indicateurs à l'image des écarts-types sont prises en compte. Trois principales études ont été effectuées dans ce domaine (Checchi, 2000 ; Thomas, Wang et Fan, 2000 ; Castelló et Doménech, 2002).

Thomas, Wang et Fan (2000) utilisent les bases de données de Barro et Lee (1993, 1997, 2001) et les données sur les cycles scolaires issues de Psacharopoulos et Arriagada (1986). Leur base de données comprend des coefficients de Gini pour 85 pays et pour chaque intervalle de 5 ans entre 1960 et 1990.

Checchi (2000) s'appuie comme les autres auteurs sur les bases de données de Barro et Lee. Sa base de données s'étale de 1960 à 1995 et comprend 117 pays. Castelló et Doménech utilisent quant à eux la plus récente base de Barro et Lee (2001). Checchi (2000) utilise l'information relative à l'éducation de la population âgée de 25 ans et plus, tandis que Castelló et Doménech (2002) préfèrent choisir l'information relative à la population âgée de 15 ans et plus. En effet, ces derniers expliquent qu'étant donné que leur base de données est composée essentiellement de pays en développement et que la force de travail est en grande partie âgée de moins de 25 ans, il est préférable d'utiliser les indicateurs relatifs aux personnes âgées de 15 et plus. La base de données de Castelló et Doménech inclut des coefficients de Gini pour 108 pays allant de 1960 à 2000. Etant donné que les indices de Castelló et Doménech sont les plus récents, nous présentons dans le TABLEAU 1.2, la variation de ceux-ci entre les différentes régions du monde. Plus l'indice de Gini est proche de 0, plus le système éducatif est dit égalitaire. Ainsi, les systèmes les plus égalitaires en termes d'éducation semblent être les pays d'Amérique du Nord et d'Europe continentale, suivis de près par les pays d'Europe de l'Est et d'Asie centrale. Les pays les moins

égalitaires sont les pays d'Afrique subsaharienne où l'indice de Gini dépasse 0,5 (contre moins de 0,2 pour les pays d'Amérique du Nord et d'Europe continentale).

Ces deux groupes d'indices mesurent directement ou indirectement les inégalités éducatives au niveau macro-économique. Tandis que l'EDI est davantage un indice basé sur les avancées en termes de projet d'Education pour Tous, les coefficients de Gini mesurent les différences dans la répartition des années de scolarisation. Pour autant, chacun de ces indices semble incomplet : tandis que l'EDI mesure les efforts en matière d'EPT, il ne semble pas directement représenter les inégalités éducatives. Par ailleurs, les coefficients de Gini ne sont basés que sur la distribution des années éducatives au sein de la population et ne prennent pas en compte d'autres formes d'inégalités éducatives (abandon scolaire, redoublement, différence entre les genres, etc.). Dans cette contribution, nous proposons la création d'un autre indicateur, venant en complément de l'EDI et des coefficients de Gini, qui concerne davantage les inégalités éducatives. Cet indice se veut à double dimension, c'est-à-dire capable de prendre en compte les inégalités éducatives mesurées directement à partir de la répartition de la scolarisation au sein de la population (coefficients classiques de Gini) mais aussi d'autres dimensions des inégalités éducatives.

La section suivante présente la méthodologie utilisée pour construire le nouvel indicateur d'inégalités du capital humain.

3.2. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Cette section décrit la méthodologie suivie afin d'obtenir les indicateurs d'inégalités du capital humain. Cette présente étude se veut la continuation de nos précédents travaux concernant la qualité du capital humain (Altinok, 2006 ; Altinok et Murseli, 2007). Les indicateurs sont calculés à partir de deux sous-indicateurs. Le premier concerne les coefficients de Gini du capital humain calculés par Castelló et Doménech (2002). Le second concerne un indicateur calculé à partir de quatre dimensions potentielles des inégalités éducatives (redoublement au niveau primaire, taux d'abandon scolaire au niveau primaire, différences dans les années de scolarisation entre genres et part de la population sans éducation).

Le premier sous-indicateur concerne les coefficients de Gini construits par Castelló et Doménech (2002). Nous avons suivi la même méthodologie. En nous basant sur les données de Barro et Lee (2001), nous avons calculé des coefficients de Gini. Il y a différentes manières de calculer un coefficient de Gini. Etant donné que la base de données de Barro et Lee (2001) donne des informations sur le nombre moyen d'années scolaires et sur les taux de scolarisation par niveaux, le coefficient Gini du capital humain G^h peut se calculer comme suit :

$$G^h = \frac{1}{2\bar{H}} \sum_{i=0}^3 \sum_{j=0}^3 |\hat{x}_i - \hat{x}_j| \times n_i n_j \quad (8)$$

où \bar{H} est le nombre moyen d'années scolaires de la population âgée de 15 ans ou plus, i et j sont les différents niveaux scolaires, n_i et n_j sont les parts de la population avec un certain niveau d'éducation, et \hat{x}_i et \hat{x}_j sont les nombres moyens d'années scolaires cumulées pour chaque niveau scolaire.

Suivant les définitions de Barro et Lee (2001), nous considérons quatre niveaux scolaires : sans éducation (0), primaire (1), secondaire (2) et niveau supérieur (3).

En définissant x_i comme le nombre moyen d'années scolaires pour chaque niveau i , on observe que :

$$\hat{x}_0 \equiv x_0 = 0, \quad \hat{x}_1 \equiv x_1, \quad \hat{x}_2 \equiv x_1 + x_2, \quad \hat{x}_3 \equiv x_1 + x_2 + x_3. \quad (9)$$

En développant l'expression (7) et en utilisant l'expression (8), le coefficient de Gini peut être calculé comme suit :

$$G^h = n_0 + \frac{n_1 x_2 (n_2 + n_3) + n_3 x_3 (n_1 + n_2)}{n_1 x_1 + n_2 (x_1 + x_2) + n_3 (x_1 + x_2 + x_3)} \quad (10)$$

Le second groupe d'indicateurs d'inégalités – que nous appelons l'indicateur de Variation – est basé sur d'autres dimensions non directement prises en compte par le coefficient de Gini évoqué. Ne pas prendre en compte ces inégalités peut conférer à un pays d'être égalitaire, alors qu'il subsiste encore certaines formes d'inégalités éducatives. Ce second groupe d'indicateurs est basé sur 4 variables potentiellement sources d'inégalités. La première d'entre elles concerne le taux d'abandon scolaire (v_1). Le coefficient de Gini ne mesure pas cette dimension d'inégalité ; or il semble clair que l'abandon scolaire touche davantage les populations fragilisées. Le deuxième indicateur concerne le pourcentage d'enfants n'accédant pas à l'école (v_2). Bien que le coefficient de Gini le prenne indirectement en compte, il semble utile de le distinguer également dans ce second groupe. Effectivement, le problème du nonaccès à l'éducation semble plus important que la seule répartition entre les différents niveaux scolaires. Par ailleurs, cette dimension représente l'objectif principal de la Conférence de Dakar sur l'Education pour Tous. Le troisième indicateur est le taux de redoublement au niveau primaire (v_3). Celui-ci touche principalement les

populations les plus pauvres et peut être considéré comme un facteur d'inefficience éducative (Unesco, 2006). Comme celle-ci est à la source d'une inégalité, il semble primordial de l'inclure dans ce second groupe. Enfin, un indicateur de genre est également pris en compte (v_4). Il s'agit de la différence absolue entre les hommes et les femmes âgés de 15 ans ou plus en termes d'années moyennes de scolarisation. Bien que très souvent, ce soient les femmes qui subissent ces inégalités, nous considérons également le cas contraire en calculant une valeur absolue. Les dimensions relatives à la non scolarisation et au genre sont calculées à partir des bases de Barro et Lee (2001), tandis que les deux autres variables sont calculées à partir de Barro et Lee (1996) et actualisées à partir de Unesco (2004, 2005, 2006).

L'indicateur de variation peut se calculer comme suit :

$$V^h = \frac{1}{4} \left(\frac{v_1}{100} + \frac{v_2}{100} + \frac{v_3}{50} + \frac{v_4}{4} \right) \quad (11)$$

Comme le taux de redoublement peut atteindre 50 % pour certains pays, le ratio est rapporté à 50 au lieu de 100. Par ailleurs, comme la différence maximale d'années d'études entre genres est de 4 années, celle-ci est rapportée à 4.

Parfois, nous ne disposons que de trois indicateurs pour un pays, ce qui nous empêche de calculer l'indicateur de Variation. Afin de pallier ce manque, nous procédons à une prédiction de V_{adj}^h à partir des trois autres dimensions disponibles.

Dans une dernière étape, afin d'avoir un indicateur synthétique, nous procédons à la combinaison entre les deux sous-groupes d'indicateurs G^h et V_{adj}^h . Comme l'indicateur V_{adj}^h regroupe 4 différentes composantes et que G^h n'en regroupe qu'une seule, une pondération est effectuée afin d'équilibrer le poids de chacune des composantes.

On a alors :

$$I^h = \frac{1}{5} (G^h + 4 \times V_{adj}^h) \quad (12)$$

De façon identique à V_{adj}^h , nous procédons à une prédiction de I^h à partir d'au moins G^h ou V_{adj}^h . Les indicateurs d'inégalités éducatives pour l'année 2000 sont présents dans la dernière colonne du TABLEAU A.3. en annexe. Par ailleurs, le GRAPHIQUE A.3. montre les densités de Kernell des indicateurs entre 1960 et 2000 (avec un intervalle de dix années).

4. ÉLÉMENTS DE STATISTIQUE DESCRIPTIVE

Cette section a pour objectif de procéder à une analyse statistique des indicateurs construits dans ce chapitre. En premier lieu, nous analysons la distribution de la qualité de l'éducation. Cette présentation est suivie d'une analyse des inégalités éducatives. Enfin, nous confrontons la qualité et l'inégalité éducative.

4.1. QUALITÉ DE L'ÉDUCATION

Cette section dresse les indicateurs statistiques usuels concernant les indicateurs qualitatifs du capital humain (QIHC) et procède à des comparaisons statistiques avec des variables éducatives. Nous utilisons dans cette section les éléments de la base de données en coupe transversale : les QIHC concernent alors les indices de qualité les plus récents dont nous disposons. Les indicateurs qualitatifs du capital humain obtenus ont été regroupés dans un même indice, en effectuant la moyenne arithmétique des résultats dans les trois domaines (lorsqu'ils sont disponibles) : nous obtenons alors les QIHC.

En premier lieu, nous dressons les indices d'analyse usuels pour chacune d'entre elles (TABLEAU 1.3). Comme souligné plus haut, les scores ont été standardisés afin d'obtenir une moyenne de 50 et un écart-type de 10. La variable QIHC n'a pas exactement une moyenne de 50 et un écart-type de 10 étant donné que nous calculons la moyenne arithmétique entre les trois autres indicateurs et que le nombre d'observations varie selon les domaines de compétence utilisés.

Dans un deuxième temps, la corrélation entre les différentes mesures des compétences est présentée dans le TABLEAU 1.4. Les résultats laissent supposer une corrélation positive entre les IQCH en mathématiques, sciences et lecture : ainsi, plus un pays a un niveau de compétences élevé en mathématiques, plus ses niveaux de compétence en lecture et en sciences seront élevés (les coefficients de corrélation sont de 0,90 entre les mathématiques et les sciences et 0,95 entre les mathématiques et la lecture). Remarquons que le modèle reliant la lecture aux mathématiques est plus explicatif que celui qui relie ces dernières aux sciences, ce qui peut en partie s'expliquer par la différence du nombre d'observations dans chacun des tests (88 observations en mathématiques contre 79 pour sciences).

Le TABLEAU 1.5 présente la variation de la qualité de l'éducation selon les grandes régions du monde. Nous avons repris le découpage effectué par la Banque mondiale. On constate de fortes disparités entre ces régions : globalement, les régions les plus dotées en qualité de l'éducation sont

les pays d'Amérique du Nord, d'Europe et ceux de l'Asie de l'Est et du Pacifique (moyenne respective de 57,48 et 56,76). Dans une position intermédiaire, les pays d'Amérique latine, du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord ont des résultats avoisinant 45 % de réussite aux tests internationaux. L'Afrique subsaharienne obtient les moins bons résultats avec une moyenne de 36 % de réussite. Le pays de ce continent qui a obtenu le maximum aux tests (c'est-à-dire Madagascar) réalise ainsi environ le même score que le pays ayant obtenu le score le plus bas dans les pays de l'Asie de l'Est et Pacifique (c'est-à-dire les Philippines).

Le TABLEAU 1.6 indique la variation de la qualité de l'éducation selon le niveau économique des pays. De façon similaire au découpage par régions, nous avons repris le découpage selon la Banque mondiale. On constate une forte disparité selon ce critère : plus le pays est doté d'un revenu élevé, plus son score le sera également. Ainsi, toute chose étant égale par ailleurs, les pays à revenu faible (PRF) ont des scores 11 points de pourcentage inférieurs à ceux des pays à revenu intermédiaire (PRI) et inférieurs d'environ 20 points de pourcentage par rapport aux pays à revenu élevé (PRE). Les disparités de qualité du capital humain suivent ainsi les disparités au niveau économique. Il est intéressant de noter que les disparités à l'intérieur de ces groupes de pays sont plus fortes pour des pays à revenu faible ou intermédiaire que pour les pays à revenu élevé. Ces disparités peuvent être mesurées par l'écart-type. Par là même, les disparités de capital humain augmenteraient tout d'abord avec le niveau économique (l'écart-type passe de 6,65 à 7,42) pour ensuite connaître une homogénéisation assez forte lorsque le niveau économique des pays est élevé (passant de 7,42 à 4,07).

Dans le TABLEAU 1.7, on s'intéresse au cas des pays les plus performants et à ceux les moins performants selon les grandes régions. En Afrique subsaharienne, on ne trouve pas de distinction selon la langue officielle quant à la place des pays les plus performants (Madagascar, Cameroun, Île Maurice). La Mauritanie et le Sénégal se révèlent être les pays les moins performants dans ce continent. Concernant l'Asie du Sud et de l'Est, on retrouve dans les pays ayant un fort niveau de qualité des systèmes éducatifs les "tigres asiatiques" (Taiwan, Singapour, Corée du Sud, Hong-Kong), ce qui pourrait notamment expliquer leur forte croissance. Les résultats élevés de certains pays de l'Europe de l'Est (Estonie, République Tchèque) peuvent notamment expliquer leur niveau élevé dans les technologies et leur rapport au savoir, leur permettant un rattrapage rapide des pays de l'Europe continentale. Enfin, les résultats concernant l'Amérique du Nord et l'Europe continentale rejoignent ceux de PISA2003 en observant une présence des pays nordiques (Finlande, Pays-Bas) dans les pays les plus performants. La bonne performance du Liechtenstein rejoint logiquement les résultats de ce pays aux enquêtes de l'OCDE. La République de Chypre

ainsi que la Belgique francophone ont les taux de performance les plus faibles dans le continent européen. Ci-dessous, nous analysons l'indicateur relatif aux inégalités en éducation.

4.2. INÉGALITÉS ÉDUCATIVES

Cette section apporte des éléments d'analyse statistique des indicateurs sur les inégalités de capital humain. Notre base de données inclut environ 100 pays entre 1960 et 2000, pour un total de 925 observations. On pourra retrouver dans Altinok (2007) une analyse de statistiques descriptives des indicateurs d'inégalités éducatives.

Le TABLEAU 1.8 présente les indicateurs usuels pour l'indicateur d'inégalités de capital humain. Comme pour les précédentes bases de données, tous les pays ont été classés en sept différents groupes. De façon identique, on constate que les inégalités du capital humain sont plus importantes en Afrique subsaharienne et en Asie du Sud. Les régions les moins inégalitaires restent les pays d'Amérique du Nord et d'Europe continentale. Le classement des pays par grandes régions fait apparaître que ce sont principalement les pays nordiques qui sont les moins inégalitaires en termes de capital humain pour les pays d'Amérique du Nord et d'Europe continentale. Les pays les plus inégalitaires pour cette même région semblent être principalement la Grèce, le Portugal et la Belgique.

Le TABLEAU 1.9 décrit l'évolution générale des inégalités pour l'échantillon complet. De façon tendancielle, le niveau d'inégalité en éducation se réduit entre 1960 et 2000 : il passe de 49,92 à 35,89. Il est à noter que le nombre de pays pour lesquels nous disposons de données a tendance à augmenter au fur et à mesure des années (il passe de 96 à 105 pays). L'écart-type de l'indice d'inégalités éducatives a tendance à diminuer malgré l'inclusion de nouveaux pays. Ceci témoigne d'une forme d'homogénéisation internationale des inégalités éducatives. Le GRAPHIQUE 1.1 fait apparaître l'évolution des inégalités de capital humain dans les différentes régions. Depuis 1960, les inégalités ont tendance à baisser pour l'ensemble des régions. Pour autant, malgré cette tendance générale, les inégalités restent à un niveau très important dans les pays d'Asie du Sud et d'Afrique subsaharienne. La région qui parvient à réduire de manière importante les inégalités est celle regroupant les pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord, où l'indicateur d'inégalités passe de 0,65 à 0,35 entre 1960 et 2000.

Dans le TABLEAU 1.10, nous présentons un classement des pays selon leur performance en matière d'inégalités éducatives dans chaque région. Le pays le plus égalitaire en Afrique subsaharienne est l'Île Maurice, tandis que les deux pays les plus inégalitaires dans ce continent

semblent être le Mali et le Bénin. En ce qui concerne les pays d'Amérique latine et des Caraïbes, le Chili et l'Argentine arrivent en tête, avec la République Dominicaine et le Brésil qui sont les pays les plus inégalitaires dans la région. La Suède et l'Irlande semblent être les plus égalitaires en Europe continentale. A l'inverse, la Grèce et le Portugal ont les niveaux d'inégalité les plus élevés.

Le GRAPHIQUE 1.2 souligne les différences entre le coefficient de Gini du capital humain et l'indicateur d'inégalités du capital humain en 2000. Nous observons une assez forte corrélation entre les deux indicateurs : le coefficient de corrélation est égal à 0,92. Le GRAPHIQUE 3 restreint cette relation aux seuls pays à revenu élevé. Le niveau de corrélation chute légèrement : le coefficient de corrélation passe ainsi à 0,72. Malgré la forte corrélation entre les deux indicateurs, certaines différences subsistent : ainsi, tandis que la France et la Grèce ont approximativement le même coefficient de Gini (environ 0,24), l'ajustement fait par les autres dimensions inégalitaires fait apparaître pratiquement le double en terme d'inégalités pour la Grèce que la France (0,26 pour la Grèce contre seulement 0,13 pour la France). Ainsi, la prise en compte d'autres dimensions des inégalités du capital humain peut permettre de mieux mesurer les inégalités.

Une comparaison entre l'indicateur d'inégalités du capital humain et le coefficient de Gini du revenu laisserait supposer *a priori* une corrélation positive. Or, comme on peut le voir dans le GRAPHIQUE 1.4, cette corrélation est inexistante. Nos résultats confirment ceux de Castelló et Doménech (2002). Il reste à souligner que de tels graphiques peuvent cacher la possibilité de variables omises. Par conséquent, une étude plus approfondie, par le biais de modèles économétriques, pourrait permettre d'avoir des relations plus solides (néanmoins, nous nous restreindrons ici à cette première analyse, étant donné que notre problématique concerne davantage la mesure des inégalités éducatives).

Le GRAPHIQUE 1.5 procède à une comparaison entre les indicateurs de qualité et ceux d'inégalité de l'éducation. Pour ce faire, nous utilisons les indicateurs construits dans ce chapitre. Afin de simplifier l'analyse, seuls sont pris en compte les indicateurs d'inégalités éducatives pour l'année 2000. La base de données en coupe transversale est utilisée pour l'indicateur qualitatif du capital humain. La relation entre ces deux types d'indicateurs est négative : le coefficient de corrélation est égal à -0,77. Cela peut s'interpréter comme le fait que plus un pays augmente la qualité de son système éducatif, plus les inégalités se réduisent. La relation n'est probablement pas à sens unique et une double relation de causalité est possible : la réduction des inégalités éducatives permet au système éducatif d'améliorer son niveau de qualité. Comme précédemment, il est intéressant de se focaliser uniquement sur les pays à revenu élevé. Le GRAPHIQUE 1.6 montre cette relation. Même si le coefficient de corrélation reste négatif, son amplitude est

nettement diminuée : il passe ainsi de -0,77 à -0,38. Certains pays possèdent le même niveau d'inégalité mais divergent fortement en termes de qualité de l'éducation (à l'exemple du Portugal et de la Belgique francophone). La relation de causalité n'est pas claire et une analyse économétrique plus approfondie est nécessaire (celle-ci est effectuée dans le chapitre 3).

5. CONCLUSION

A travers toutes les explications de la croissance économique des pays, une de celles qui est le plus souvent acceptée est le niveau de capital humain. Cette évidence a toutefois rencontré de nombreuses incohérences dans la littérature existante. Les approches macro-économiques les plus robustes apportent ainsi des contradictions dans la relation éducation-croissance. Pritchett (2001) montre en effet que très souvent l'impact de l'éducation sur la croissance est négatif et de manière significative. Pour autant, la plupart des études ont ignoré le caractère qualitatif du capital humain, en ne s'appuyant que sur des indicateurs purement quantitatifs.

Or, la prise en compte des enquêtes nationales ou internationales sur les acquis des élèves peut permettre de combler ce manque de mesure qualitative. Hanushek et Kimko (2000), Barro (2001) et Schoellman (2006) ont notamment pris ce chemin qualitatif, mais sans exploiter l'ensemble des enquêtes internationales et pour un échantillon très réduit de pays. Dans ce travail de recherche, nous avons utilisé une méthode qui nous a permis d'avoir des indicateurs qualitatifs du capital humain (QIHC) pour environ 105 pays, et pour chaque domaine de compétence (mathématique, sciences, lecture).

Deux bases de données sur la qualité de l'éducation sont obtenues : l'une en coupe transversale qui relate la qualité de l'éducation pour 105 pays et pour l'année la plus récente ; et l'autre en panel allant de 1965 à 2005.

Nous avons également souligné l'importance des inégalités en éducation. Pour ce faire, nous avons proposé la construction d'un nouvel indicateur venant en complément des indicateurs existants. L'indicateur le plus célèbre est l'indice de Gini construit notamment par Castelló et Doménech (2002). Néanmoins, nous avons montré que cet indicateur ne prenait pas en compte toutes les dimensions des inégalités en éducation. En tentant d'inclure quatre dimensions supplémentaires (les inégalités entre hommes et femmes, les taux d'abandon scolaire, la proportion des enfants n'accédant pas à l'école ainsi que le niveau de redoublement dans chaque pays). Après l'inclusion de ces dimensions dans l'indice de Gini, nous obtenons un indicateur d'inégalités éducatives (Inedu).

Après avoir décliné la méthodologie de construction de nos indicateurs, il a été question d'analyser les corrélations entre ceux-ci et d'autres indicateurs relatifs à la qualité de l'éducation. Il

en ressort une assez forte corrélation entre nos indicateurs et ceux de Hanushek et Kimko (2000) ainsi que ceux de Schoellman (2006). Néanmoins, des divergences subsistent pour certains pays : tandis que les précédentes mesures de la qualité de l'éducation considèrent que la qualité de l'éducation est semblable pour certains pays, nous montrons qu'elle diffère fortement. La non prise en compte des récentes enquêtes internationales sur les acquis des élèves permet en partie d'expliquer ces divergences.

La comparaison entre nos indicateurs d'inégalités éducatives et l'indice de Gini de l'éducation souligne également des différences significatives, surtout entre pays de même niveau de revenu. Par exemple, tandis que la France et la Grèce ont le même coefficient de Gini, l'indicateur d'inégalités éducatives que nous construisons montre des divergences fortes entre ces deux pays.

Enfin, la comparaison entre qualité et inégalité de l'éducation laisse présager une relation négative : l'augmentation de la qualité des systèmes éducatifs permettrait de diminuer le niveau des inégalités. Cependant, la relation de causalité peut être à double sens : une réduction des inégalités peut permettre d'améliorer la qualité de l'éducation.

La principale conclusion à apporter est donc la nécessité de privilégier une mesure de la qualité de l'éducation basée sur les enquêtes internationales sur les acquis des élèves, plus que d'autres mesures qui ne permettent pas de prendre en compte la réelle dimension qualitative de l'éducation. Avec les nouvelles enquêtes PISA 2006 et TIMSS 2007 qui seront disponibles très prochainement, il sera possible d'avoir d'amples informations relatives à la qualité de l'éducation.

Ce premier chapitre a permis d'avoir des indicateurs alternatifs de la qualité de l'éducation. A partir de ce point, nous pouvons nous demander dans quelle mesure ces indicateurs peuvent permettre de mieux comprendre la relation entre l'éducation et la croissance économique. La prise en compte de la dimension qualitative de l'éducation apporte-t-elle une meilleure explication à la croissance économique des pays ?

BIBLIOGRAPHIE

Altinok, N. (2006), "Bases de données internationales sur l'éducation (1964-2005)", *Economies et Sociétés*, Série AF nouvelle, n°35, p.1053-1088.

Altinok, N. (2007), "Données internationales sur les inégalités éducatives", in P. Batifoulier, A. Ghirardello, G. de Larquier et D. Remillon (2007), Approche institutionnalistes des inégalités en économie sociale, Editions l'Harmattan, tome 1, Editions l'Harmattan, p.107-119.

Altinok, N., Murseli, H., (2007), "International Database on Human Capital Quality". *Economics Letters*, 96(2), p.237-244.

Aghion, P., Howitt, P. (1998), *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, Cambridge.

Barro, R.J., Lee, J.-W. (1993), "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, 32(3), p.363-394.

Barro, R.J., Lee, J.-W. (1997), "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 86(2), p.218-223.

Barro, R.J., Lee, J.W. (2001), "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications", *Oxford Economic Papers*, 3, p.541-563.

Barro, R.J. (2001), "Education and Economic Growth", in Helliwell, J.F. (ed.), *The Contribution of Human and Social Capital to Sustained Economic Growth and Well-Being*, OECD, chapter 3, p.14-41.

Castelló, A., Doménech, R. (2002), "Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence", *The Economic Journal*, 112, p.187-200.

Cecchi, D. (2000), "Does educational achievement help to explain income inequality?", Papers 208, World Institute for Development Economics Research - Research Paper.

Chinapah, V. et al. (2000), *With Africa for Africa. Toward quality education for all*, Human Sciences Research Council. Téléchargeable à l'adresse : http://www.eric.ed.gov/ERICWebPortal/custom/portlets/recordDetails/detailmini.jsp?_nfpb=true&_ERICExtSearch_SearchValue_0=ED444931&_ERICExtSearch_SearchType_0=eric_accno&accno=ED444931 (29/08/2007).

Chinapah, V. (2003), "Monitoring Learning Achievement (MLA) Project in Africa", *ADEA Biennial Meeting 2003*, Grand Baie, Maurice, décembre 3-6.

Coombs, P.H. (1985), *The World Crises in Education: The View from the Eighties*, Oxford: Oxford University Press.

CONFEMEN. (2004), "Les enseignants contractuels et la qualité de l'enseignement de base I au Niger : Quel bilan ?", PASEC, Dakar. Téléchargeable à l'adresse : <http://www.confemen.org/spip.php?article232> (29/08/2007).

Hanushek, E.A., Kimko, D.D. (2000), "Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations", *American Economic Review*, 90(5), p.1184-1208.

Harmon, M., Smith, T.A., Martin, M.O., Kelly, D.L., Beaton, A.E., Mullis, I.V.S., Gonzales, E.J., Orpwood, G. (1997), *Performance Assessment in IEA's Third International Mathematics and Science Study (TIMSS)*, Boston College.

Lee, J.W., Barro, R.J. (2001), "Schooling Quality in a Cross Section of Countries", *Economica*, 38(272), p.465-488.

LLECE – Latin American Educational Quality Assessment Laboratory. (1998), "First International Comparative Study of Language, Mathematics, and Associated Factors in Third and Fourth Grades", Unesco-Santiago.

LLECE – Latin American Educational Quality Assessment Laboratory. (2002), "First International Comparative Study of Language, Mathematics, and Associated Factors in Third and Fourth Grades. Second Report", Unesco-Santiago.

Martin, O.M., Mullis, I.V.S., Gonzalez, E.J., Gregory, K.D., Garden, R.A., O'Connor, K., Chrostowski, S.J., Smith, T.A. (2000), *TIMSS 1999 International Science Report*, Boston College.

Mullis, I.V.S., Martin, M.O., Gonzalez, E.J., Gregory, K.D., Garden, R.A., O'Connor, K., Chrostowski, S.J., Smith, T.A. (2000), *TIMSS 1999 International Mathematics Report*, Boston College.

Mullis, I.V.S., Martin, M.O., Gonzalez, E.J., Kennedy, A.M. (2003), *PIRLS 2001 International Report*, Boston College.

Mullis, I.V.S., Martin, M.O., Gonzales, E.J., Chrostowski, S.J. (2004), *TIMSS 2003 International Mathematics Report*, Boston College.

Martin M.O., Mullis, I.V.S., Gonzales, E.J., Chrostowski, S.J. (2004), *TIMSS 2003 International Science Report*, Boston College.

Pôle de Dakar (2007), "Les acquisitions scolaires et la production d'alphabétisation de l'école primaire en Afrique : approches comparatives", *Les Notes du Pôle de Dakar*, note théma n°2, Avril.

Pritchett, L. (2001), "Where has all the education gone?", *World Bank Economic Review*, 15, p.367-391.

Psacharopoulos G., Arriagada, A.M. (1986), "The educational attainment of the labor force: an international comparison", mimeo, The World Bank.

Schoellmann, T. (2006), "The causes and consequences of cross-country differences in schooling achievement", Working paper, Stanford University, Mimeo.

Thomas, V., Wang, Y., Fan, X. (2000), "Measuring education inequality: Gini coefficients of education", mimeo, The World Bank.

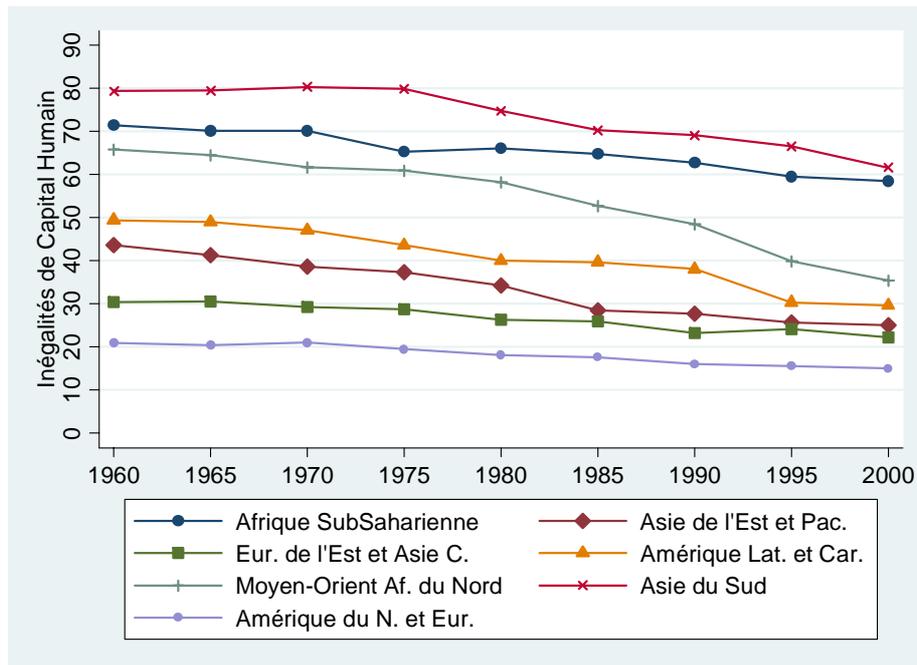
Unesco (2003), *Education for All Monitoring Report: Gender and Education for All*, Paris.

Unesco (2005), *Education for All Global Monitoring Report 2006: Literacy for Life*, Paris.

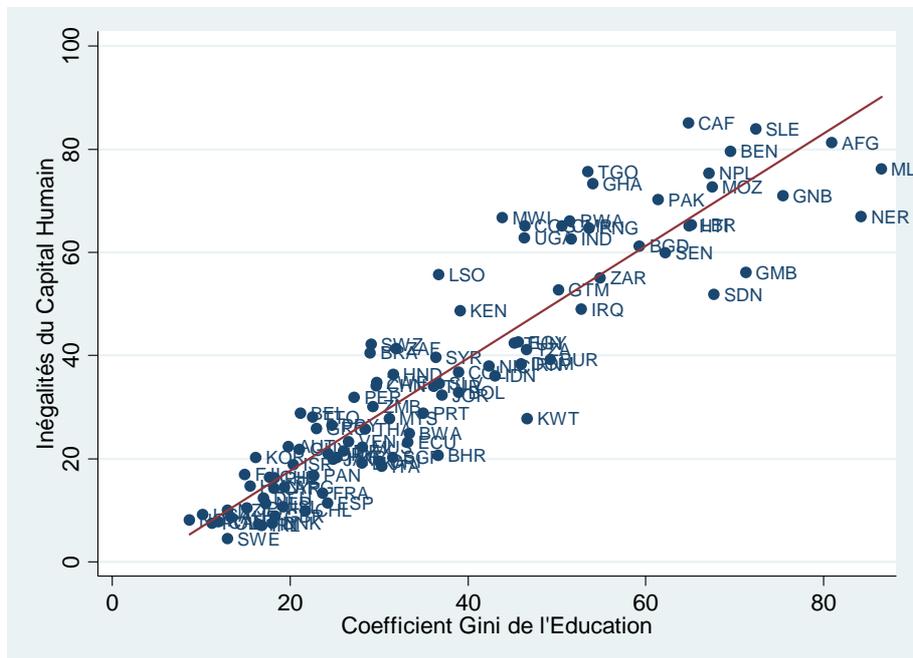
Unesco (2006), *Education for All Global Monitoring Report 2007: Strong Foundations*, Paris.

World Bank (1995), *Priorities and Strategies for Education*, Washington D.C.: the World Bank, Washington.

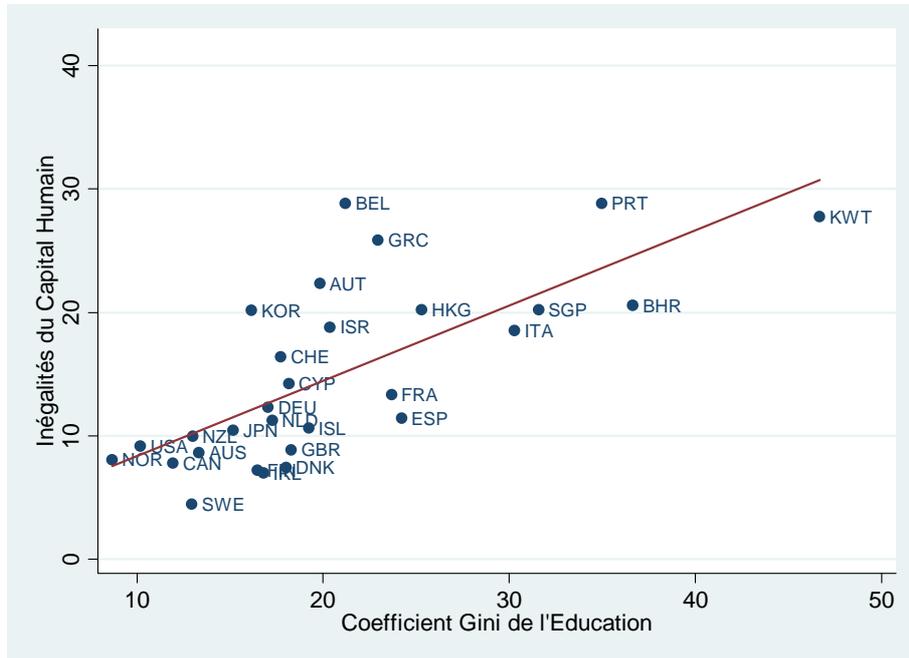
GRAPHIQUE 1.1
ÉVOLUTION DES INÉGALITÉS DU CAPITAL HUMAIN PAR RÉGIONS (1960-2000)



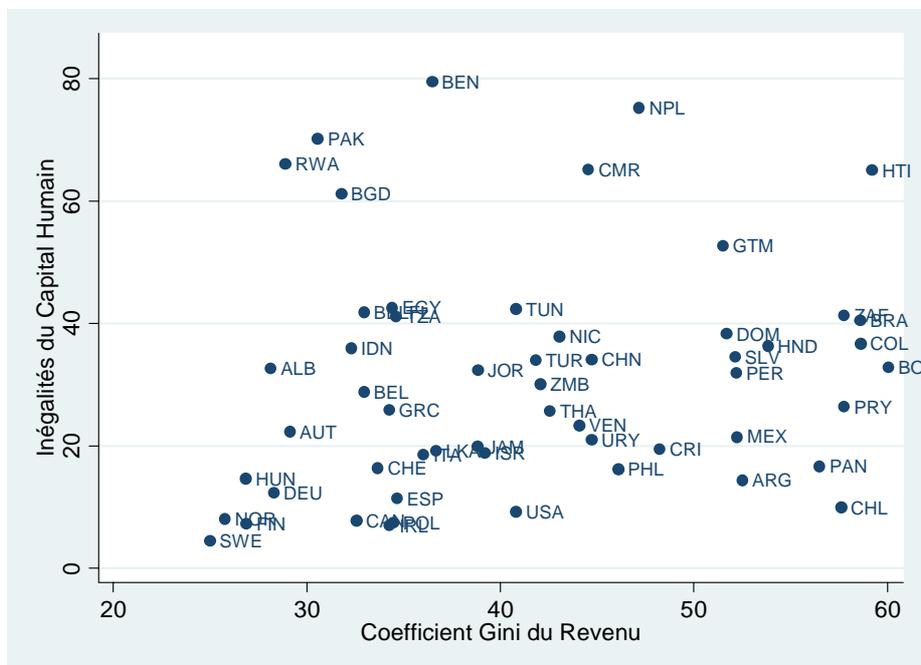
GRAPHIQUE 1.2
COEFFICIENT DE GINI ET INÉGALITES DU CAPITAL HUMAIN
($r=0,92$; 102 PAYS)



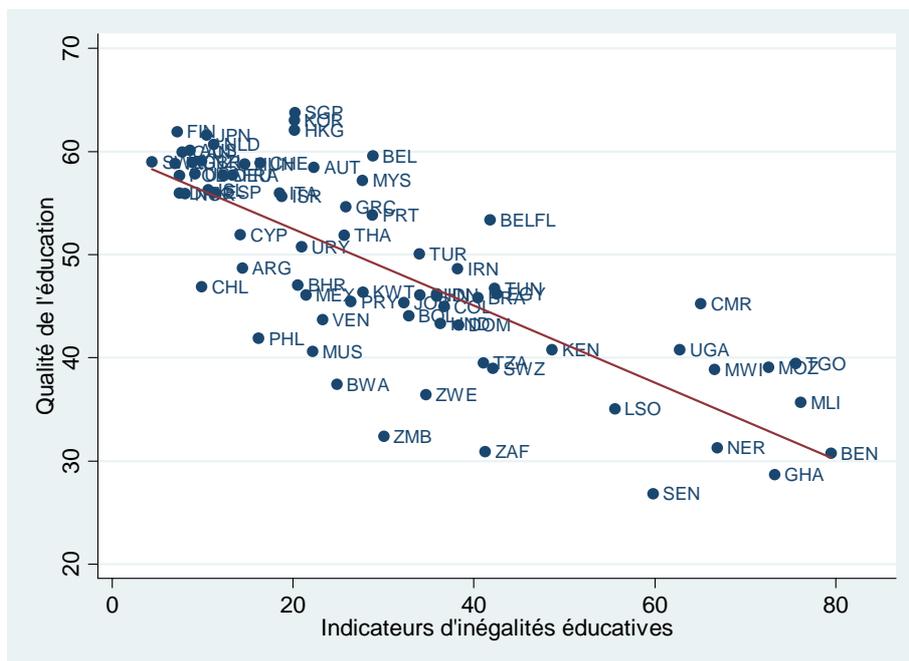
GRAPHIQUE 1.3
**COEFFICIENT DE GINI ET INÉGALITÉS DU CAPITAL HUMAIN,
 PAYS A REVENU ÉLEVÉ ($r=0,72$; 29 PAYS)**



GRAPHIQUE 1.4
**COEFFICIENT DE GINI DU REVENU ET INÉGALITÉS DU CAPITAL HUMAIN
 ($r=0,17$; 55 PAYS)**



GRAPHIQUE 1.5
QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET INDICATEUR D'INÉGALITÉS ÉDUCATIVES
2000, ($r=-0,77$; 72 PAYS)



GRAPHIQUE 1.6
QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET INDICATEUR D'INÉGALITÉS ÉDUCATIVES
2000, PAYS A REVENU ÉLEVÉ ($r=-0,38$; 30 PAYS)

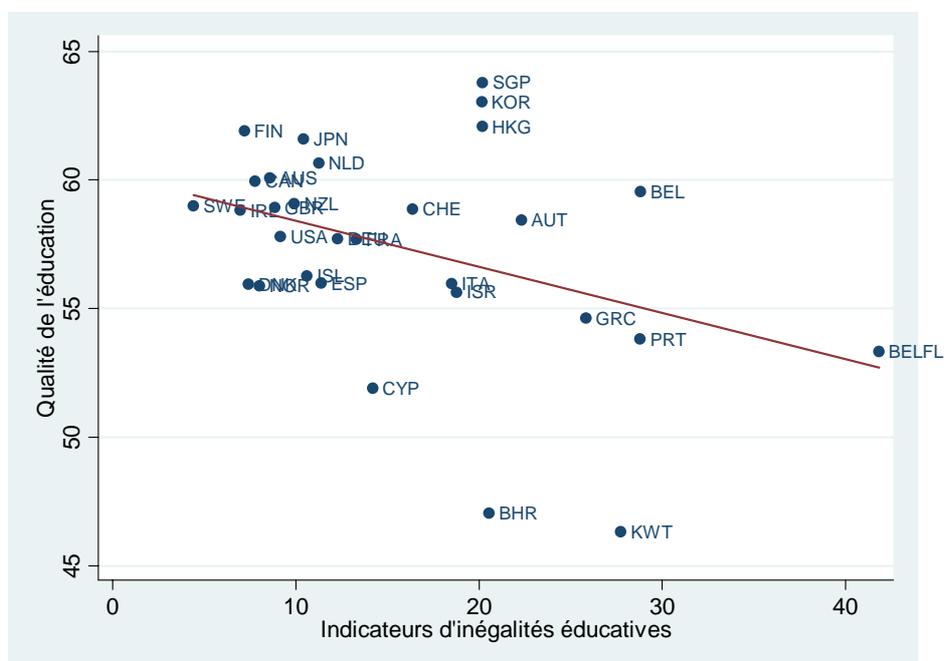


TABLEAU 1.1
L'INDICATEUR DE DÉVELOPPEMENT DE L'ÉDUCATION DE L'UNESCO

<i>Région</i>	<i>Pays</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
Afrique Subsaharienne	28	0,710	0,138	0,428	0,962
Asie de l'Est et Pacifique	12	0,902	0,075	0,741	0,988
Europe de l'Est et Asie Centrale	22	0,968	0,025	0,889	0,994
Amérique Latine et Caraïbes	20	0,911	0,051	0,811	0,981
Moyen-Orient et Afr. Du Nord	16	0,866	0,103	0,642	0,984
Asie du Sud	3	0,726	0,061	0,668	0,789
Am. du Nord et Europe cont.	19	0,981	0,015	0,942	0,994
Total	120	0,874	0,132	0,428	0,994

Source : Unesco (2006)

TABLEAU 1.2
COEFFICIENT DE GINI DU CAPITAL HUMAIN

<i>Région</i>	<i>Pays</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
Afrique Subsaharienne	28	0,533	0,174	0,281	0,865
Asie de l'Est et Pacifique	14	0,274	0,135	0,130	0,536
Europe de l'Est et Asie Centrale	3	0,210	0,133	0,112	0,362
Amérique Latine et Caraïbes	22	0,320	0,113	0,194	0,649
Moyen-Orient et Afr. Du Nord	9	0,408	0,095	0,204	0,528
Asie du Sud	6	0,581	0,176	0,281	0,809
Am. Du Nord et Europe cont.	20	0,190	0,063	0,868	0,350
Total	102	0,366	0,189	0,087	0,865

Source : Castelló et Doménech (2002)

TABLEAU 1.3.
ANALYSE STATISTIQUE GÉNÉRALE DE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION

<i>Variable</i>	<i>Observations</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
QIHC	105	49,16	9,75	23,65	65,05
QIHC-Mathématiques	104	50	10	21,58	68,22
QIHC-Sciences	79	50	10	20,46	64,80
QIHC-Lecture	89	50	10	25,71	63,12

TABLEAU 1.4
MATRICE DE CORRÉLATION DES INDICATEURS DE QUALITÉ DU CAPITAL HUMAIN

	<i>QIHC</i>	<i>QIHC-M</i>	<i>QIHC-S</i>	<i>QIHC-L</i>
QIHC	1 (105)			
QIHC-M	0,98 (104)	1 (104)		
QIHC-S	0,96 (79)	0,90 (79)	1 (79)	
QIHC-L	0,97 (89)	0,95 (88)	0,85 (64)	1 (89)

Note : QIHC = indicateurs qualitatifs de l'éducation ; QIHC -M = indicateur qualitatif du capital humain en mathématiques ; QIHC -S : indicateur qualitatif du capital humain en sciences ; QIHC -L : indicateur qualitatif du capital humain en lecture.

TABLEAU 1.5
VARIATION DE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION SELON LES RÉGIONS DU MONDE

	<i>Pays</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
Afrique subsaharienne (ASS)	27	36,53	5,33	23,65	45,49
Asie de l'Est et Pacifique (AEP)	13	56,76	7,70	41,85	65,05
Europe de l'Est et Asie centrale (EAC)	16	55,64	3,41	50,01	61,09
Amérique Latine et Caraïbes (AMC)	12	46,84	4,56	43,16	59,45
Moyen Orient et Afrique du Nord (MOAN)	12	45,68	4,54	36,41	55,63
Amérique du Nord et Europe continentale (EUC)	25	57,48	2,48	51,91	61,91
Total	105	49,16	9,75	23,65	65,05

TABLEAU 1.6
VARIATION DE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION SELON LE NIVEAU ÉCONOMIQUE DES PAYS

	<i>Nombre de Pays</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
Pays à revenus faibles (PRF)	22	37,09	6,65	23,65	53,25
Pays à revenus intermédiaires (PRI)	49	48,43	7,42	30,90	61,09
Pays à revenus élevés (PRE)	35	57,75	4,07	43,31	65,05
Total	105	49,16	9,75	23,65	65,05

TABLEAU 1.7
ANALYSE DE LA PERFORMANCE EN TERMES DE QUALITÉ DU CAPITAL HUMAIN
SELON LES RÉGIONS GÉOGRAPHIQUES DU MONDE

<i>Régions</i>	<i>ASS</i>	<i>AEP</i>	<i>EAC</i>	<i>AMC</i>	<i>MOAN</i>	<i>EUC</i>
Pays Les Plus Performants						
	Madagascar	Taiwan	Estonie	Cuba	Israël	Finlande
	Cameroun	Singapour	Rép. Tchèque	Uruguay	Iran	Liechtenstein
	Seychelles	Corée du Sud	Hongrie	Argentine	Bahreïn	Pays-Bas
	Kenya	Hong-Kong	Lituanie	Chili	Tunisie	Canada
Pays Les Moins Performants						
	Mauritanie	Philippines	Macédoine	Rép. Dom.	Rép. d'Oman	Chypre
	Sénégal	Chine	Turquie	Honduras	Arabie Saoudite	Belgique (Franco.)
	Ghana	Indonésie	Serbie	Venezuela	Maroc	Portugal
	Bénin	Thaïlande	Arménie	Bolivie	Jordanie	Grèce

Note : ASS = Afrique subsaharienne ; AEP = Asie de l'Est et du Pacifique ; EAC = Europe de l'Est et Asie Centrale ; AMC = Amérique du Sud et Caraïbes ; MOAN = Moyen Orient et Afrique du Nord ; EUC = Amérique du Nord et Europe continentale.

TABLEAU 1.8
INDICATEURS SUR LES INÉGALITES DU CAPITAL HUMAIN

<i>Région</i>	<i>Pays</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
Afrique Subsaharienne	28	0,585	0,174	0,222	0,851
Asie de l'Est et Pacifique	14	0,250	0,149	0,086	0,646
Europe de l'Est et Asie Centrale	4	0,222	0,132	0,074	0,340
Amérique Latine et Caraïbes	22	0,296	0,129	0,099	0,651
Moyen-Orient et Afr. Du Nord	10	0,355	0,102	0,188	0,490
Asie du Sud	6	0,616	0,221	0,191	0,812
Am. Du Nord et Europe cont.	21	0,150	0,095	0,041	0,418
Total	105	0,359	0,221	0,042	0,851

TABLEAU 1.9
ÉVOLUTION GÉNÉRALE DES INÉGALITES ÉDUCATIVES (1960-2000)

<i>Année</i>	<i>Nombre de Pays</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
1960	96	49,92	27,04	4,81	98,97
1965	97	49,23	26,59	5,33	98,42
1970	99	48,77	26,59	6,44	97,88
1975	104	46,69	25,47	6,05	96,20
1980	105	44,96	25,89	7,28	98,56
1985	106	43,04	25,52	6,77	97,22
1990	108	41,53	25,00	4,63	96,13
1995	105	37,30	23,24	4,41	86,76
1999	105	35,89	22,15	4,42	85,07

TABLEAU 1.10
ANALYSE DE LA PERFORMANCE EN TERMES D'INÉGALITÉ DU CAPITAL HUMAIN
SELON LES RÉGIONS GÉOGRAPHIQUES DU MONDE

<i>Régions</i>	<i>ASS</i>	<i>AEP</i>	<i>EAC</i>	<i>AMC</i>	<i>MOAN</i>	<i>EUC</i>
Pays Les Plus Performants						
	Ile Maurice	Australie	Pologne	Chili	Israël	Suède
	Botswana	Nouvelle Zélande	Hongrie	Argentine	Bahreïn	Irlande
	Zambie	Japon	Albanie	Panama	Koweït	Finlande
	Zimbabwe	Philippines	Turquie	Costa Rica	Jordanie	Danemark
Pays Les Moins Performants						
	Centrafrique (Rép.)	Papouasie Nou. Guinée	–	Haïti	Irak	Belgique (Fr)
	Sierra Leone	Myanmar	–	Guatemala	Algérie	Belgique (Fl)
	Bénin	Indonésie	–	Bésil	Egypte	Portugal
	Mali	Chine	–	Dominicaine (Rép.)	Tunisie	Grèce

Note : ASS = Afrique subsaharienne ; AEP = Asie de l'Est et du Pacifique ; EAC = Europe de l'Est et Asie Centrale ; AMC = Amérique du Sud et Caraïbes ; MOAN = Moyen Orient et Afrique du Nord ; EUC = Amérique du Nord et Europe continentale.

TABLEAU A.1
**ENQUÊTES UTILISÉES AFIN DE COLLECTER LES DONNÉES SUR
 LES INDICATEURS QUALITATIFS DU CAPITAL HUMAIN**

<i>Année</i>	<i>Organisme</i>	<i>Domaine</i>	<i>Nombre de pays</i>	<i>Âge des enfants</i>
1964	IEA	Mathématiques	13	13, Fin sec.
1970-72	IEA	Sciences	19	10,14, Fin sec.
		Lecture	15	10,14, Fin sec.
1982-83	IEA	Mathématiques	20	13, Fin sec.
1984	IEA	Sciences	24	10,14, Fin sec.
1988	IAEP	Mathématiques	6	13
		Sciences	6	13
1991	IEA	Lecture	31	9,14
1990-91	IAEP	Mathématiques	20	9,13
		Sciences	20	9,13
1993-98	IEA	Mathématiques	41	9,13, Fin sec.
		Sciences	41	9,13, Fin sec.
1992-1997*	Unesco-MLA	Mathématiques	13	10
		Sciences	11	10
		Lecture	11	10
1997*	Unesco-LLCE	Mathématiques	11	10
		Lecture	11	10
1999*	Unesco-SACMEQ	Lecture	7	10
1999*	IEA	Mathématiques	38	14
		Sciences	38	14
1995-2005*	CONFEMEN-PASEC	Mathématiques	11	9,10
		Lecture	11	9,10
2000	OECD-PISA	Mathématiques	43	15
		Sciences	43	15
		Lecture	43	15
2001*	IEA	Lecture	35	9,10
2002*	Unesco-SACMEQ	Mathématiques	14	10
		Lecture	13	10
2003*	IEA	Mathématiques	26,48	10,14
		Sciences	26,48	10,14
2003*	OECD-PISA	Mathématiques	41	15
		Sciences	41	15
		Lecture	41	15

Note : Fin sec. désigne la dernière année du secondaire. Abréviations: USA (Etats-Unis), IAEP (International Assessment of Educational Progress), IEA (International Association of the Evaluation of Educational Achievement), TIMSS (Third International Mathematics and Science Study), PIRLS (Progress in International Reading Literacy Study), OECD (Organization for Economic Co-operation and Development), PISA (Programme for International Student Assessment), UNESCO (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization), CONFEMEN (Conférence des Ministres de l'Éducation ayant le Français en Partage), PASEC (Programme d'Analyse des systèmes éducatifs de la Confemen), SACMEQ (Southern and Eastern Africa Consortium for Monitoring Educational Quality), MLA (Monitoring Learning Achievement). Les enquêtes où les années sont suivies d'un astérisque signifient que celles-ci ont été utilisées afin de construire la base de données en coupe transversale.

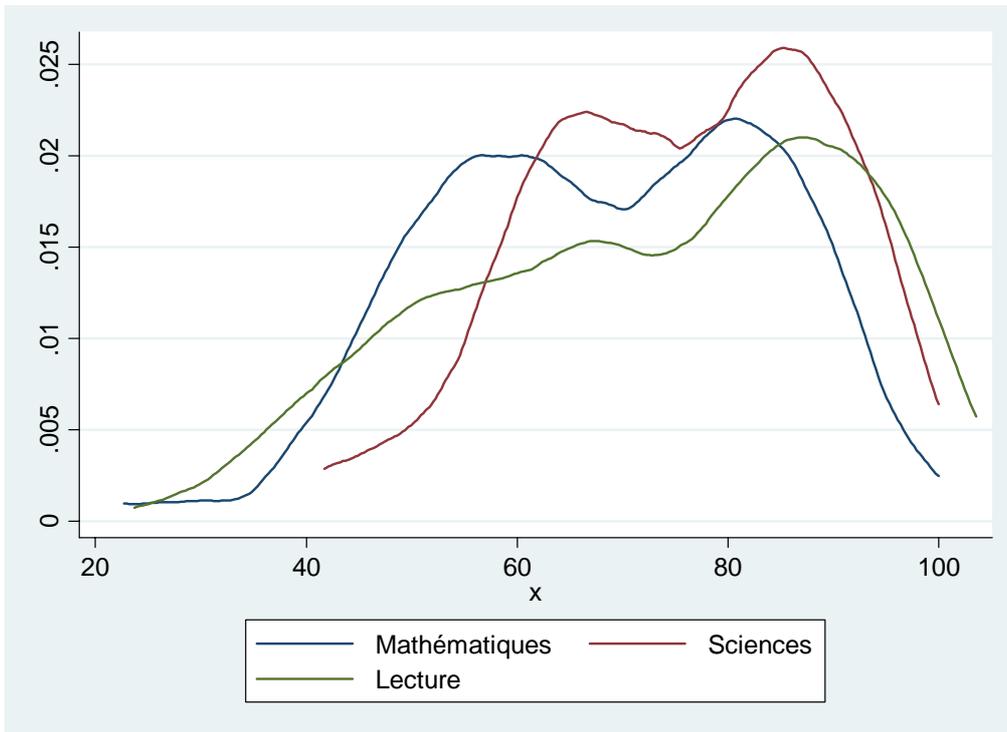
TABLEAU A.2
SÉRIES D'ENQUÊTES AGRÉGÉES ET COMPARABLES

<i>Numéro de la série</i>	<i>Domaine de compétence</i>	<i>Année</i>	<i>Niveau scolaire</i>	<i>Enquêtes utilisées</i>	<i>Nombre de pays</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>
1	Mathématiques	1990-91	Primaire	IEAP	13	50,07	4,17	43,72	58,92
2	Mathématiques	1995	Primaire	MLA,IEA	50	41,20	6,16	22,94	57,09
3	Mathématiques	2003	Primaire	IEA, PASEC, SACMEQ	48	39,42	8,49	15,62	53,90
4	Mathématiques	1964	Secondaire	IEA	11	34,30	8,34	21,9à	46,10
5	Mathématiques	1982-83	Secondaire	IEA	17	55,71	9,36	39,06	74,27
6	Mathématiques	1988	Secondaire	IAEP	6	58,69	3,50	54,00	64,71
7	Mathématiques	1990-91	Secondaire	IAEP	19	58,05	13,22	27,63	78,31
8	Mathématiques	1999	Secondaire	IEA, PISA	60	53,36	7,16	34,32	68,07
9	Mathématiques	2003	Secondaire	IEA, PISA	68	52,29	7,74	29,12	66,74
10	Sciences	1970-72	Primaire	IEA	14	36,50	12,02	10,46	55,16
11	Sciences	1984	Primaire	IEA	15	43,90	5,93	31,82	51,59
12	Sciences	1990-91	Primaire	IAEP	13	48,96	3,14	43,20	53,52
13	Sciences	1995	Primaire	IEA, MLA	37	40,92	5,38	28,19	48,61

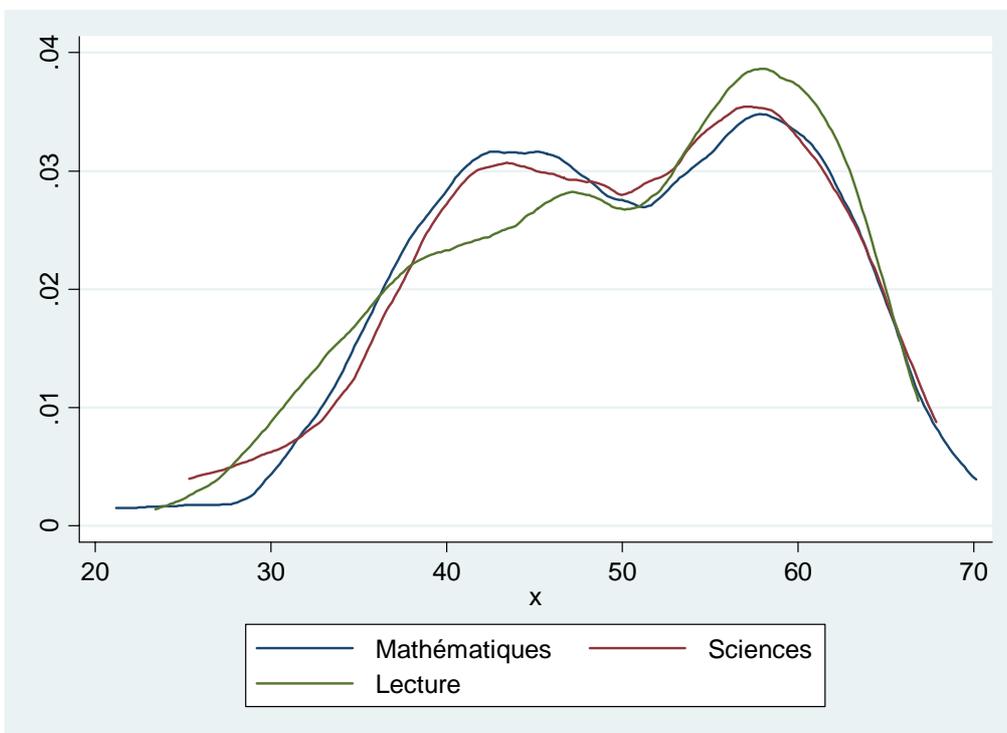
14	Sciences	2003	Primaire	IEA	25	41,74	6,27	25,98	48,28
15	Sciences	1970-72	Secondaire	IEA	16	46,17	16,28	17,94	73,67
16	Sciences	1984	Secondaire	IEA	17	53,46	6,57	34,82	65,73
17	Sciences	1990-91	Secondaire	IAEP	18	51,63	5,07	37,76	58,99
18	Sciences	2000	Secondaire	IEA, PISA	60	48,45	5,89	27,71	57,33
19	Sciences	2003	Secondaire	IEA, PISA	68	47,55	6,73	23,71	56,72
20	Lecture	1990-91	Primaire	IEA	26	38,21	3,12	29,27	43,38
21	Lecture	2000	Primaire	PASEC, MLA, SACMEQ, LLCE	32	32,22	8,77	13,89	53,72
22	Lecture	2002	Primaire	IEA, SACMEQ	47	36,87	7,23	23,26	45,13
23	Lecture	1970-72	Secondaire	IEA	12	47,51	10,29	25,88	56,33
24	Lecture	1990-91	Secondaire	IEA	30	47,96	5,35	31,70	53,8à
25	Lecture	2000	Secondaire	PISA	31	53,13	3,59	42,64	58,79
26	Lecture	2003	Secondaire	PISA	40	51,81	4,55	40,45	58,58

Note : pour les abréviations, voir note du tableau A.1.

GRAPHIQUE A.1
DENSITÉS DE KERNELL POUR LES QIHC NON STANDARDISÉS



GRAPHIQUE A.2
DENSITÉS DE KERNELL POUR LES QIHC STANDARDISÉS



GRAPHIQUE A.3

DENSITÉS DE KERNELL POUR LES INDICATEURS D'INÉGALITÉS ÉDUCATIVES

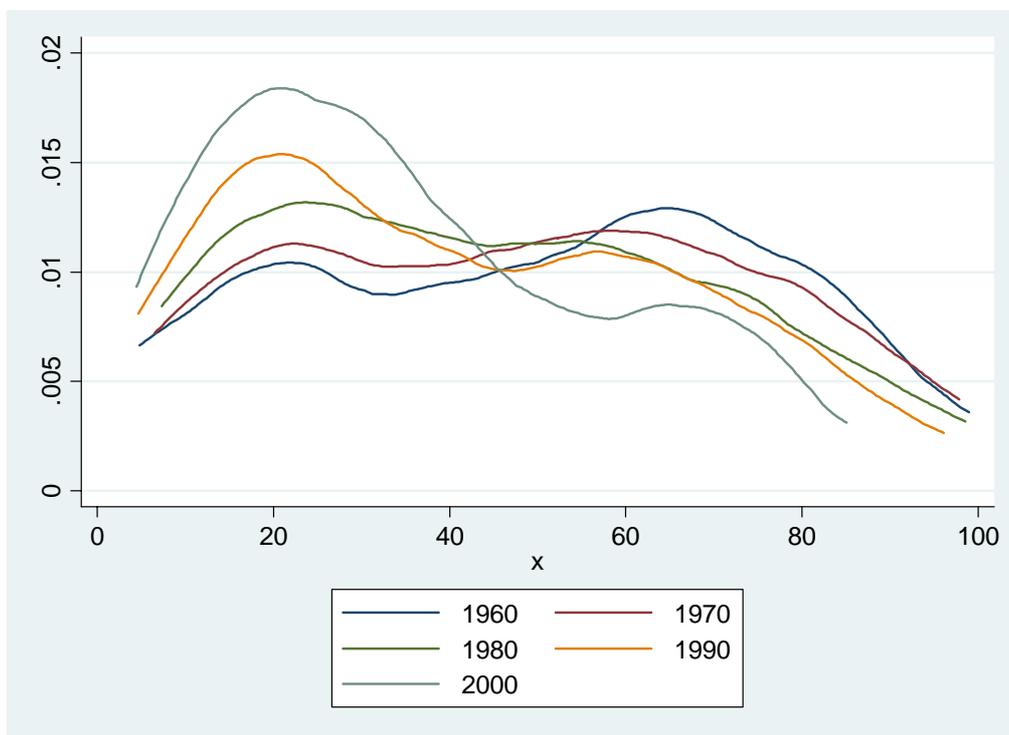


TABLEAU A.3
INDICATEURS DE QUALITÉ ET D'INÉGALITÉ DU CAPITAL HUMAIN
EN COUPE INSTANTANÉE POUR L'ANNÉE LA PLUS RÉCENTE

Pays	Mathématiques	Sciences	Lecture	Qualité (moyenne)	Inégalité
Afghanistan					81,25
Afrique du Sud	36,34	20,46	35,89	30,90	41,29
Albanie					32,58
Algérie					43,81
Allemagne	57,86	56,45	58,82	57,71	12,30
Angleterre	57,55		60,38	58,96	
Arabie Saoudite	41,00	40,91		40,95	
Argentine	47,49		49,83	48,66	14,39
Arménie	55,56	49,27		52,41	
Australie	59,76	58,97	61,50	60,08	8,60
Autriche	59,45	57,43	58,43	58,43	22,32
Bahreïn	47,88	46,22		47,05	20,56
Bangladesh					61,18
Belgique (Flandre)	61,61	57,15	59,87	59,54	28,82
Belgique (Franco.)	58,20	48,44		53,32	41,82
Bénin	29,73		31,69	30,71	79,51
Bolivie	43,96		44,11	44,03	32,82
Botswana	42,69	33,60	36,00	37,43	24,88
Brésil	45,83	41,44	50,13	45,80	40,48
Bulgarie	55,36	51,66	60,13	55,71	
Burkina Faso	39,96		41,01	40,48	
Cameroun	42,67		47,80	45,23	65,13
Canada	60,73	58,38	60,70	59,94	7,78
Chili	46,69	42,89	50,94	46,84	9,92
Chine	46,06			46,06	34,07
Chine Tapei	66,22	63,87		65,05	
Chypre	53,66	46,62	55,44	51,91	14,20
Colombie	45,30	40,75	48,82	44,96	36,72
Congo, Rép.					54,99
Congo, Rép.Dém.					65,14
Corée du Sud	64,87	61,91	62,31	63,03	20,15
Costa Rica					19,46
Côte d'Ivoire	36,07		44,68	40,37	
Cuba	59,85		59,06	59,45	
Danemark	58,08	51,20	58,52	55,94	7,43
Écosse	57,55	56,04	58,29	57,29	
Egypte	48,38	43,96		46,17	42,56
Equateur					23,14
Espagne	55,89	54,53	57,52	55,98	11,39
Estonie	60,84	61,35		61,09	
États-Unis	57,63	56,64	59,12	57,80	9,17
Fiji					16,92
Finlande	61,33	61,27	63,12	61,91	7,20
France	59,65	54,95	58,45	57,68	13,31
Gambie					56,06
Ghana	35,41	21,93		28,67	73,30
Grèce	53,71	52,83	57,33	54,62	25,83
Guatemala					52,69
Guinée					70,94

Guyane					21,78
Haiti					65,08
Honduras	41,89		44,75	43,32	36,32
Hong-Kong Chine	65,12	61,85	59,21	62,06	20,19
Hongrie	59,23	58,53	58,58	58,78	14,66
Inde					62,56
Indonésie	46,73	42,98	48,58	46,10	35,94
Irak	48,87	48,20	48,74	48,61	38,21
Iran, Rép. Islamique					49,00
Irlande	58,72	57,10	60,59	58,81	6,97
Islande	57,42	53,60	57,73	56,25	10,61
Israël	57,35	52,85	56,69	55,63	18,79
Italie	55,76	53,91	58,22	55,97	18,51
Jamaïque					19,86
Japon	63,51	62,21	59,06	61,59	10,44
Jordanie	39,52	51,13		45,32	32,30
Kenya	43,30		38,24	40,77	48,68
Koweït	45,39		47,23	46,31	27,74
Lesotho	36,01		34,03	35,02	55,61
Lettonie	57,82	55,52	59,07	57,47	
Liban	51,07	40,24		45,65	
Libéria					65,29
Liechtenstein	62,50	59,91	61,50	61,30	
Lituanie	57,95	56,97	59,54	58,15	
Luxembourg	58,12	54,17	57,34	56,54	
Macao Chine	61,58	59,91	59,06	60,18	
Macédoine	51,27	47,67	51,09	50,01	
Madagascar	43,44	54,14	38,88	45,49	
Malawi	36,53	48,93	31,15	38,87	66,65
Malaisie	58,55	55,78		57,16	27,72
Mali	35,03	36,40	35,56	35,66	76,18
Maroc	46,90	39,04	43,38	43,11	
Maurice	46,72	35,88	39,16	40,59	22,18
Mauritanie	21,58		25,71	23,65	
Mexique	46,35	43,49	48,38	46,07	21,45
Moldavie	53,76	50,73	55,27	53,25	
Mozambique	41,21		36,92	39,07	72,59
Myanmar					39,16
Namibie	34,99		33,92	34,45	
Népal					75,26
Nicaragua					37,87
Niger	31,82	30,24	31,73	31,26	66,93
Norvège	56,09	53,97	57,55	55,87	8,03
Nouvelle Zélande	59,16	58,23	59,80	59,06	9,93
Oman	42,15	30,67		36,41	
Ouganda	41,04	43,71	37,47	40,74	62,78
Pakistan					70,17
Palestine	46,78	45,82		46,30	
Panama					16,62
Papouasie Nou. Guinée					64,62
Paraguay	44,40		46,43	45,41	26,41
Pays-Bas	62,02	59,50	60,44	60,65	11,25
Pérou					31,90
Philippines	45,59	38,11		41,85	16,21

Pologne	57,82	56,22	58,97	57,67	7,43
Portugal	53,34	50,85	57,25	53,82	28,80
Rép. Centrafricaine					85,07
Rép. Dominicaine	42,33		43,98	43,16	38,32
Rép. Tchèque	60,53	60,23	58,64	59,80	
Roumanie	55,25	50,46	56,95	54,22	
Royaume Uni	57,55	60,29		58,92	8,86
Russie	57,06	55,65	56,14	56,28	
Rwanda					66,07
Salvador					34,54
Sénégal	21,62	23,37	35,34	26,78	59,85
Serbie	53,93	48,96	51,29	51,40	
Seychelles	42,74		39,81	41,28	
Sierra Leone					83,90
Singapour	68,22	64,80	58,29	63,77	20,20
Slovaque Rép.	58,59	56,25	56,94	57,26	
Slovénie	57,05	57,10	56,11	56,76	
Soudan					51,87
Sri Lanka					19,11
Suisse	60,80	56,63	59,15	58,86	16,38
Swaziland	40,37		37,49	38,93	42,13
Suède	58,70	57,47	60,78	58,98	4,42
Syrie					39,64
Tanzanie	40,74		38,21	39,47	41,07
Tanzanie (Zanzibar)	37,95		35,22	36,59	
Tchad	35,43		36,05	35,74	
Thaïlande	53,17	50,33	52,02	51,84	25,69
Togo	38,08		40,76	39,42	75,64
Trinité et Tobago					28,00
Tunisie	47,79	44,41	47,90	46,70	42,33
Turquie	50,66	46,67	52,79	50,04	34,00
Uruguay	50,89	48,01	53,28	50,73	20,93
Venezuela	41,16		46,17	43,66	23,28
Zambie	34,16	29,80	33,13	32,36	30,07

Note : La cinquième colonne représente les indicateurs généraux de la qualité de l'éducation (moyenne arithmétique des indicateurs des trois domaines de compétence). La dernière colonne représente les indicateurs d'inégalités éducatives construits et présentés dans le chapitre, pour l'année 2000.

CHAPITRE 2

QUALITÉ DU CAPITAL HUMAIN ET CROISSANCE ÉCONOMIQUE

1. INTRODUCTION

Dans le chapitre précédent, nous nous sommes questionnés sur la mesure de la qualité et l'inégalité de l'éducation. En nous basant sur les enquêtes internationales sur les acquis des élèves, nous avons construit des indicateurs qualitatifs du capital humain. L'objectif du présent chapitre est de voir dans quelle mesure cette mesure alternative de l'éducation peut nous aider à améliorer la relation liant l'éducation à la croissance économique. En effet, bien qu'il soit accepté que l'éducation favorise la croissance, sans doute la qualité de l'éducation peut apporter de meilleures informations sur cette relation parfois contradictoire. La recherche portant sur les déterminants de la croissance économique a été un des plus importants maillons de la recherche en économie depuis le milieu des années quatre-vingt. Ce domaine de recherche a été remis à jour par les travaux sur la croissance endogène de Romer (1986) et de Lucas (1988) et par l'économétrie appliquée sur la croissance qui a débuté avec le test de l'hypothèse de convergence des économies (Baumol, 1986 ; Barro, 1991 ; Barro et Sala-i-Martin, 1992 ; Mankiw, Romer, et Weil, 1992). Il faut également souligner la contribution importante relative à la mise à disposition de données internationales comparables sur le Produit intérieur brut (PIB), la productivité ou encore le capital humain (Summers et Heston, 1988 ; Barro et Lee, 1993, 1996, 2001). A la fois dans les travaux sur la croissance endogène et dans ceux sur l'économétrie appliquée sur la croissance, le concept de capital humain, ou encore celui d'éducation, a été au centre des études les plus influentes (Lucas, 1988 ; Mankiw, Romer et Weil, 1992).

Pour autant, dans un article publié en 2001, Lant Pritchett montrait que l'impact de l'éducation sur la croissance n'était pas avéré ou même pire, était négative (Prichett, 2001). Effectivement, malgré le nombre élevé d'études empiriques récentes, menées sur données de comparaison internationale, l'hypothèse d'une relation claire et positive entre l'investissement en capital humain et la croissance économique est largement remise en question. Pritchett avance plusieurs conclusions importantes dans une logique de développement. La première reste dans la lignée des critiques usuelles sur le secteur éducatif et tient à l'effectivité des apprentissages liés à la fréquentation scolaire. Ceci pose nettement la question de la qualité de l'éducation quand Pritchett (2001) se demande "où est allée l'éducation ?", ou, en d'autres termes, à quoi servent les

dépenses publiques d'éducation si elles ne sont pas accompagnées de la qualité des apprentissages.

Un autre argument tient à l'utilisation dans la vie active des savoirs acquis. Certaines économies sont faiblement utilisatrices de compétences tant en termes de quantité que d'intensité ; ceci peut remettre en cause le développement du capital humain, soit en contractant la demande d'éducation ou en rendant délicate la mise en œuvre des compétences généralistes acquises durant la formation initiale. Cette préoccupation est proche de la notion de « sur-éducation » développée par les économistes du travail et pose aussi la question du parallélisme entre le développement du système éducatif et des activités économiques tel que suggéré par Mingat et Tan (2003). Notons qu'ici nous considérons uniquement l'éducation dans la composante du capital humain. Certaines études de comparaison internationale ont montré que de nombreuses variables éducatives étaient un facteur déterminant de la croissance du PIB par tête des pays (Barro, 1991 ; Mankiw, Romer et Weil, 1992). Cependant, les problèmes de données ont apporté de nombreuses limitations : les variables éducatives, telles que les taux de scolarisation ou le nombre moyen d'années scolaires sont des indicateurs imprécis de la mesure du capital humain relatif à l'éducation et ne permettent pas, à partir d'une intensité d'offre, de mesurer la qualité des acquis éducatifs (Benhabib et Spiegel, 1994 ; Gurgand, 2000).

Aussi Pritchett avance trois grandes explications pour comprendre pourquoi les analyses économétriques les plus robustes ne permettent pas de conclure à une relation stable et positive entre le capital humain et la croissance économique :

1. L'augmentation des salaires individuels peut conduire à une décroissance du pays si les nouveaux diplômés se dirigent en masse vers des secteurs improductifs tels que l'administration en général ;
2. Si malgré l'augmentation de la population éduquée, le secteur privé n'a pas besoin de nouveaux travailleurs qualifiés, une baisse non prévue du taux de rendement de l'éducation peut survenir *ex post* et ainsi la contribution de ce gain individuel peut être plus petite que l'aurait prédit le taux de rendement *ex ante* ;
3. La qualité de l'éducation peut être tellement faible qu'il n'y a pas les compétences requises pour aboutir à une croissance économique.

La direction suivie par ce chapitre est la prise en compte de cette dernière hypothèse. Suivant l'analyse de Hanushek et Kimko (2000), nous partons de l'idée qu'une année d'éducation dans un

pays i ne confère pas le même rendement qu'une année d'éducation dans un pays j . Peut-on par exemple admettre qu'une année scolaire au Niger apporte le même stock de connaissances qu'une année d'études en France ? Bien que la réponse paraisse évidente, de nombreuses études économétriques utilisent le seul indicateur d'années d'études. Ainsi, les études qui prennent uniquement en compte des indicateurs *quantitatifs* de l'éducation seraient biaisées, du fait qu'elles considèrent le capital humain comme un facteur de production homogène et ne retiennent pas assez les variétés de mode de fourniture du service éducatif.

Ce chapitre a pour objectif de prendre en compte la dimension qualitative de l'éducation dans un modèle de croissance. L'approche théorique de notre modèle se base sur les travaux fondateurs de Nelson et Phelps (1966). Par ailleurs, afin de confirmer nos résultats, nous entreprenons également une estimation basée sur l'approche de Lucas (1988). La prise en compte des multiples biais possibles dans de telles estimations nous pousse à recourir à plusieurs méthodes économétriques. En purgeant les effets fixes pays, nous vérifions si l'éducation – tant dans sa dimension *quantitative* que *qualitative* – possède un impact sur la croissance économique. Afin de contrôler les biais dus à l'endogénéité des variables d'éducation, nous avons recours à la méthode des moments généralisés également appelée "System GMM". La prise en compte de l'endogénéité de l'éducation permet notamment de prendre en compte la double relation causale entre l'éducation et la croissance.

La section 2 présente les principales études qui ont été menées sur la relation entre l'éducation et la croissance économique. En section 3, nous dressons les sources de données et la méthodologie générale utilisées pour obtenir la base de données sur les indicateurs qualitatifs du capital humain. La section 4 procède à l'estimation de l'apport de la qualité de l'éducation à la croissance économique. Enfin, la section 5 conclut.

2. REVUE DE LITTÉRATURE

Cette section dresse une revue de littérature sur les modèles économétriques mesurant l'apport de l'éducation à la croissance économique. Nous ne discuterons que des principales études dans ce domaine et axerons notre revue de littérature sur les études ayant opté pour la dimension

qualitative de l'éducation. Pour une revue plus complète, voir Gurgand (2000, 2006) et Hanushek et Wößmann (2007)..

2.1. LES MODÈLES INITIAUX MESURANT L'ÉDUCATION COMME UN FLUX

L'idée selon laquelle l'éducation contribuerait à la croissance constitue à la fois l'origine et l'aboutissement de la théorie du capital humain. Dans l'un des textes fondateurs, Theodore W. Schultz (1961) observe que l'éducation explique la plus grande partie de la productivité totale des facteurs, cette portion de la croissance que ni le capital physique, ni le volume de travail ne parviennent à prédire⁸. Les modèles macroéconomiques estimés par des méthodes comptables puis économétriques ont pour point de départ l'introduction du capital humain dans une fonction de production agrégée, au même titre que le capital physique ou la quantité de travail.

Pour évaluer la contribution de l'éducation à la croissance économique, deux grandes approches se déclinent. La première approche donne à l'éducation une place identique au capital physique dans la production : le stock de capital accumulé détermine les possibilités de production à une date donnée. Lucas (1988) montre qu'il existe deux sources d'accumulation du capital humain : l'éducation et l'apprentissage par la pratique. Il reprend l'analyse de Becker (1964) pour qui la croissance est essentiellement déterminée par l'accumulation du capital humain (en termes de flux). Son analyse rejoint ainsi celles de Mankiw, Romer et Weil (1992) et de Barro (1991). En conséquence, le *taux de croissance* de l'économie est affecté par le *taux de croissance* du niveau scolaire.

La seconde approche propose que les activités de recherche-développement (R&D), en accumulant un stock immatériel d'idées et de connaissances, permettent d'augmenter l'efficacité avec laquelle il est possible de produire des richesses à partir de capital et de travail (Romer, 1990). En élevant le niveau d'éducation, donc le nombre de travailleurs très qualifiés qui peuvent participer à cette accumulation de savoirs, le rythme des découvertes est augmenté, et ainsi les possibilités de croissance des économies. L'éducation peut avoir un autre rôle : favoriser non plus les innovations technologiques, mais leur adaptation. Nelson et Phelps (1966) ont très tôt suggéré

⁸ Notons toutefois que si Arrow (1962) mettait en avant les phénomènes de pratiques des apprentissages comme facteur d'efficacité du travail, il ne reprenait pas les travaux autour du capital humain ; les gains d'efficacité par la pratique étaient selon son approche uniquement liés aux modes d'organisation de la production. La formation initiale n'apparaissant que comme un élément externe qui peut accélérer les apprentissages. Ceci suivait une logique faisant de l'éducation un catalyseur de l'efficacité développée antérieurement dans le modèle de croissance d'Haavelmo (1954).

que les technologies les plus performantes sont adoptées et mises en œuvre plus rapidement par les économies les plus riches en capital humain. Dans cette approche, c'est le *niveau* d'éducation qui élève le *taux de croissance* de l'économie, en accélérant l'assimilation du progrès technique. En conséquence, si un pays consacre, une année, plus de ressources à l'éducation et augmente ainsi son stock de capital humain, cela aura pour effet d'augmenter le taux de croissance de l'économie. D'après l'approche de Nelson et Phelps (1966), il se peut que l'éducation augmente également la capacité à effectuer des choix strictement économiques, notamment à allouer convenablement des ressources. Cette seconde approche suppose donc que le rendement de l'éducation est d'autant plus élevé qu'il existe des opportunités importantes d'imitation et d'adaptation des technologies dans un univers instable. Dans leur récent rapport du Conseil d'analyse économique, Aghion et Cohen (2004) articulent ces deux mécanismes en distinguant les économies d'imitation des économies d'innovation. Les premières doivent investir prioritairement dans les niveaux scolaires favorisant les imitations et la mise en œuvre des nouvelles techniques, soit l'enseignement primaire et secondaire. On y trouve les pays à revenu faible et intermédiaire. Pour connaître une croissance, les secondes doivent contribuer à l'innovation technologique et disposer pour cela d'une masse importante de main-d'œuvre qualifiée. Cela justifie un investissement important dans l'enseignement supérieur permettant de soutenir la croissance économique. Les pays développés font partie de ce second groupe d'économies.

La principale difficulté pratique concerne la mesure du capital humain. En effet, afin d'introduire le capital humain comme facteur de production, il y a nécessité d'avoir des données en termes de stocks. Toutefois, comme le font Mankiw, Romer et Weil (1992), des *flux* d'investissement peuvent être utilisés, à condition d'introduire un modèle structurel de croissance et de supposer que ces économies sont proches de l'équilibre stationnaire.

Ces auteurs considèrent la fonction de production suivante :

$$\log y = a \log k + b \log h + \log A \quad (1)$$

où y est le PIB par tête, k le capital physique par tête, h le capital humain par tête, A une constante et a et b les paramètres à estimer. L'accroissement du stock de capital humain par tête est décrit par :

$$h_{t+1} = h_t + I_b - (d - n)h_t \quad (2)$$

où I_b est l'investissement brut, d un taux de dépréciation du capital et n le taux de croissance de la population. Les deux grands classiques de cette littérature sont Barro (1991) et Mankiw, Romer et Weil (1992). Les estimations sont effectuées en coupe transversale sur une centaine de pays et la variable expliquée est la croissance du PIB par tête entre 1960 et 1985. Afin de tester la convergence internationale des taux de croissance, les auteurs introduisent le niveau de PIB en 1960 et le taux d'investissement. Les auteurs mesurent s par les taux bruts de scolarisation. Barro distingue l'éducation primaire et secondaire et retient la valeur de 1960, tandis que Mankiw, Romer et Weil utilisent une moyenne sur la période du taux brut de scolarisation secondaire rapporté à la population active. Les effets sont significativement positifs (toutefois, ils ne le sont qu'au seuil de 10 % pour les pays de l'OCDE étudiés).

Directement inspirée de l'arbitrage entre éducation ou revenu immédiat du travail mis en avant par Becker (1964), la vision qu'a Lucas (1988) du capital humain est perçue comme une assimilation entre les capitaux physique et humain. Tout comme l'investissement en capital physique, l'investissement éducatif conduit à accroître un facteur de production, le capital humain. Cette accumulation permet la création de rendements directs pour ceux qui en sont le mieux dotés ; mais sa répartition et sa concentration doivent être analysées, car comme pour l'investissement physique, des phénomènes de seuils ou d'externalités existent et ils peuvent modifier le niveau et les formes d'appropriation du rendement. Ainsi, un des enseignements des travaux de Lucas serait qu'investir dans l'école fondamentale, en privilégiant une approche "rectangulaire", c'est-à-dire s'appuyant sur une éducation de masse, peut permettre au pays de connaître une croissance soutenue en partie par le jeu des éléments d'interaction que permet l'éducation universelle dans la société. Par conséquent, cet investissement aiderait le pays à sortir de la trappe de sous-développement dans laquelle il était piégé. Pour autant, ces spécifications présentent des limites.

2.2. LES DIFFICULTÉS ACTUELLES À PROUVER LE LIEN ÉDUCATION-CROISSANCE

La limite principale de Lucas (1988), de Barro (1991) et de Mankiw, Romer et Weil (1992) repose sur l'hypothèse implicite que l'éducation exerce un effet identique sur tous les individus, comme le facteur capital par tête le fait sur la productivité dans le modèle de Solow et ses extensions. Le produit marginal de l'éducation peut rester indéfiniment positif, sur toute la population. Cette assimilation du capital humain à un capital "classique" paraît contradictoire avec les faits.

Une autre limite tient au fait de l'endogénéité de l'éducation. En coupe transversale, il existe des différences structurelles entre les pays (institutionnelles, politiques...) qui peuvent expliquer les écarts dans la croissance et même dans l'accumulation du capital humain (Gurgand, 2000). Les spécifications de Lucas (1988), de Barro (1991) et de Mankiw, Romer et Weil (1992) attribueraient alors au capital humain l'effet sur le revenu de ces caractéristiques intrinsèques. Par exemple, l'introduction d'indicatrices régionales (pour l'Afrique et l'Amérique latine) conduit à faire chuter certains des coefficients d'éducation (Barro, 1991).

Enfin, les auteurs supposent que les économies convergent vers leur équilibre stationnaire et en sont peu éloignées. Pour que cela soit vrai, il faudrait que le taux d'épargne s soit constant sur la période 1960-1985, ce qui reviendrait à supposer que les pays en développement ne soient justement pas en développement.

Certains auteurs ont alors tenté d'estimer directement des fonctions de production agrégées, de manière à produire des résultats robustes aux hypothèses économiques sur la nature des équilibres. Divers auteurs (Kyriacou, 1991, Lau, Jamison et Louat, 1991, Lau, Bhalla et Louat 1991, Barro et Lee, 1993 et Nehru, Swanson et Dubey, 1995) ont tenté de constituer des données de stock de capital humain permettant des comparaisons internationales sur longue période.

L'approche tournant autour de l'article pionnier de Nelson et Phelps (1966) s'est appuyée sur ces données de stock, en principe mieux adaptées. En effet, l'hypothèse de proximité de l'équilibre stationnaire peut être relâchée. Et si l'hypothèse selon laquelle l'endogénéité de l'éducation peut être traitée en termes d'effets fixes (les caractéristiques non observées des pays, corrélées à l'éducation, sont pour l'essentiel invariantes dans le temps), alors l'estimation de taux de croissance supprime directement le biais d'endogénéité.

Par exemple, l'étude de Pritchett (2001) est à cet égard très intéressante. Il reprend la fonction de production de Solow augmentée au capital humain :

$$Y_t = A(t) * K_t^{\alpha_k} * H_t^{\alpha_h} * L_t^{\alpha_l} \quad (3)$$

Après une log-linéarisation, nous trouvons :

$$\hat{y} = \hat{a} + \alpha_k * \hat{k} + \alpha_h * \hat{h} + \varepsilon \quad (4)$$

Pritchett (2001) utilise les données de stocks collectées par Barro et Lee (1993) et de Nehru *et al.* (1995) afin de construire une estimation du nombre moyen d'années scolaires détenu par la force de travail. L'étude de Barro et Lee (1993) tente d'estimer la scolarisation de la population de 25 ans et plus en utilisant des données de recensement ou d'enquêtes Emploi quand elles sont disponibles. Ceci afin de créer un panel complet d'observations tous les cinq ans pour la période 1960-85, pour un grand nombre de pays, et lorsque les données manquent, ils les remplacent par les taux bruts de scolarisation. Nehru, Swanson et Dubey (1995) tentent de répertorier tous les taux bruts d'achèvement et de les combiner avec les stocks d'éducation de la force de travail, créant par là des observations annuelles sur la période 1960-87. A partir de ces données, Pritchett crée une mesure du capital scolaire en utilisant notamment la spécification microéconomique des salaires développée par Mincer (1974). Le logarithme du salaire (ou plus généralement du salaire horaire) est considéré comme une fonction linéaire des années d'éducation :

$$\ln(w_N) = \ln(w_0) + r * N, \quad (5)$$

où w_n est le salaire avec N années d'éducation, et r le supplément de salaire d'une année d'éducation (taux de rendement privé de l'éducation). La valeur du stock de capital éducatif à chaque période, t , peut-être définie comme la différence entre la valeur en t du salaire et sa valeur initiale :

$$HK(t) = \sum_t^T \delta^t * (w_n - w_0) \quad (6)$$

où w_0 est le salaire d'un travailleur sans éducation. En remplaçant la valeur de w_0 de l'équation ci-dessus dans l'équation (5) et en log-linéarisant les éléments de celle-ci, nous obtenons le logarithme du stock du capital éducatif :

$$\ln(HK(t)) = \ln\left(\sum_{t=0}^T \delta^t\right) + \ln(w_0(t)) + \ln(e^{rN(t)} - 1) \quad (7)$$

Ainsi, le taux de croissance du stock du capital éducatif est approximativement :

$$h\dot{k}(t) \cong d \ln(\exp^{rN(t)} - 1) / dt \quad (8)$$

En utilisant les données recensées par Psacharopoulos (1993) sur les taux de rendement, Pritchett calcule la croissance du capital éducatif en se servant de la relation précédente, des données récoltées par Barro et Lee (1993) ou Nehru, Swanson et Dubey (1995), tout en considérant l'hypothèse selon laquelle r est égal à 10 % pour toutes les années d'éducation.

En plus de ces données d'éducation, il utilise deux séries sur l'accumulation de l'investissement et des estimations sur le niveau initial du stock de "capital" (King et Levine, 1994, Nehru et Dhareshwar, 1993). Pour autant, les séries créées par ces estimations ne peuvent pas être considérées comme du stock de capital physique dans une fonction de production, car il n'y a pas de justification ni théorique ni empirique lorsque ce sont les gouvernements qui sont les principaux investisseurs. Ainsi, selon Pritchett, nous devrions appeler ces séries le *CUDIE* (Cumulated Depreciated Investment Effort).

Dans le modèle de Pritchett, la variable dépendante est le taux de croissance du PIB par travailleur issu de la base Penn World Table 5 (PWT5). De façon assez surprenante, Pritchett montre que l'estimation de l'impact de la croissance du capital éducatif sur le taux de croissance du revenu par travailleur est négatif (-0.049) et non significatif ($t=1.07$).

D'autres études parviennent à des résultats similaires. Benhabib et Spiegel (1994) utilisent un modèle classique de comptabilité de la croissance qui inclut le revenu par tête initial et les estimations d'espérance d'années d'études dérivées de Kyriacou (1991) pour aboutir à un coefficient négatif sur le taux de croissance du nombre d'années d'études. Lau, Jamison et Louat (1991) donnent également des conclusions intéressantes concernant notamment l'Afrique subsaharienne. En estimant les effets de l'éducation par niveau scolaire (primaire contre secondaire) pour cinq régions, ils trouvent que le niveau primaire a un effet négatif sur la croissance en Afrique et dans les pays du Moyen-Orient-Afrique du Nord, non significatif en Asie du Sud et en Amérique latine, et positif seulement en Asie de l'Est.

S'inscrivant dans le même ordre d'idées, Islam (1995) met en œuvre des méthodes de panel plus complexes. Il estime une forme intermédiaire dans laquelle le capital humain est mesuré directement en stock, tandis que le capital physique est introduit à travers le taux d'investissement. Les résultats de cet auteur donnent à penser que l'inversion des conclusions tient moins au changement de modèle (méthode d'équilibre *versus* fonction de production) qu'à la prise en compte des effets fixes par la deuxième génération d'estimations. Les résultats de cette estimation sont proches de ceux de Pritchett, puisque l'on est conduit à supposer une relation négative de l'éducation sur la croissance et ceci de manière significative.

Il apparaît que lorsque les méthodes économétriques les plus robustes sont utilisées, il devient impossible de faire apparaître une relation positive entre le capital humain et la croissance ou le niveau du produit agrégé, quelle que soit la spécification économique retenue (Gurgand, 2000). Les analyses de Pritchett (2001) et de Benhabib et Spiegel (1994) soulignent cette absence de

relation entre croissance et éducation. Plus surprenant encore, ces modèles démontrent que l'éducation agit négativement sur le revenu agrégé et parfois de façon très significative.

Temple (2001) a revisité les résultats de Pritchett ; il estime, en coupe instantanée, l'équation suivante :

$$\Delta \log(Y_i) = C_0 + \alpha \Delta \log(K_i) + \beta \Delta f(S_i) + \gamma \Delta \log(L_i) + \Delta \varepsilon_i \quad (9)$$

où $f(S_i)$ est une fonction du nombre d'années scolaires. Temple explore les effets des estimations sur cette fonction de production en supposant plusieurs formulations du capital humain (en particulier pour $f(S_i) = rS_i$ et pour $f(S_i) = c_0 + c_1 \log(S_i) + c_2(1/S_i)$). Aucune de ces formulations ne donne de résultats probants et significatifs. Temple conclut que "[...] the *aggregate* evidence on education and growth, for a large sample of countries, continues to be clouded with uncertainty" (page 916).

D'autres chercheurs tentent de montrer que cet échec dans l'estimation d'un modèle de croissance est dû à la qualité des données de capital humain. De la Fuente et Doménech (2006), Cohen et Soto (2001) construisent de nouvelles données de stock de l'éducation et concluent à des relations significatives entre l'éducation et la croissance.

Topel (1999) et Krueger et Lindhal (2001) expliquent que l'erreur de mesure dans le nombre d'années scolaires est la cause majeure de l'apparente absence d'effet de ΔS_i dans les modèles de croissance. Dans les deux études, les auteurs reportent des résultats issus d'une analyse sur données de panel qui applique l'équation suivante pour le pays i à la date t :

$$\Delta \log(Y_{it}) = \pi_1 S_{it-4} + \pi_2 \Delta S_{it} + \pi_3 \log(y_{it-1}) + \Delta \tau_t + \Delta \varepsilon_{it} \quad (10)$$

où $\Delta \tau_t$ représente un effet spécifique temporel. La variable d'années scolaires est extraite de Barro et Lee (1996). Topel et Krueger et Lindhal trouvent que dans les régressions à intervalles courts (c'est-à-dire dans une base de données de panel avec des observations toutes les cinq années), ΔS_i n'est pas significatif. Les auteurs expliquent que dans des périodes trop courtes, ΔS_i n'a pas assez de pouvoir explicatif par rapport à l'erreur de mesure et c'est surtout pour cette raison que dans des bases avec intervalles de cinq années, la significativité de ΔS_i est rejetée. Cependant, dans des intervalles de temps plus longs, les variations de S sont plus importantes que l'effet global de l'erreur de mesure.

Soto (2002) souligne cependant que ces résultats doivent être pris avec précaution pour trois raisons. Tout d'abord, il indique que les régressions ne sont pas basées sur un modèle théorique

de croissance et que lorsqu'on utilise la variable retardée du revenu, il paraît difficile de justifier la présence simultanée du niveau et de la variation de la variable d'éducation. Deuxièmement, dans la plupart des régressions présentes dans ces deux travaux de Topel et Krueger-Lindhal, l'endogénéité des années scolaires est totalement mise de côté. Cette variable a toutes les chances d'être endogène étant donné que les pays riches peuvent dépenser plus à l'éducation et ainsi obtenir un niveau d'éducation plus élevé. Krueger et Lindhal tentent quelques régressions avec la méthode des variables instrumentales, mais ils n'utilisent pas les valeurs retardées des variables endogènes pour surmonter les biais dus à l'endogénéité et à l'erreur de mesure. Les auteurs préfèrent estimer des régressions avec les séries de stocks de l'éducation de Kyriacou comme instruments. Néanmoins, cette instrumentation ne représente pas une solution au problème de l'endogénéité, étant donné que les instruments sont eux-mêmes endogènes. Enfin, Soto (2002) souligne que ΔS_i est uniquement significatif lorsque la variation dans le stock de capital physique est omise des régressions. Lorsque Krueger et Lindhal introduisent $\Delta \log(k)$, ΔS_i perd de son pouvoir explicatif, tandis que la croissance du capital physique obtient un coefficient proche de 0,8.

2.3. LA PRISE EN COMPTE DE LA DIMENSION QUALITATIVE DE L'ÉDUCATION

Comme souligné lors de l'introduction, Pritchett (2001) a donné trois grandes explications à la difficulté de trouver une relation positive entre capital humain et croissance. L'une des explications s'avère être la nécessaire distinction entre *quantité* et *qualité* de l'éducation. En effet, la plupart des études utilisent des indicateurs strictement *quantitatifs* du capital humain. Seules quelques études prennent en compte de façon encore partielle la qualité de l'éducation.

Hanushek et Kimko (2000), dans un souci d'avoir une meilleure mesure de la qualité du capital humain, mesurent celui-ci par les résultats que les élèves ont eus aux différents tests internationaux sur les acquis en mathématiques et en sciences. Ils construisent alors une mesure standardisée de la qualité de la force de travail pour 31 pays, couvrant la période 1960-1990. Les auteurs ont utilisé les enquêtes de l'IEA (International Association of the Evaluation of Educational Achievement) et de l'IEAP (International Assessment of Educational Progress). Au total, vingt-six séries de performance éducative ont été prises en considération (en distinguant les âges, le domaine de compétence, à savoir seulement les mathématiques et les sciences, et les années). Les auteurs ont alors procédé à une régression du taux de croissance annuel moyen avec le taux de croissance initial (1960), un indicateur *quantitatif* de l'éducation, le taux de croissance annuel moyen de la population et leur indicateur relatif à la *qualité* de l'éducation. Leur estimation

souligne une relation négative et significative du niveau de revenu initial ; un coefficient positif mais non significatif pour l'indicateur *quantitatif* de l'éducation ; un coefficient positif et très significatif concernant l'indicateur *qualitatif* de l'éducation ; et un coefficient négatif mais non significatif pour le taux de croissance annuel moyen de la population. Après un test de causalité, ils montrent qu'il y a bien un effet positif et significatif de la qualité de l'éducation sur le taux de croissance de l'économie.

Une autre contribution qui reporte directement la mesure de la qualité de l'éducation dans un modèle de croissance est celle de Barro (2001). Les données proviennent des mêmes sources que celles de Hanushek et Kimko. Cependant, Barro construit des indicateurs différents selon le domaine de compétence, à savoir les mathématiques, les sciences et la lecture. Ces indicateurs ne sont disponibles que pour une période et sont introduits dans une régression de panel. Barro reprend comme spécification celle qu'il avait utilisée dans un article antérieur (Barro, 1997). Du fait du nombre restreint de pays disposant d'indicateurs qualitatifs de l'éducation, l'échantillon est plus réduit et ne concerne que 43 pays. Sa méthode d'estimation inclut trois équations où la variable dépendante est le taux de croissance réel du PIB par habitant en parité de pouvoir d'achat pour les périodes 1965-75, 1975-85 et 1985-90. Barro utilise alors de nombreuses variables de contrôle telles qu'un indice de justice (*rule-of-law* index), un indicateur de commerce international, un indicateur d'inflation, de fertilité... Afin d'éviter d'éventuels problèmes d'endogénéité entre ces équations, l'auteur utilise la méthode des triples-moindres-carrés pour résoudre un modèle avec trois équations simultanées. Les résultats montrent que la qualité de l'éducation est plus importante que la quantité mesurée par les niveaux moyens d'achèvement du secondaire et du supérieur. Confirmant les idées de Hanushek et Kimko, Barro trouve un coefficient positif mais non significatif pour l'indicateur de quantité de l'éducation, tandis que celui de la qualité de l'éducation a un coefficient positif et fortement significatif.

D'autres études ont trouvé des résultats similaires. Lee et Lee (1995) trouvent un effet de même taille que celui de Hanushek et Kimko (2000) en utilisant les données issues de l'enquête First International Science Study (FISS) qui s'est déroulée en 1970-71 et qui regroupe un échantillon de 17 pays. Lee et Lee (1995) soulignent également la perte de significativité des indicateurs quantitatifs lorsque la qualité de l'éducation est aussi prise en compte. Les extensions de la mesure de Hanushek et Kimko (2000) et ses prédictions dans Wößmann (2003) sont également utilisées par Bosworth et Collins (2003) ainsi que par Ciccone et Papaioannou (2005). Les deux études trouvent que l'effet de la qualité de l'éducation domine tout effet de la quantité d'éducation. Enfin, Coulombe, Tremblay et Marchand (2004) et Coulombe et Tremblay (2006)

utilisent les résultats aux tests de l'enquête nommée International Adult Literacy Survey afin de construire une base de données de panel sur la qualité de l'éducation pour 14 pays de l'OCDE. Les auteurs confirment que la qualité de l'éducation est un important facteur de la croissance.

3. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Cette section présente la nature des données utilisées afin d'obtenir les indicateurs qualitatifs du capital humain (QIHC). Par la suite, nous présentons la méthodologie générale utilisée afin d'homogénéiser ces données et de pouvoir les utiliser directement dans les régressions. Nous ne présentons que succinctement cette méthodologie qui est présente en intégralité dans le chapitre 1 ainsi que dans Altinok et Murseli (2007).

Notre étude procède à un regroupement des enquêtes internationales d'évaluation des systèmes éducatifs présentées dans la section précédente sur des échelles communes. La méthode utilisée se base sur la prise en compte des pays qui participent à plusieurs enquêtes simultanément et par le biais de leurs résultats, nous procédons à un ancrage des enquêtes les unes avec les autres. A l'issue de ces procédures, nous obtenons des indicateurs qualitatifs du capital humain (QIHC = *Qualitative Indicators of Human Capital*) pour trois domaines de compétence (mathématiques, sciences, lecture). Cette méthodologie, qui diffère quelque peu selon que l'on travaille en coupe instantanée ou en panel, est présentée ci-dessous.

Nous avons utilisé les résultats les plus récents issus de 6 groupes d'enquêtes internationales différentes (IEA, PISA, SACMEQ, PASEC, LLCE et MLA). Pour la signification des sigles, voir la note du TABLEAU A.1. Les analyses précédentes ont utilisé des enquêtes réalisées de 1961 à 1990, sans s'interroger sur la qualité de celles-ci. Par exemple, Barro (2001) a pris les résultats de réussite à tous les tests disponibles, entre ces deux dates, et ce, pour tous les domaines de compétence, sans aucun ré-ajustement. Hanushek et Kimko (2000) ont réalisé une certaine prise en compte de la qualité des données en pondérant les résultats bruts par les erreurs types. Mais ils ont effectué un re-calibrage des données uniquement en se basant sur l'enquête nationale américaine d'évaluation scolaire (NAEP - National Assessment of Evaluational Progress). Ils ont alors supposé que les résultats issus de cette enquête suffisaient à effectuer un ancrage global des données. Par ailleurs, ils n'ont pas pris en compte les résultats des enquêtes postérieures à 1990.

La première base de données est en coupe instantanée et relate la qualité de l'éducation pour 105 pays. Cette base de données sépare la qualité de l'éducation en trois domaines de compétence (mathématiques, sciences, lecture). Elle reflète les disparités en termes de qualité de l'éducation

pour un grand nombre de pays, et ce pour l'année la plus récente (entre 1998 et 2005). Afin d'obtenir cette base de données, nous avons recherché les pays qui avaient participé à au moins deux enquêtes différentes, afin d'obtenir une comparabilité entre les enquêtes. Nous avons toujours choisi les enquêtes de l'IEA comme enquête de référence, étant donné que ces enquêtes recouvrent le plus grand nombre de pays, que le niveau économique de ceux-ci est le plus hétérogène et que ces enquêtes sont réputées pour leur qualité d'échantillonnage. Nous avons mis à une échelle de 0-100 toutes les enquêtes, en supposant que le pays qui avait obtenu le plus grand score aurait un résultat de 100. Ensuite, nous ajustons les enquêtes secondaires par rapport aux enquêtes de référence, en multipliant les premières enquêtes par un coefficient de passage calculé à partir des pays qui ont participé aux deux enquêtes. Ainsi, nous obtenons des indicateurs qualitatifs du capital humain calculés sur une même échelle et donc comparables. Cette base de données contient des scores pour la qualité de l'éducation pour 105 pays. Mise à part notre contribution, deux articles principaux ont procédé à la création de bases de données sur la qualité de l'éducation. Hanushek et Kimko (2000) ont utilisé les enquêtes internationales effectuées entre 1964 et 1990. Ils ont également tenté d'approcher la qualité des systèmes éducatifs d'autres pays en effectuant des imputations basées sur des régressions économétriques. Dans un premier temps, une mesure de la qualité de l'éducation pour 37 pays est effectuée. Par la suite, les auteurs prédisent la qualité de l'éducation pour 31 pays supplémentaires en analysant le fonctionnement des systèmes éducatifs en question. Pour ce faire, ils régressent leurs indicateurs de qualité du capital humain avec des variables d'éducation telles que la taille des classes ou encore le nombre moyen d'années scolaires. De façon assez paradoxale, tandis que les auteurs soutiennent l'idée que leurs indicateurs de la qualité de l'éducation sont très faiblement corrélés avec les indicateurs quantitatifs, ils acceptent ainsi l'idée d'une prédiction de données relatives à la qualité de l'éducation. Récemment, Schoellman (2006) a mis en place une stratégie très originale afin de mesurer la qualité des systèmes éducatifs. En utilisant la performance des immigrants des Etats-Unis sur le marché du travail, l'auteur a construit des indicateurs sur la performance de ceux-ci et a distingué les nationalités. Les échantillons varient beaucoup selon les nationalités allant de 42 observations pour l'Arabie Saoudite à plus de 71000 observations pour le Mexique. Il semble évident que le manque de représentativité pour certains pays (c'est-à-dire les pays dont les nationaux immigreront relativement peu aux Etats-Unis) n'est pas sans poser de questions. Néanmoins, cette étude très originale semble intéressante dans la mesure où la qualité de l'éducation est basée non pas sur les acquis scolaires, mais plutôt sur des mesures de performance des travailleurs sur le marché du travail (cette performance est approchée, dans une logique mincérienne, avec les niveaux de revenu des travailleurs). Comme ces deux études prennent en

compte des données pour certains pays dont nous ne disposons pas, il peut être utile d'utiliser ces compléments d'informations. Comme nous disposons de données pour la qualité de l'éducation pour 105 pays, 15 autres pays ont été évalués dans les deux autres études. Une imputation linéaire permet ainsi de passer l'échantillon à 120 pays. Afin d'avoir des résultats comparables entre chaque domaine de compétence, les scores sont standardisés afin d'obtenir une moyenne de 50 et un écart-type de 10.

La seconde base de données est en forme de panel et s'étend entre 1964 et 2005. Nous procédons à une compilation de l'ensemble des enquêtes relatives à la mesure des acquis des élèves au niveau primaire et secondaire. La méthodologie suivie reprend partiellement celle effectuée en coupe instantanée. Nous avons deux groupes d'enquêtes : celles où les Etats-Unis ont participé (série A) et qui permettent un ancrage avec l'enquête nationale (NAEP) et celles où les Etats-Unis n'ont pas participé (série B) et où nous utilisons principalement la méthode en coupe instantanée. Pour la première série d'enquêtes A, nous utilisons un ancrage sur l'enquête NAEP (National Assessment of Educational Progress) comme cela a été fait dans Hanushek et Kimko (2000). L'enquête NAEP reste le principal instrument de mesure des acquis des élèves américains, représentatif au niveau fédéral, depuis 1969. L'IAEP est l'équivalent international du NAEP. Ainsi, la procédure d'évaluation est basée sur les curriculums américains. A des périodes différentes depuis 1970, les élèves des Etats-Unis âgés de 9, 13 et 17 ans ont été questionnés sur leur acquis en sciences et en mathématiques. Ces tests peuvent donner une mesure de référence absolue pour le niveau des acquis des Etats-Unis. Afin de collecter à la fois les données des enquêtes IEA et IAEP, Hanushek et Kimko (2000) ont utilisé les résultats des Etats-Unis comme doublons. Ils ont ainsi normé la moyenne des enquêtes de l'IEA afin de l'égaliser avec celles de l'IEAP qui leur étaient les plus proches (en termes d'âge, d'année et de domaine de compétence). A la différence de Hanushek et Kimko, afin d'obtenir des indicateurs comparables à ceux obtenus du groupe B, nous n'avons pas repondéré les scores par les erreurs de mesure. Pour le deuxième groupe d'enquêtes B – celles où les Etats-Unis n'ont pas participé – nous avons utilisé la méthodologie présentée en coupe instantanée, à la différence que nous ne procédons pas à un ajustement à une échelle de 0 à 100 afin d'avoir des enquêtes comparables avec la série d'enquêtes A. Au final, nous obtenons 56 séries d'enquêtes pour tous les groupes d'âge (9, 10, 13, 14, 15 et dernière année du secondaire). Afin d'avoir des données comparables dans le temps et des variables éducatives correspondantes, nous n'avons pas pris en compte les séries d'enquêtes pour les élèves dans leur dernière année au secondaire et les pré-tests pour l'enquête PASEC, ce qui réduit le nombre d'enquêtes à 42 séries. Dans une dernière étape, étant donné que des séries concernent la même année et le même niveau d'études (primaire ou secondaire), le regroupement

de celles-ci conduit au final à 26 séries d'enquêtes. Ces séries, ainsi que les indicateurs statistiques usuels sont présentés dans le TABLEAU 2.1.

4. MODÈLE ET RÉSULTATS

Cette section dresse les estimations effectuées concernant la relation éducation-croissance à partir des séries décrites dans la section précédente. Dans le premier paragraphe, nous dressons quelques éléments de statistique descriptive. Dans le second paragraphe, nous estimons le modèle économétrique.

4.1. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Nous analysons ici la relation statistique entre les indicateurs de l'éducation et la croissance annuelle moyenne des pays. La variable quantitative de l'éducation est le nombre moyen d'années scolaires de la population adulte entre 1960 et 2000. La variable qualitative de l'éducation est le score des pays aux tests internationaux sur les compétences des élèves. Comme la base de données en panel est non cylindrée, nous préférons utiliser les données issues de la base de données en coupe transversale. Ces premières relations permettent d'avoir un aperçu des effets possibles de l'éducation sur la croissance, l'estimation économétrique viendra ensuite confirmer ou infirmer les résultats trouvés.

Dans le GRAPHIQUE 2.1, nous pouvons constater que la qualité de l'éducation est fortement corrélée avec la quantité d'éducation. Le coefficient de corrélation est égal à 0,8 et regroupe 126 pays. Lorsque l'on restreint l'échantillon aux seuls pays à revenu élevé, le niveau de corrélation diminue légèrement pour avoisiner 0,6 avec seulement 31 pays. Il apparaît donc que les acquis scolaires des élèves sont d'autant plus élevés que l'éducation est longue. Pour autant, comme on peut le constater dans le GRAPHIQUE 2.2, la qualité de l'éducation peut différer fortement entre pays où le nombre moyen des années scolaires est proche (exemple de l'Islande et de la Corée du Sud).

Il est plus intéressant d'analyser la relation entre l'éducation et la croissance économique. Dans le GRAPHIQUE 2.3, nous effectuons la corrélation entre le nombre moyen d'années scolaires et le taux de croissance annuel moyen entre 1960 et 2000. La relation est positive, mais le coefficient de corrélation n'est égal qu'à 0,48. On peut voir clairement que la corrélation n'est pas évidente.

La restriction aux seuls pays à revenu élevé montre de façon surprenante une relation clairement négative : le coefficient de corrélation est égal à -0,34 avec 28 pays dans l'échantillon (GRAPHIQUE 2.4). Cette relation renvoie notamment à celle trouvée par Pritchett (2001) dans son analyse économétrique et à partir de laquelle il argumente sur l'impact de l'autonomie d'organisation des systèmes éducatifs nationaux. Bien évidemment, il s'agit ici d'une relation entre deux variables et de nombreux biais existent. Néanmoins, il apparaît assez surprenant de voir une telle relation négative.

La relation entre la qualité de l'éducation et la croissance moyenne est présentée dans le GRAPHIQUE 2.5. Cette relation est positive et son amplitude est assez élevée : le coefficient de corrélation est égal à 0,65 et regroupe un échantillon de 98 pays. Lorsque l'échantillon est restreint aux seuls pays à revenu élevé, la relation reste positive mais le coefficient de corrélation est très fortement réduit : il passe de 0,65 à 0,28. Cependant, la relation positive persiste. A travers cette approche simple, nous pouvons d'ores et déjà constater le faible impact de la quantité d'éducation sur la croissance économique. Sa correction par la qualité de l'éducation peut apparaître comme une option solide. Il faut noter que ces simples corrélations ne signifient aucunement une relation de causalité entre les facteurs éducatifs et la croissance économique. Par conséquent, il apparaît nécessaire d'entreprendre une estimation économétrique de la relation éducation-croissance.

4.2. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Dans cette section, nous présentons les résultats de l'estimation de l'apport de l'éducation à la croissance économique. Le taux de croissance annuel moyen du PIB par tête est exprimé en fonction des mesures de l'éducation ainsi qu'un groupe de variables de contrôle. Nous considérons l'équation suivante :

$$g_{it} = X_{it}\pi + \varphi S_{it} + \gamma QIHC_i + \mu_t + \delta_i + u_{it} \quad (11)$$

où g représente le taux de croissance annuel moyen du PIB par tête, $QIHC$ représente les indicateurs qualitatifs du capital humain en mathématiques que nous utilisons comme une *proxy* de la qualité de l'éducation, S est défini comme le nombre moyen d'années scolaires de la population adulte, et X_i regroupe un ensemble de variables généralement utilisées dans les estimations économétriques de croissance. Afin d'éviter les erreurs de mesure comme souligné dans Krueger et Lindhal (2001), la base de données est comprise entre 1960 et 2000 avec des intervalles de 10 ans entre chaque observation. Par conséquent, au maximum 5 observations sont

disponibles pour un même pays. Nous disposons d'informations complètes pour environ 108 pays. Comme les données ne sont pas disponibles pour tous les pays ou les années, la base de données est non cylindrée et le nombre d'observations dépend du choix des variables explicatives. Afin de prendre en compte l'hétérogénéité inobservable des pays qui est supposée invariante dans le temps et qui peut être corrélée avec les variables explicatives, une estimation à effets fixes est effectuée. Une variable indicatrice pour chaque période de 10 années est également incluse afin de capter l'évolution générale de l'éducation. Toutes les erreurs types sont estimées de façon robuste à l'hétéroscédasticité. Les sources des données ainsi que les indicateurs statistiques usuels sont présents dans les TABLEAUX 2.1 et 2.2.

Comme mentionné en section 3, deux bases de données sont disponibles en ce qui concerne la qualité de l'éducation. En dépit du fait que l'utilisation de la base de données de panel serait naturelle, il faut noter que nous comptons très peu de pays pour lesquels nous disposons de fréquences d'observations supérieures à deux périodes différentes. Ainsi, nous utiliserons les deux bases de données. Dans le TABLEAU 2.3, nous utilisons la première base de données – à savoir celle en coupe transversale et qui concerne les scores en mathématiques. Cette variable est introduite dans un modèle de croissance en panel. Dans cette estimation, les scores aux tests de performance varient entre les pays mais sont constants à travers le temps. Cette forme d'estimation est très proche de celle utilisée par Barro (2001), à la différence que nous utilisons une estimation à effets fixes, là où Barro emploie une estimation avec les triples moindres carrés ordinaires. Cependant, Barro n'a des informations que pour 43 pays, ce qui représente environ le tiers du nombre de pays que nous incluons dans nos estimations (environ 120 pays). Nous supposons que la mesure contemporaine des résultats en mathématiques et en sciences peut être utilisée comme une *proxy* de la qualité de l'éducation. Dans le TABLEAU 2.4, nous utilisons la base de données de panel sur les résultats aux tests de compétence.

La première colonne du TABLEAU 2.3 inclut des variables souvent employées dans les équations de croissance (voir notamment Barro, 1997). Le niveau initial du PIB par tête au début de chaque période est introduit afin de mesurer la convergence conditionnelle du taux de croissance d'équilibre. Ces variables sont : le logarithme de l'espérance de vie à la naissance, le taux d'investissement en pourcentage du PIB, un index de mesure des institutions (*rule-of-law* index), le taux d'inflation, la dépense du gouvernement ainsi qu'un indicateur de commerce international.

La plupart des résultats sont similaires à ceux de Barro (1997). Le niveau initial du PIB par tête est associé négativement au taux de croissance annuel de l'économie. Plus de commerce et une inflation moins élevée tendent également à une plus grande croissance. Par ailleurs, les taux de croissance sont plus forts lorsque les institutions sont plus solides (*rule-of-law* index).

L'effet d'un fort niveau de dépense gouvernementale n'est pas clair *a priori*. D'un côté, de fortes dépenses publiques peuvent introduire des inefficiences et contraindre l'efficacité du secteur privé. De l'autre côté, la mise à disposition d'infrastructures efficaces et de règles juridiques bien édictées peuvent promouvoir la croissance (Hansson, 2000). Cependant, comme on peut le constater dans le TABLEAU 2.3, la dépense gouvernementale n'a pas d'influence significative sur la croissance économique. Le taux d'investissement a un effet positif sur la croissance économique, mais uniquement à un seuil de significativité de 11 %. Afin de prendre en compte la qualité du système juridique ainsi que le niveau de protection des droits de propriété, un index de droits juridiques (*rule-of-law* index) est construit par Gwartey et Lawson (2002). Les résultats dans le TABLEAU 2.3 montrent un effet positif et significatif de cet index sur le taux de croissance de l'économie.

Les résultats du TABLEAU 2.3 montrent que lorsque les effets fixes sont contrôlés, la variable de quantité d'éducation n'a pas d'effet significatif sur la croissance. L'inclusion de la dimension qualitative du capital humain exerce au contraire un effet positif et significatif sur la croissance économique. L'effet est même relativement important : une augmentation d'un écart-type de la qualité de l'éducation (soit 10 points de pourcentage) tend à augmenter le taux de croissance annuel moyen de 1,9 points de pourcentage. Lorsque les deux indicateurs d'éducation sont inclus, seule la qualité de l'éducation exerce un effet significatif sur le taux de croissance. Par ailleurs, l'effet semble plus élevé lorsque l'on compare les coefficients entre les colonnes (2) et (3). Pour autant, il faut ici rester prudent quant aux amplitudes des effets, ceci pour au moins deux raisons. Tout d'abord, si l'éducation crée des externalités positives, alors le coefficient associé à nos indicateurs peut être sur-estimé. Du fait de variables omises, le coefficient associé aux indicateurs éducatifs peut englober d'autres facteurs. Nous tentons de vérifier cette hypothèse ci-dessous. Comme le soulignent Bils et Knelow (2000), il peut exister une double relation de causalité entre éducation et croissance : si l'éducation a certainement un impact sur la croissance économique, celle-ci a toute aussi probablement un effet "retour" sur l'éducation. Dans ce cas, le coefficient trouvé pourrait expliquer une relation de causalité inverse entre éducation et croissance. Il nous faudra dans ce cas utiliser un estimateur spécifique pour corriger ces biais.

King et Levine (1993) défendent l'idée selon laquelle la qualité des marchés financiers d'un pays peut influencer la croissance économique. Pour mesurer cet effet, nous incluons une *proxy*

de la qualité des marchés financiers – à savoir la variable *liquid liabilities*. En confirmant les résultats de Chanda (2001) et Dreher (2006), nous ne trouvons aucun effet significatif de cette variable. Cependant, notre intérêt se porte davantage sur les coefficients associés aux variables éducatives. Malgré l'inclusion de la variable relative aux marchés financiers, la qualité de l'éducation exerce toujours un impact positif et significatif sur la croissance. L'amplitude de son effet est néanmoins réduite de 0,226 à 0,162. L'augmentation d'un écart type de la qualité de l'éducation permet l'augmentation annuelle du taux de croissance de 1,6 points de pourcentage, ce qui reste plutôt élevé. En parallèle, la quantité d'éducation n'a pas d'impact significatif.

Depuis quelques années, les variables politiques et institutionnelles ont été montrées comme étant déterminantes dans le processus de croissance (pour une revue de littérature, voir Carmignani, 2001). Sala-i-Martin (1997) montre l'influence positive des libertés civiles ainsi que des droits politiques sur la croissance. L'inclusion de proxy des variables institutionnelles et politiques – ici les libertés civiles, les droits politiques ainsi que les contraintes politiques d'exécution (*executive constraints*) – ne modifient pas la valeur des coefficients associés à la qualité de l'éducation. Le coefficient associé à la mesure des droits politiques est assez surprenant car il signifie que moins les droits politiques sont forts, d'autant plus la croissance est élevée. Les contraintes d'exécution en politique ou *executive constraints* – qui sont une mesure des contraintes institutionnelles sur le pouvoir de décision des personnels exécutifs – ont un impact négatif et significatif sur la croissance économique. De façon similaire, comme on peut le constater dans les colonnes (5), (6) et (7), la quantité d'éducation ne semble pas exercer d'effet significatif sur la croissance économique.

Dans le TABLEAU 2.4, nous présentons les résultats issus de l'inclusion de la variable de qualité de l'éducation sous sa dimension de panel. Il faut noter que le nombre d'observations diminue fortement lorsque nous introduisons cette *proxy*. Deux différentes *proxies* de la qualité de l'éducation sont utilisées : les scores aux tests de compétence en mathématiques au niveau secondaire (colonnes 1, 2 et 3) ainsi que les scores aux tests en sciences toujours au niveau secondaire (colonnes 4, 5 et 6). Dans les colonnes (1) et (2), nous employons la méthode de régression à effets fixes. Ni les scores en mathématiques, ni ceux en science ne semblent avoir d'effet sur le taux de croissance économique. Cependant, il peut exister des biais d'endogénéité sur certaines variables. Pour corriger ces biais, nous utilisons un autre régresseur, à savoir celui des moments généralisés, avec une application de Blundell et Bond (1998). Ce régresseur s'effectue sur un modèle de panel dynamique et utilise les niveaux et variations retardées des variables endogènes comme instruments. Il est également appelé "System GMM". Tandis que

Arellano et Bond (1991) utilisent l'estimateur des différences premières, ceci afin d'éviter la corrélation entre les valeurs retardées de la variable dépendante et les effets fixes inclus dans le terme d'erreur, Arellano et Bover (1995) incluent à nouveau les équations exprimées en niveau en supplément des valeurs retardées des différences premières, ceci pour éviter d'avoir à faire face à la validité des instruments, comme le soulignent Staiger et Stock (1997). Par ailleurs, ils montrent que l'inclusion des équations de niveau augmente considérablement la précision des estimateurs, notamment lorsque l'auto-corrélation de la variable dépendante est élevée.

Néanmoins, le nombre total d'instruments devient trop élevé en comparaison avec les observations, parfois même plus élevé que le nombre de pays inclus dans le panel. Du fait des nouvelles contraintes de niveau introduites, ce problème survient plus souvent avec l'estimateur de Blundell et Bond (1998) que nous utilisons dans nos régressions. L'amélioration de Roodman (2006) de cet estimateur dans le logiciel Stata permet d'utiliser une voie originale afin de limiter le problème du nombre d'instruments. L'option "collapse" dans Stata permet de restreindre le nombre d'instruments en ne prenant qu'une certaine partie des variables retardées et non leur totalité. Dans notre analyse, cette option est toujours utilisée afin d'améliorer l'efficacité du modèle, et notamment le test de validité de la suridentification des restrictions effectuées (test de Hansen dans le cas où les erreurs types sont corrigées de l'hétéroscédasticité). Pour l'estimateur de Blundell et Bond (1998), les options à un pas et à deux pas sont disponibles (*one step* et *two step*). Les simulations d'Arellano et Bond (1991) suggèrent que l'estimation à deux pas (*two step*) peut améliorer la précision des coefficients estimés et considérablement augmenter la qualité de l'estimation dans le cas d'une hétéroscédasticité, mais les erreurs types tendent à être systématiquement sous-évaluées. Ce biais systématique est pris en compte dans la version robuste des estimateurs améliorés de Roodman (2006) qui inclut la correction proposée par Windmeijer (2005) de l'échantillon fini de l'estimateur à deux étapes de la matrice des variances-covariances. Ainsi, nous utilisons l'estimateur à deux pas avec la correction de Windmeijer (2005) et l'estimateur de Blundell et Bond (1998).

Nous régressons désormais le logarithme naturel du PIB par habitant à la fin de chaque période de dix ans, avec sa valeur retardée, ainsi que d'autres variables, en opposition à la régression du taux de croissance de l'économie avec les mêmes variables. La formulation du modèle en différences signifie alors que la régression montre désormais comment les *variations* dans la qualité de l'éducation influencent la croissance économique et non comment le *niveau* de celle-ci a un impact sur la croissance.

Nous estimons dans ce cas l'équation suivante :

$$\Delta g_{it} = \Delta X_{it}\pi + \varphi\Delta S_{it} + \gamma\Delta QIHC_i + \Delta\mu_t + \Delta u_{it} \quad (12)$$

Les colonnes (3) à (6) présentent les résultats des régressions avec l'estimateur des moments généralisés à deux pas de Blundell et Bond (1998). Conformément à cet estimateur, un test de Hansen de la validité des instruments peut être effectué. Comme nous pouvons le constater, le test de Hansen renvoie toujours à une acceptation de l'hypothèse de suridentification des instruments (probabilité supérieure à 0,05). Ainsi, la stricte exogénéité n'est pas rejetée. Le test d'Arellano et Bond d'auto corrélation de second ordre, qui ne doit pas être présente afin que l'estimateur soit efficient, accepte également l'ensemble des spécifications (probabilité supérieure à 0,05). Notons que la validation de l'hypothèse de suridentification du test de Hansen permet implicitement d'en déduire à une endogénéité des variables en question. Le test de Hausman a par ailleurs été effectué pour confirmer l'hypothèse d'endogénéité (voir Altinok, 2007).

A une exception près, les résultats sont analogues à ceux obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires : le PIB par habitant au début de la période est désormais positivement corrélé avec le logarithme du PIB par habitant à la fin de la période. Ces résultats confirment ceux de Dollar et Kray (2001). Lorsque les scores aux tests de mathématiques sont considérés comme des *proxies* de la qualité de l'éducation, leurs coefficients sont positifs et significatifs. Par contre, avec l'utilisation des indicateurs en sciences, seule l'estimation sans les variables de contrôles est significative. En comparaison des estimations précédentes, la magnitude de l'effet est approximativement la même. Les estimations montrent qu'une augmentation d'un écart-type de la qualité de l'éducation (soit 10 points de pourcentage) augmente la croissance du PIB d'environ 12 points de pourcentage (colonne 4). La croissance annuelle moyenne est ainsi de 1,2 point de pourcentage, effet qui est légèrement supérieur à celui trouvé dans les estimations précédentes. La quantité d'éducation est toujours non significative lorsque nous introduisons la qualité de l'éducation avec la base de données de panel.

Comme très peu de pays ont participé plusieurs fois aux tests internationaux sur les compétences des élèves, le nombre d'observations dans le TABLEAU 2.4 est assez restreint. Par conséquent, il peut être intéressant de tester directement l'impact de la quantité de l'éducation sur la croissance avec un échantillon plus grand. Dans le TABLEAU 2.5, nous testons cette hypothèse. Dans les colonnes (1) à (3) n'est incluse que la variable strictement quantitative de l'éducation, à savoir le nombre moyen d'années scolaires des adultes, variable reprise de la base de données de Barro et Lee (2000). Par contre, dans les colonnes (4) à (6), nous réajustons la variable

quantitative de l'éducation par la mesure de la qualité que nous avons construite. Par ce biais, nous testons si le réajustement des années d'éducation par leur qualité peut améliorer la mesure de l'éducation, en supposant qu'une année d'éducation dans un pays considéré n'a pas le même rendement qu'une année dans un pays différent. La valeur réajustée peut ainsi être considérée comme le nombre moyen d'années scolaires des adultes corrigé par la qualité de l'éducation. Nous calculons cette nouvelle variable $S_{QIHC,it}$ selon l'équation suivante :

$$S_{QIHC,it} = S_{it} \times QIHC_i / QIHC_{USA} \quad (13)$$

Afin d'avoir des données comparables, nous avons choisi les années d'éducation aux Etats-Unis comme données de référence. Cette combinaison suppose que la qualité de l'éducation ne varie pas dans le temps, mais uniquement entre les pays i . Bien que cette hypothèse soit discutable, le manque de données sur la qualité de l'éducation dans une dimension de panel nous impose de nous restreindre à la base de données en coupe transversale. Ainsi, nous supposons que seules les années d'éducation varient dans le temps.

Le TABLEAU 2.5 présente les résultats des estimations sans ajustement par la qualité de l'éducation. Lorsque nous régressons la variation de la quantité d'éducation sur la croissance économique, son effet apparaît positif et significatif : l'augmentation d'une année scolaire induit l'augmentation de 4 points de pourcentages du taux de croissance global du PIB par tête. Le taux de croissance annuel moyen est par conséquent augmenté d'environ 0,4 point. Lorsque la variable mesurant la qualité des marchés financiers est incluse (c'est-à-dire la variable *liquid liabilities*), la quantité d'éducation ne semble plus avoir d'effet significatif. La combinaison entre la quantité et la qualité de l'éducation souligne des relations plus robustes (TABLEAU 2.6) : les coefficients associés à cette variable sont toujours significatifs et positifs. La magnitude de l'impact de cette variable est approximativement la même que celle non ajustée par la qualité de l'éducation.

Afin de vérifier la robustesse de nos résultats, nous réestimons les équations de croissance en prenant des sous-échantillons. Deux échantillons sont utilisés : les pays de l'OCDE et les autres pays en développement. Les résultats dans le TABLEAU 2.7 montrent que lorsque nous distinguons les pays selon leur niveau de développement économique, seule la variable de combinaison des indicateurs éducatifs reste significative quelle que soit l'estimation. Les années scolaires, non ajustées, des adultes n'ont d'effet positif que pour les pays de l'OCDE. Au contraire, les années d'éducation ajustées par la qualité de celle-ci ont un impact positif et significatif sur la croissance économique quel que soit le niveau économique des pays considérés (colonnes 4 et 5). L'augmentation d'une année scolaire ajustée par la qualité de l'éducation induit

une augmentation annuelle du taux de croissance d'environ 0,23 point de pourcentage pour les pays de l'OCDE, tandis que l'effet est plus élevé pour les pays en développement : l'effet est égal à 0,72 point de pourcentage. Ainsi, l'effet de l'éducation apparaît plus important pour les pays en développement que pour les pays développés. Nous pouvons voir dans cette différence une sorte de convergence de l'effet éducatif sur la croissance. Par ailleurs, les pays asiatiques sont connus pour leur extraordinaire croissance au cours des quarante dernières années. Comme la qualité de leurs systèmes éducatifs est également avérée (voir notamment le GRAPHIQUE 2.5), il serait possible que nos coefficients soient significatifs uniquement à la présence des pays asiatiques. Afin de contrôler cet effet possible, nous réestimons l'équation de croissance en ne prenant pas en compte les pays asiatiques. Lorsque l'échantillon n'inclut pas ces pays, la variable quantitative d'éducation n'est plus significative. Par contre, la variable ajustée d'éducation garde sa significativité. Nous pouvons donc en déduire que l'impact de la variable ajustée d'éducation a un réel impact sur la croissance économique.

5. CONCLUSION

A travers toutes les explications de la croissance économique des pays, une d'entre elles qui est le plus souvent acceptée est le niveau de capital humain. Cette évidence a toutefois rencontré de nombreuses incohérences dans la littérature existante. Les approches macro-économiques les plus robustes apportent des contradictions dans la relation éducation-croissance. Pritchett (2001) montre que très souvent l'impact de l'éducation sur la croissance est négatif et de manière significative. Pour autant, la plupart des études ont ignoré le caractère qualitatif du capital humain, en ne s'appuyant que sur des indicateurs purement quantitatifs.

La prise en compte des enquêtes nationales ou internationales sur les acquis des élèves en mathématiques, sciences et lecture peut permettre de combler ce manque de mesure qualitative. Hanushek et Kimko (2000) et Barro (2001) ont pris ce chemin qualitatif, mais sans exploiter l'ensemble des enquêtes internationales et pour seulement un échantillon de 36 pays pour le premier et 43 pays pour le second. Dans ce travail de recherche, nous avons utilisé une méthode qui nous a permis d'avoir des indicateurs qualitatifs du capital humain (*QIHC*) pour un grand nombre de pays et dans une dimension de panel. Par conséquent, notre échantillon regroupe davantage de pays en développement que les deux principales études antérieures dans ce domaine.

L'estimation de la relation éducation-croissance montre le rôle positif joué par la qualité de l'éducation : lorsque les indicateurs de qualité des systèmes éducatifs sont pris en compte, l'effet

de la quantité de l'éducation disparaît. Quelles que soient les spécifications retenues (avec ou sans variables de contrôle), l'effet qualitatif de l'éducation est toujours positif et significatif sur le taux de croissance de l'économie.

Un problème important a dû être pris en compte : la croissance économique jouant également un rôle dans l'explication de la qualité des systèmes éducatifs, il a fallu recourir à un modèle à panel dynamique. La prise en compte de la possible endogénéité de l'éducation – via les deux indicateurs éducatifs – a permis de distinguer la double relation causale possible entre éducation et croissance. Avec la prise en compte de l'endogénéité, l'effet de l'éducation sur la croissance se maintient, mais uniquement sur la dimension qualitative de l'éducation. L'éducation a donc un effet réel sur le taux de croissance de l'économie, mais la non prise en compte de sa dimension qualitative biaise en partie les estimations.

Par ailleurs, afin de combler le manque de données en ce qui concerne la qualité de l'éducation, nous avons procédé à un réajustement de la variable quantitative de l'éducation par sa dimension qualitative. En faisant ainsi, nous avons calculé des années scolaires standardisées par la qualité de l'éducation. En introduisant cette nouvelle variable, nous trouvons que l'effet est toujours significatif, quel que soit l'échantillon utilisé.

Il convient pour autant de rester prudent sur la mesure de la magnitude de l'effet de l'éducation sur la croissance. Nous avons démontré par exemple que l'effet de l'éducation sur la croissance varie beaucoup entre les pays de l'OCDE et les pays en développement. Cependant, en confirmant les analyses précédentes ayant utilisé des indicateurs qualitatifs, nous pouvons en conclure que la qualité de l'éducation est un facteur important de la croissance.

A partir du point selon lequel la qualité de l'éducation apparaît comme fondamentale pour la croissance économique des pays, il vient naturellement à l'esprit du chercheur de tenter d'améliorer cette qualité de l'éducation. Pour ce faire, la recherche des déterminants de la qualité de l'éducation peut être entreprise dans une dimension macro-économique. C'est l'objet du troisième chapitre.

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J.A. (2001), "The Colonial Origins of Comparative Development: An empirical Investigation", *American Economic Review*, 91(5), p.1369-1401.

Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J.A. (2002), "Reversal of the fortune: Geography and institutions in the making of the modern world income distribution", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), p.1231-1294.

Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J.A. (2005), "Institutions as a Fundamental Cause of Long-run Growth", in *Handbook of Economic Growth*, Aghion P. and Durlauf S.N. (Eds). Amsterdam: North Holland, p.385-472.

Aghion, P., Cohen, E. (2004), *Éducation et Croissance*. La Documentation française, Paris.

Aghion, P., Howitt, P. (1998), *Endogeneous Growth Theory*. MIT Press, Cambridge.

Altinok, N. (2007), "Capital humain et croissance : l'apport des enquêtes internationales sur les acquis des élèves", *Economie Publique*, 18-19 2006/1-2, pp177-209.

Altinok, N., Murseli, H. (2007), "International Database on Human Capital Quality". *Economics Letters*, 96(2), p.237-244.

Arellano, M., Bond, S., (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, p.277-297.

Arellano, M., Bover, O. (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, 68, p.29-51.

Arrow, K. (1962), "The Economic Implications of Learning by Doing", *The Review of Economic Studies*, 29(3), p.155-173.

Barro, R.J. (1991), "Economic Growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, p.407-443.

Barro, R.J. (2001), "Education and Economic Growth", in Helliwell J.F. (ed.), *The Contribution of Human and Social Capital to Sustained Economic Growth and Well-Being*, OECD, chapter 3, p.14-41.

Barro, R.J., Lee, J.W. (1994), *Dataset for a panel of 138 countries*. Téléchargeable à l'adresse : <http://www.nber.org/pub/barro.lee/> (23/07/2007).

Barro, R.J., Lee, J.W. (1996), "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 86, p.218-223.

Barro, R.J., Lee, J.W. (2001), "International data on educational attainment: updates and implications", *Oxford Economic Papers*, 53(3), Academic Research Library, p.541-563.

Barro, R.J., Sala-i-Martin, X. (1992), "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, p.223-251.

Baumol, W.J. (1986), "Productivity growth convergence and welfare: What do the long-run data show?", *American Economic Review*, 76(2), p.218-223.

Beaton, A.E., Postlethwaite, T.N., Ross, K.N., Spearrit, D., Wolf, R.N. (1999), *The benefits and limitations educational achievements*, Unesco, International Institute for Educational Planning, Paris.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R.A. (1999), "A New Database on Financial Development and Structure", *Domestic Finance Working Paper*, 2146, World Bank, Washington, D.C.

Becker, G. (1964), *Human Capital*, New York, Columbia University Press.

Benhabib, J., Spiegel, M. (1994), "The role of human capital in economic development : evidence from aggregate cross-country data", *Journal of Monetary Economics*, 34, p.143-179.

Bils, M., Knelow, P.J. (2000), "Does Schooling cause growth?", *American Economic Review*, 90(5), p.1160-1183.

Blundell, R., Bond, S. (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87, p.115-143.

Bosworth, B.P., Collins, S.M. (2003), "The Empirics of Growth: An update", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, p.113-206.

Carmignani, F. (2001), "Theory and Evidence on the Political Economy of Growth", Dipartimento di Economia Politica Working Paper 33, Università degli Studi di Milano-Bicocca.

Chanda, A. (2001), "The Influence of Capital Controls on Long Run Growth: Where and How Much?", North Carolina State University, Mimeo.

Ciccone, A., Papaioannou, E. (2005), "Human Capital, the Structure of Production, and Growth", Barcelona, Universitat Pompeu Fabra, Mimeo.

Cohen, D., Soto, M. (2001), "Growth and Human Capital: Good Data, Good Results", *CEPR Discussion Papers 3025*, C.E.P.R. Discussion Papers.

Coulombe, S., Tremblay, J.-F., Marchand, S. (2004), "Literacy Scores, human capital and growth across fourteen OECD countries", Ottawa: Statistics Canada.

Coulombe, S., Tremblay, J.-F. (2006), "Literacy and Growth", *Topics in Macroeconomics* 6, no. 2: Article 4. Revue électronique accessible à : <http://www.bepress.com/bejm/topics/vol6/iss2/art4> (29/08/2007)

De la Fuente, A., Doménech, R. (2006), "Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?", *Journal of the European Economic Association*, 4(1), p.1-36.

Dollar, D., Kray, A. (2001), "Trade, Growth, and Poverty", *World Bank Discussion Paper*, Washington, D.C.

Dreher, A. (2006), "Does Globalisation Affect Growth? Evidence From a New Index of Globalisation", *Applied Economics*, 38(10), p.305-325.

Gurgand, M. (2000), "Capital humain et croissance : la littérature empirique à un tournant ?", *Economie Publique*, 6, p.71-93.

Gwartney, J., Lawson, R. (2006), *Economic Freedom of the World: Annual Report*, <http://www.freetheworld.org/> (23/07/2007).

Hansson, A. (2000), "Government Size and Growth: An Empirical Study of 21 OECD Countries", in: Hansson A.(Ed.), *Limits of Tax Policy*, Lund Economics Studies, 90: Chapter 4.

Hanushek, E.A., Wößmann, L. (2007), "The Role of Education Quality in Economic Growth", *Policy Research Working Paper Series*, 4122, World Bank.

Hanushek, E.A., Kimko, D.D. (2000), "Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations", *American Economic Review*, 90(5), p.1184-1208.

Haavelmo, T. (1954), *A Study in the Theory of Economic Evolution*, Amsterdam: North Holland.

Heston, A., Summers, R., Aten, B. (2002), *Penn World Table Version 6.1*, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).

Islam, N. (1995), "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), p.1127-70.

Jagers, K., Marshall, M.G. (2006), *Policy IV Project*, Téléchargeable à l'adresse : <http://www.cidcm.umd.edu/polity/> (23/07/2007).

King, R., Levine, R. (1994), "Capital Fundamentalism, Economic Development, and Economic Growth", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 40, p.259-300.

Krueger, A. B., Lindahl, M. (2001), "Education for Growth: Why and for Whom", *Journal of Economic Literature*, 39(4), p.1101-1136.

Kyriacou, G. (1991), "Level and Growth Effects of Human Capital: A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis", New York University Economic Research Report, 91-26, New York, Mimeo.

Lau, L.J., Bhalla, S., Louat, F. (1991), " Human and Physical Stock in Developing Countries: Construction of Data and Trends", World Bank, Washington D.C., Mimeo.

Lau, L.J., Jamison, D.T., Louat, F. (1991), "Education and Productivity in Developing Countries: An aggregate Production Function Approach", *World Bank Working Papers Series*, 612, World Bank, Washington D.C.

Lee, D.W., Lee, T.H. (1995), "Human Capital and Economic Growth: Tests Based on the International Evaluation of Educational Achievement", *Economics Letters*, 47(2), p.219-225.

Levine, R., Renelt, D. (1992), "A sensitivity analysis of cross-country growth regressions", *American Economic Review*, 82(4), p.942-963.

Levine, R., Zervos, S. (1993), "Looking at the facts : what we know about policy and growth from cross-country analysis", *Policy Research Working Paper Series*, 1115, The World Bank.

Lucas, R.E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22(1), p.3-42.

Mankiw, N., Romer, D., Weil, D. (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, p.407-437.

Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia University Press, New York.

Mingat, A. (2003), "Analytical and factual elements for a quality policy for primary education in Sub-Saharan Africa in the context of Education for All", Working paper, ADEA Biennial Meeting 2003, Mauritius.

Mingat, A., Tan, J.-P., (2003), "On the Mechanics of Progress in Primary Education", *Economics of Education Review*, 22(5), p.455-467.

Nehru V., Swanson, E., Dubey, A. (1995), "A New Database on Human Capital Stocks in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology and Results", *Journal of Development Economics*, 46(2), p.379-401.

Nelson, R., Phelps, E. (1966), "Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth", *American Economic Review*, 61, p.69-75.

Pritchett, L. (2001), "Where has all the education gone?", *World Bank Economic Review*, 15, p.367-391.

Romer, P. (1990), "Endogeneous technical change", *Journal of Political Economy*, 98, p.71-102.

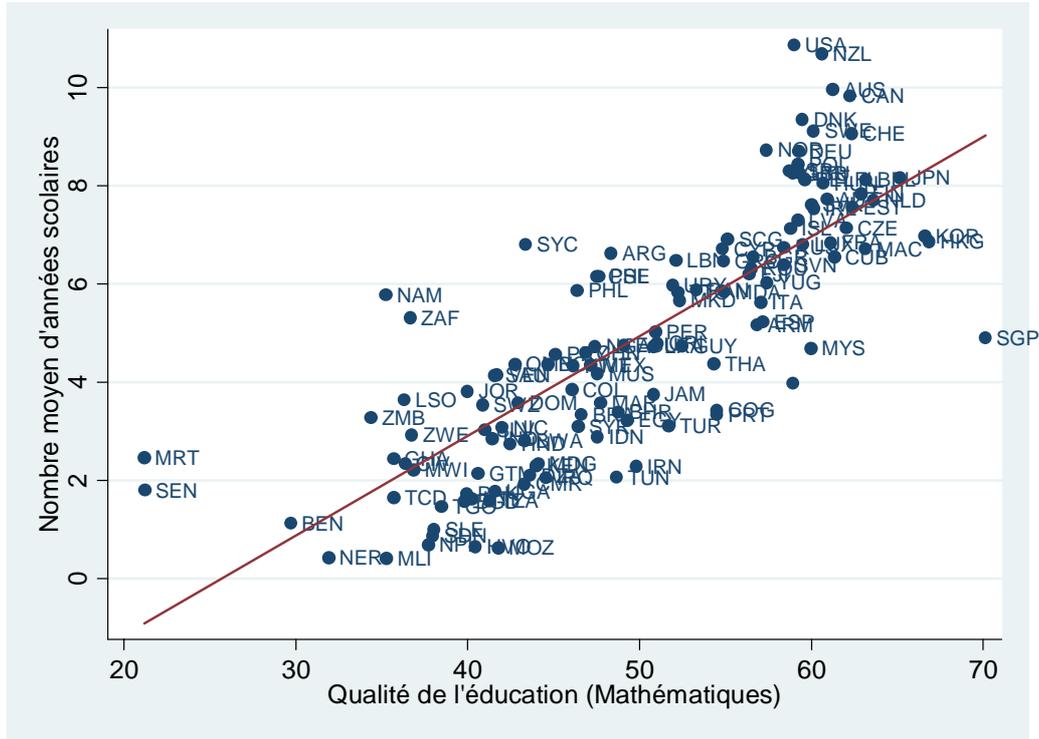
Roodman, D. (2006), "How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata", Working Paper, 103, Center for Global Development.

Sala-i-Martin, X. (1997), "I Just Ran Four Million Regressions", *NBER Working Paper*, 6252.

- Schoellmann, T. (2006), "The causes and consequences of cross-country differences in schooling achievement", Working paper, Stanford University, Mimeo.
- Schultz, T.W. (1961), "Investment in Human Capital", *American Economic Review*, 51(1), p.1-17.
- Soto, M. (2002), "Rediscovering Education in Growth Regressions", *OECD Development Centre Working Papers*, 202, OECD Development Centre.
- Staiger, D., Stock, J. (1997), "Instrumental Variables Regressions with Weak Instruments", *Econometrica*, 65(3), p.557-586.
- Stevenson, W.H. (1992), "Learning from Asian Schools", *Scientific American*, 267, p.70-76.
- Stevenson, W.H., Chen, C., Lee, S.-Y. (1993), "Mathematics Achievement of Chinese, Japanese, and American Children : Ten Years Later", *Science*, 259, p.53-58.
- Summers, R., Heston, A. (1988), "A new set of international comparisons of real product and price levels estimates for 130 countries, 1950-85", *Review of Income and Wealth*, 34, p.1-26.
- Temple, J. (2001), "Generalizations that Aren't? Evidence on Education and Growth", *European Economic Review*, 45(4-6), p.905-918.
- Topel, R. (1999), "Labor Markets and Economic Growth", in: Ashenfelter O, Card D, *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier, p.2943-2984.
- Windmeijer, F. (2005), "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, 126, p.25-51.
- World Bank (1995), *World Development Report 1995 : Workers in an Integrating World*. Oxford University Press for the World Bank, Washington D.C.
- World Bank (2002), *World Development Indicators 2007*. Washington D.C.
- Wößmann, L. (2003), "Specifying human capital", *Journal of Economic Surveys*. 17(3), p.239-270.

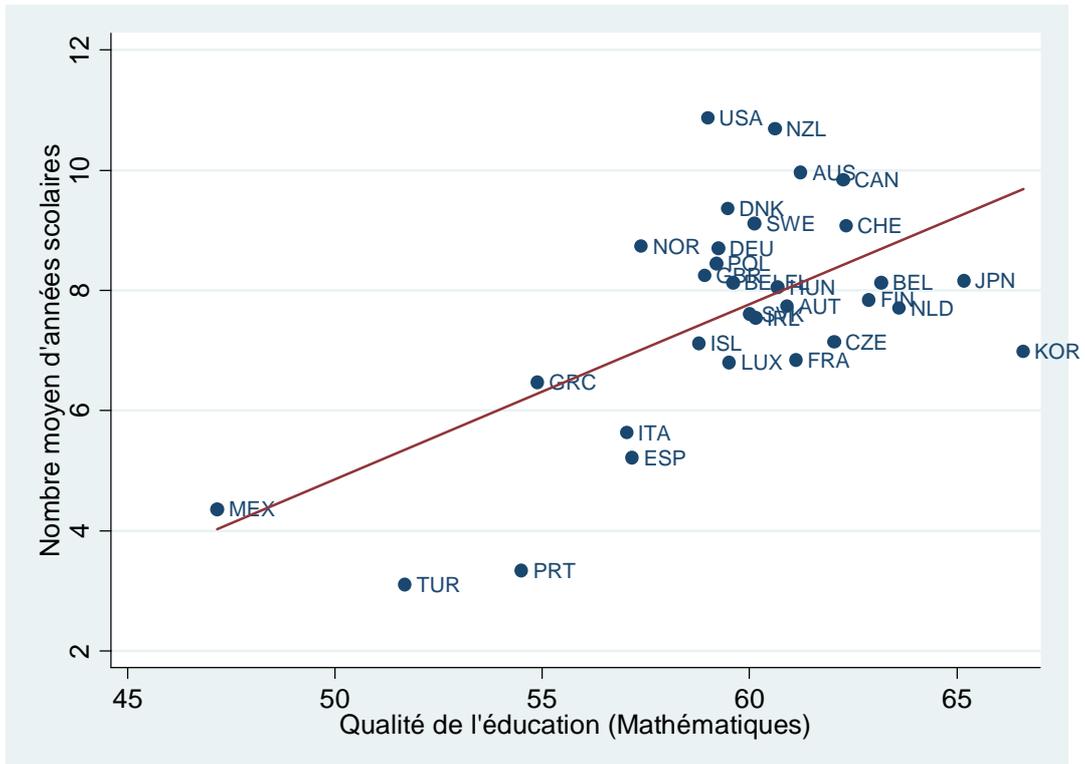
GRAPHIQUE 2.1.

QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET NOMBRE MOYEN D'ANNÉES SCOLAIRES DES ADULTES (1960-2000), ($r^2 = 0,80$; 126 PAYS)

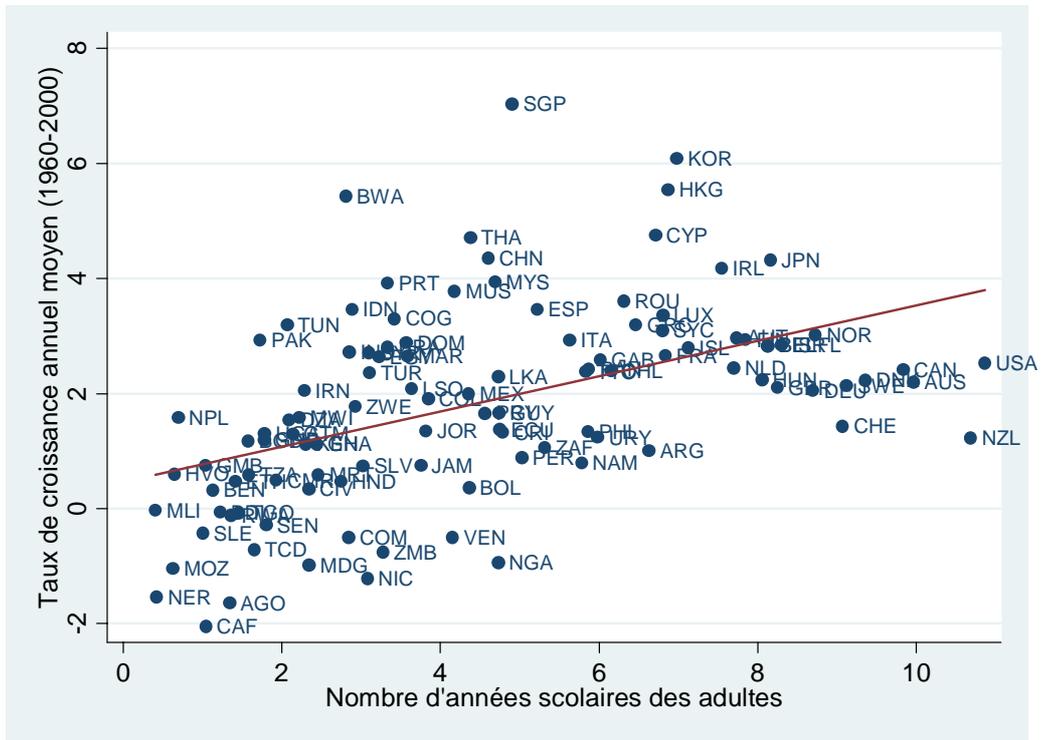


GRAPHIQUE 2.2

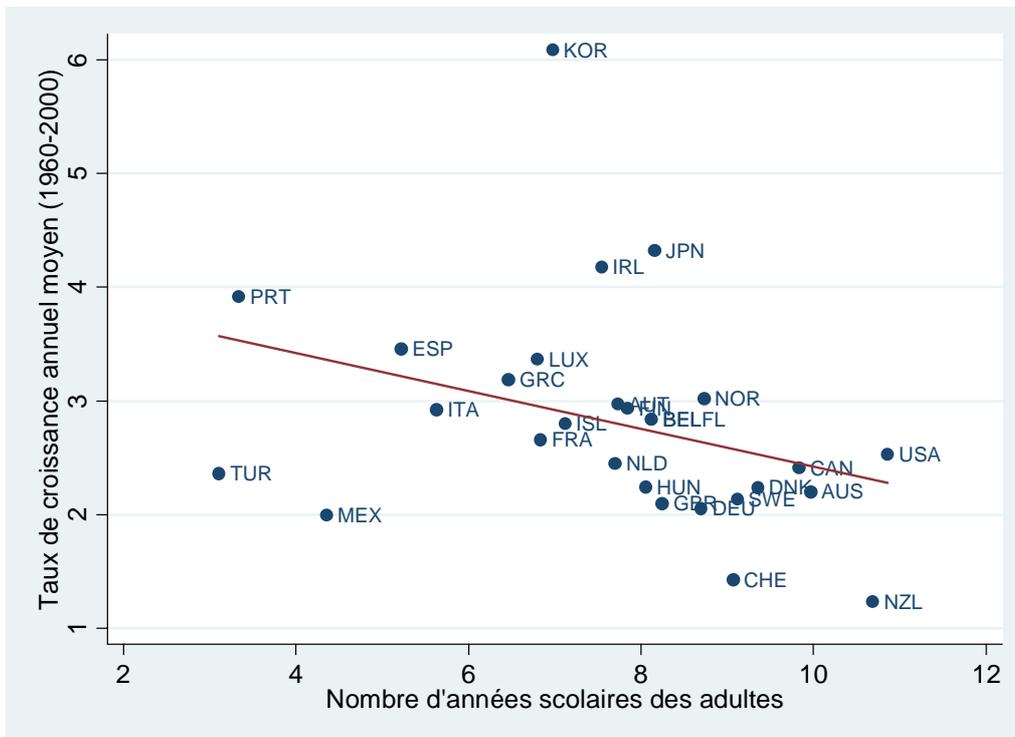
QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET NOMBRE MOYEN D'ANNÉES SCOLAIRES DES ADULTES (1960-2000), PAYS A REVENU ÉLEVÉ ($r^2 = 0,59$; 31 PAYS)



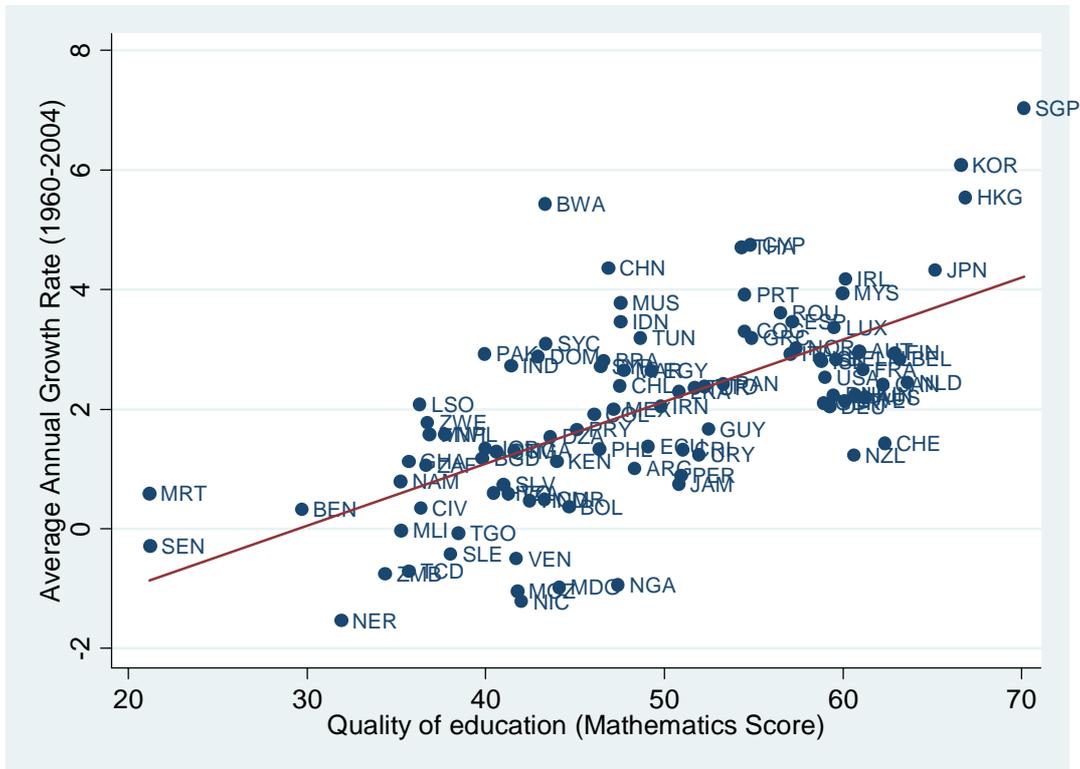
GRAPHIQUE 2.3
NOMBRE MOYEN D'ANNÉES SCOLAIRES ET CROISSANCE ANNUELLE MOYENNE (1960-2000), ($r^2 = 0,48$; 107 PAYS)



GRAPHIQUE 2.4
NOMBRE MOYEN D'ANNÉES SCOLAIRES ET CROISSANCE ANNUELLE MOYENNE (1960-2000), PAYS A REVENU ÉLEVÉ ($r^2 = -0,34$; 28 PAYS)



GRAPHIQUE 2.5
QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET CROISSANCE ANNUELLE MOYENNE
(1960-2000), ($r^2 = 0,65$; 98 PAYS)



GRAPHIQUE 2.6
QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET CROISSANCE ANNUELLE MOYENNE
(1960-2000), PAYS A REVENU ÉLEVÉ ($r^2 = 0,27$; 98 PAYS)

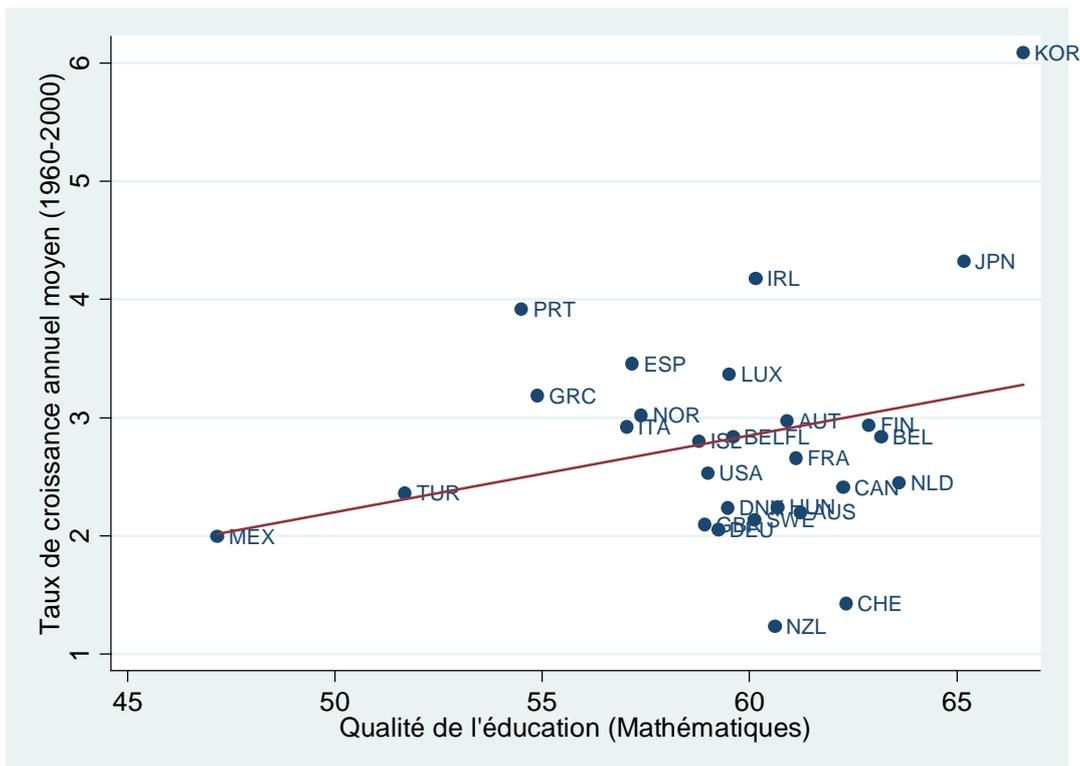


TABLEAU 2.1
SOURCE DES DONNÉES UTILISÉES

Variables	Source	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Quantité d'éducation : nombre moyen d'années scolaires des personnes de 25 ans et plus	Barro et Lee (2001) et Unesco (2004)	525	5,00	2,78	0,09	12,25
Qualité de l'éducation en coupe transversale QIHC Mathématiques	Altinok et Murseli (2007), et nos calculs	130	50	10	21,17	70,11
Qualité de l'éducation en panel QIHC panel en mathématiques au secondaire QIHC panel en sciences au secondaire	Altinok et Murseli (2007)	165 177	48,32 52,19	9,70 7,87	21,9 17,94	78,31 73,67
Réajustement de la quantité d'éducation par la qualité de l'éducation	Nos calculs	431	2,84	1,84	0,03	7,23
Log(Espérance de vie à la naissance)	World Bank (2007)	697	4,11	0,20	3,47	4,39
Qualité des droits de propriété (Rule-of-law index)	Gwartney et Lawson (2002)	429	5,82	1,17	3,05	8,73
Taux d'inflation	World Bank (2007)	535	55,44	269,60	-1,33	3297
Dépenses gouvernementales (en % du PIB)	World Bank (2007)	583	16,38	7,00	4,45	58,31
Echanges extérieurs (en % du PIB)	Penn World Tables 6,2 ; Heston, Summers and Aten (2002)	592	73,77	41,84	2,09	287,21
Qualité des marchés financiers (Liquid liabilities)	Beck, Demirgüç-Kunt et Levine (1999)	472	0,42	0,33	0	3,06
Libertés civiles	Freedom House	636	3,95	1,83	1	7
Droits politiques	Freedom House	636	3,99	2,10	1	7
Contraintes Politiques (Executive Constraints)	Jagers et Marshall (2006)	582	3,99	2,23	1	7

TABLEAU 2.2
ENQUÊTES SUR LES ACQUIS DES ÉLÈVES UTILISÉES

Année	Organisme	Domaine	Nombre de pays	Âge des enfants
1964	IEA	Mathématiques	13	13, Fin sec.
1970-72	IEA	Sciences	19	10,14, Fin sec.
		Lecture	15	10,14, Fin sec.
1982-83	IEA	Mathématiques	20	13, Fin sec.
1984	IEA	Sciences	24	10,14, Fin sec.
1988	IAEP	Mathématiques	6	13
		Sciences	6	13
1991	IEA	Lecture	31	9,14
1990-91	IAEP	Mathématiques	20	9,13
		Sciences	20	9,13
1993-98	IEA	Mathématiques	41	9,13, Fin sec.
		Sciences	41	9,13, Fin sec.
1992-1997	Unesco-MLA	Mathématiques	13	10
		Sciences	11	10
		Lecture	11	10
1997	Unesco-LLCE	Mathématiques	11	10
		Lecture	11	10
1999	Unesco-SACMEQ	Lecture	7	10
1999	IEA	Mathématiques	38	14
		Sciences	38	14
1995-2005	CONFEMEN-PASEC	Mathématiques	11	9,10
		Lecture	11	9,10
2000	OECD-PISA	Mathématiques	43	15
		Sciences	43	15
		Lecture	43	15
2001	IEA	Lecture	35	9,10
2002	Unesco-SACMEQ	Mathématiques	14	10
		Lecture	13	10
2003	IEA	Mathématiques	26,48	10,14
		Sciences	26,48	10,14
2003	OECD-PISA	Mathématiques	41	15
		Sciences	41	15
		Lecture	41	15

Notes : "Fin. sec." : Dernière année du secondaire, USA (Etats-Unis), IAEP (International Assessment of Educational Progress), IEA (International Association of the Evaluation of Educational Achievement), OECD (Organization for Economic Co-operation and Development), PISA (Programme for International Student Assessment), UNESCO (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization), CONFEMEN (Conference of Francophone Education Ministers), PASEC (Programme d'Analyse des Systèmes éducatifs de la CONFEMEN), SACMEQ (Southern and Eastern Africa Consortium for Monitoring Educational Quality), MLA (Monitoring Learning Achievement).

TABLEAU 2.3
EFFETS FIXES, DONNÉES TRANSVERSALES POUR LES INDICATEURS QUALITATIFS

	<i>1965-2005 (Intervalles de 10 ans)</i>						
	Effets Fixes OLS						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Log(PIB par habitant), début de période	-4,423* (0,886)	-4,084* (0,849)	-4,528* (0,911)	-5,384* (1,061)	-4,359* (0,873)	-4,402* (0,866)	-4,508* (0,876)
Taux d'investissement	0,107 (0,067)	0,087 (0,061)	0,110 (0,066)	0,122‡ (0,067)	0,111‡ (0,066)	0,106 (0,065)	0,105 (0,066)
Quantité d'éducation	0,199 (0,344)		0,258 (0,350)	0,355 (0,370)	0,322 (0,356)	0,294 (0,348)	0,352 (0,355)
Qualité de l'éducation		0,194* (0,035)	0,226* (0,070)	0,162* (0,050)	0,207* (0,073)	0,207* (0,072)	0,245† (0,113)
Log(Espérance de vie)	-1,048 (1,836)	-3,694 (2,334)	-1,766 (1,973)	-0,949 (1,875)	-2,147 (2,054)	-1,632 (1,937)	-1,078 (2,058)
Qualité des droits de propriété (Rule-of-Law)	1,122* (0,258)	1,223* (0,278)	1,077* (0,265)	1,231* (0,284)	1,133* (0,248)	1,163* (0,242)	1,113* (0,253)
Taux d'inflation	-0,066‡ (0,034)	-0,047 (0,051)	-0,054 (0,058)	0,076 (0,072)	-0,053 (0,058)	-0,052 (0,058)	-0,053 (0,059)
Dépenses gouvernementales	0,056 (0,101)	0,016 (0,101)	0,057 (0,102)	0,055 (0,098)	0,059 (0,098)	0,058 (0,099)	0,064 (0,099)
Echanges extérieurs (% du PIB)	0,023‡ (0,012)	0,022‡ (0,011)	0,024† (0,012)	0,024‡ (0,012)	0,028† (0,012)	0,028† (0,012)	0,030† (0,012)
Qualité des marchés financiers (Liquid liabilities)				1,226 (1,718)			
Libertés civiles					0,330 (0,226)		
Droits politiques						0,313‡ (0,177)	
Libertés politiques (executive constraints)							-0,228† (0,106)
Constante	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Indicatrices pour les années	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Indicatrices pour les pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	345	339	321	306	318	318	310
Pays	121	108	107	105	106	106	104
R ² ajusté	0,60	0,56	0,58	0,57	0,59	0,59	0,59

Notes : La variable dépendante est le taux de croissance annuel moyen (avec des intervalles de 10 années entre 1965 et 2005). Une variable indicatrice pour chaque période de 10 ans est incluse, l'estimation inclut également une variable indicatrice pour chaque pays. Les erreurs-types, présentes entre parenthèses, sont robustes à l'hétéroscédasticité et corrigées par la méthode des clusters.

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%.

TABLEAU 2.4
EFFETS FIXES, DONNÉES DE PANEL POUR LES INDICATEURS QUALITATIFS

	<i>1965-2005 (Intervalles de 10 ans)</i>					
	Effets Fixes OLS (1)	Effets Fixes OLS (2)	System GMM (3)	System GMM (4)	System GMM (5)	System GMM (6)
Log(PIB par habitant), début de période	-6,133* (1,461)	-4,544* (1,048)	0,862* (0,109)	0,736* (0,106)	0,827* (0,060)	0,665* (0,108)
Taux d'investissement	0,149‡ (0,077)	0,114 (0,083)	0,014 (0,004)	0,012 (0,004)	0,011† (0,004)	0,006 (0,008)
Quantité d'éducation	0,618 (0,501)	-0,037 (0,545)	0,000 (0,038)	-0,012 (0,036)	0,014 (0,022)	0,028 (0,027)
Qualité de l'éducation 1 (score de mathématiques)	0,020 (0,059)		0,008‡ (0,005)	0,012‡ (0,007)		
Qualité de l'éducation 2 (score de sciences)		0,023 (0,047)			0,010† (0,005)	0,006 (0,004)
Log(Espérance de vie)	0,589 (5,683)	-5,792 (3,766)		-0,149 (0,770)		0,035 (0,213)
Qualité des droits de propriété (Rule-of-Law)	1,176‡ (0,626)	1,715 (0,409)		0,095* (0,034)		0,132* (0,039)
Taux d'inflation	0,167 (0,101)	0,133‡ (0,078)		0,018* (0,007)		0,017‡ (0,009)
Dépenses gouvernementales	-0,138 (0,104)	-0,029 (0,124)		0,013‡ (0,007)		0,008 (0,007)
Echanges extérieurs (% du PIB)	0,023 (0,017)	0,033† (0,015)		-0,000 (0,000)		0,000 (0,001)
Constante	Oui	Oui	Non	Non	Non	Non
Indicatrices pour les années	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Indicatrices pour les pays	Oui	Oui	Non	Non	Non	Non
Test d'Arellano et Bond			[0,17]	[0,16]	[0,15]	[0,84]
Test de Hansen			[0,49]	[0,47]	[0,28]	[0,38]
Observations	130	141	143	130	156	141
Pays	62	62	71	62	70	62
R ² ajusté	0,96	0,82				

Notes : Dans la régression avec les MCO, la variable dépendante est le taux de croissance annuel moyen du PIB par tête (avec 10 ans d'intervalle entre 1965 et 2005). Lorsque l'estimation s'effectue avec la méthode des moments généralisés, la variable dépendante est le logarithme naturel du PIB par habitant à la fin de chaque période de 10 ans. Une variable indicatrice pour chaque période de 10 ans est incluse, l'estimation inclut également une variable indicatrice pour chaque pays pour l'estimation avec les MCO. Les erreurs-types, présentes entre parenthèses, sont robustes à l'hétéroscédasticité et corrigées par la méthode des clusters pour la régression MCO.

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%.

TABLEAU 2.5
EFFETS FIXES SANS RÉAJUSTEMENT DE LA QUANTITÉ D'ÉDUCATION

	<i>1965-2005 (Intervalles de 10 ans)</i>			
	<i>Quantité d'éducation</i>			
	System GMM			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Log(PIB par habitant), début de période	0,636* (0,062)	0,715* (0,086)	0,650* (0,063)	0,607* (0,060)
Taux d'investissement	0,013* (0,004)	0,012* (0,005)	0,011* (0,004)	0,011* (0,004)
Quantité d'éducation	0,042† (0,019)	0,034 (0,021)	0,050† (0,020)	0,055* (0,019)
Log(Espérance de vie)	0,793* (0,236)	0,699* (0,249)	0,742* (0,248)	0,847* (0,240)
Qualité des droits de propriété (Rule-of-Law)	0,111* (0,025)	0,134* (0,029)	0,112* (0,023)	0,114* (0,024)
Taux d'inflation	-0,011* (0,003)	-0,010‡ (0,006)	-0,011* (0,003)	-0,010* (0,003)
Dépenses gouvernementales	0,010 (0,008)	0,006 (0,008)	0,009 (0,008)	0,012 (0,008)
Echanges extérieurs (% du PIB)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Qualité des marchés financiers (Liquid liabilities)		-0,196 (0,143)		
Libertés civiles			0,019 (0,021)	
Libertés politiques (executive constraints)				-0,020‡ (0,011)
Constante	Non	Non	Non	Non
Indicatrices pour les années	Oui	Oui	Oui	Oui
Indicatrices pour les pays	Non	Non	Non	Non
Test d'Arellano et Bond	[0,59]	[0,97]	[0,51]	[0,70]
Test de Hansen	[0,19]	[0,24]	[0,25]	[0,38]
Observations	344	326	341	333
Pays	121	117	120	118

Notes : La variable dépendante est le logarithme naturel du PIB par habitant à la fin de chaque période de 10 ans (entre 1965 et 2005). Une variable indicatrice pour chaque période de 10 ans est également incluse. Les erreurs-types, présentes entre parenthèses, sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%.

TABLEAU 2.6
EFFETS FIXES AVEC RÉAJUSTEMENT DE LA QUANTITÉ D'ÉDUCATION

	1965-2005 (Intervalles de 10 ans)			
	<i>Quantité d'éducation corrigée par les indicateurs de qualité</i>			
	System GMM			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Log(PIB par habitant), début de période	0,685* (0,062)	0,734* (0,095)	0,688* (0,059)	0,645* (0,059)
Taux d'investissement	0,013* (0,005)	0,012† (0,005)	0,013* (0,005)	0,013* (0,004)
Quantité d'éducation corrigée par la qualité de l'éducation	0,040† (0,016)	0,040‡ (0,021)	0,043† (0,018)	0,046* (0,017)
Log(Espérance de vie)	0,561† (0,239)	0,624† (0,269)	0,534† (0,229)	0,667* (0,234)
Qualité des droits de propriété (Rule-of-Law)	0,093* (0,024)	0,124* (0,030)	0,092* (0,022)	0,092* (0,021)
Taux d'inflation	-0,002 (0,008)	-0,001 (0,009)	-0,003 (0,007)	-0,002 (0,008)
Dépenses gouvernementales	0,006 (0,006)	0,001 (0,008)	0,005 (0,007)	0,009 (0,007)
Echanges extérieurs (% du PIB)	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)
Qualité des marchés financiers (Liquid liabilities)		-0,243 (0,163)		
Libertés civiles			0,013 (0,020)	
Libertés politiques (executive constraints)				-0,013 (0,010)
Constante	Non	Non	Non	Non
Indicatrices pour les années	Oui	Oui	Oui	Oui
Indicatrices pour les pays	Non	Non	Non	Non
Test d'Arellano et Bond	[0,83]	[0,98]	[0,75]	[0,91]
Test de Hansen	[0,08]	[0,14]	[0,09]	[0,12]
Observations	320	305	317	309
Pays	107	105	106	104

Notes : La variable dépendante est le logarithme naturel du PIB par habitant à la fin de chaque période de 10 ans (entre 1965 et 2005). Une variable indicatrice pour chaque période de 10 ans est également incluse. Les erreurs-types, présentes entre parenthèses, sont robustes à l'hétéroscédasticité.
Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%.

TABLEAU 2.7
EFFETS FIXES AVEC ET SANS RÉAJUSTEMENT DE LA QUANTITÉ D'ÉDUCATION,
SOUS-ECHANTILLONS

	<i>1965-2005 (Intervalles de 10 ans)</i>					
	<i>Quantité d'éducation</i>			<i>Quantité d'éducation corrigée par les indicateurs de qualité</i>		
	Pays OCDE	Pays non OCDE	Sans pays asiatiques	Pays OCDE	Pays non OCDE	Sans pays asiatiques
	System GMM					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Log(PIB par habitant), début de période	0,829* (0,055)	0,622* (0,073)	0,680* (0,063)	0,826* (0,054)	0,647* (0,068)	0,712* (0,068)
Taux d'investissement	0,019* (0,003)	0,008 (0,006)	0,006 (0,006)	0,017* (0,003)	0,008 (0,007)	0,003 (0,006)
Quantité d'éducation	0,030* (0,009)	0,043 (0,027)	0,035 (0,021)			
Quantité d'éducation corrigée par la qualité				0,023* (0,007)	0,072* (0,025)	0,044† (0,019)
Log(Espérance de vie)	-1,648† (0,664)	0,882* (0,232)	0,820* (0,196)	-1,326† (0,624)	0,594† (0,225)	0,671* (0,228)
Qualité des droits de propriété (Rule-of-Law)	0,069* (0,021)	0,119* (0,033)	0,105* (0,030)	0,070* (0,020)	0,111* (0,033)	0,098* (0,031)
Taux d'inflation	-0,054 (0,067)	-0,009† (0,004)	-0,009† (0,004)	-0,043 (0,065)	-0,004 (0,006)	-0,003 (0,006)
Dépenses gouvernementales	0,007 (0,005)	0,012‡ (0,006)	0,012‡ (0,006)	0,006 (0,005)	0,013† (0,006)	0,009 (0,007)
Echanges extérieurs (% du PIB)	0,001† (0,000)	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001† (0,000)	-0,000 (0,001)	0,002† (0,001)
Constante	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Indicatrices pour les années	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Indicatrices pour les pays	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Test d'Arellano et Bond	[0,09]	[0,75]	[0,30]	[0,09]	[0,97]	[0,32]
Test de Hansen	[0,97]	[0,39]	[0,19]	[0,99]	[0,07]	[0,01]
Observations	106	238	303	106	214	284
Pays	30	91	108	30	77	97

Notes : La variable dépendante est le logarithme naturel du PIB par habitant à la fin de chaque période de 10 ans (entre 1965 et 2005). Une variable indicatrice pour chaque période de 10 ans est également incluse. Les erreurs-types, présentes entre parenthèses, sont robustes à l'hétéroscédasticité.
Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%.

CHAPITRE 3

RESSOURCES SCOLAIRES ET QUALITÉ DE L'ÉDUCATION

1. INTRODUCTION

La majorité des pays de par le monde consacre de 3 % à 7 % de leur richesse à l'éducation ; cette fonction de dépense se voit aussi souvent attribuer un cinquième de la dépense publique. Dans l'analyse économique, l'impact de l'ensemble compétences et connaissances est mis unanimement en avant comme avantage comparatif. De fait plusieurs visions coexistent pour souligner que l'éducation ne crée pas directement cet avantage comparatif ; elle en est toutefois le potentiel mais reste dépendante des possibilités de mise en action de ce capital humain. Dans les deux chapitres précédents, nous avons souligné l'intérêt porté à la mesure de la qualité de l'éducation et à son impact sur la croissance économique. En construisant des indicateurs qualitatifs du capital humain, notre principal apport a été de fournir une mesure alternative à la performance des systèmes éducatifs. Dans le deuxième chapitre, nous avons démontré que cette mesure qualitative avait un impact significatif et positif sur la croissance économique des pays. Il convient donc désormais de se demander comment faire pour améliorer la qualité de l'éducation ? Existents-ils des politiques éducatives efficaces afin de permettre d'augmenter l'efficacité des systèmes éducatifs ? La simple augmentation des ressources scolaires suffit-elle pour stimuler la qualité des systèmes éducatifs ? Peut-on dégager une voie unique d'amélioration de la qualité de l'éducation ou doit-on nous accepter la complexité d'un système éducatif et ainsi conclure à l'impossibilité d'édicter des recommandations générales ?

Il existe un manque de consensus clair sur le fait que l'augmentation des dépenses éducatives permet d'améliorer la qualité d'un système éducatif. De façon plus générale, l'ensemble des facteurs de ressources scolaires paraît difficilement expliquer la performance de l'école. Dans une des toutes premières études dans ce domaine, Coleman (1966) trouve de très faibles effets des ressources scolaires sur la performance des élèves. Son rapport fut très influent et généra plusieurs centaines d'études empiriques tentant de mesurer l'impact de variables de ressources scolaires sur la performance des élèves. Des effets tels que la taille des classes, le niveau de dépense éducative, la rémunération des enseignants furent testés. Les échanges récents entre Eric Hanushek et Alan Krueger soulignent le manque de consensus dans le bien-fondé d'une relation entre des *inputs* éducatifs (par exemple des dépenses éducatives) et l'*output* du système éducatif qui

est souvent mesuré par le score des élèves à des tests sur les compétences. Par exemple, Hanushek (1998) et Krueger (1998, 2000) analysent les données de panel des dépenses éducatives et des résultats aux tests du NAEP (National Assessment of Educational Progress) des Etats-Unis. Le NAEP est une enquête sur les acquis des élèves américains en lecture, écriture, mathématiques et sciences. De son analyse, Krueger conclut que l'augmentation des dépenses a entraîné une légère augmentation du score des élèves tandis que Hanushek ne trouve aucune relation claire et robuste entre les ressources scolaires et la performance des élèves.

Dans un travail de méta-analyse sur les études consacrées aux estimations de fonctions de production éducative aux Etats-Unis, Hanushek (1997, 2006) réaffirme le manque de consensus de l'impact des ressources scolaires sur la performance des élèves. Dans sa méta-analyse, l'impact de la taille des classes sur la performance éducative est plus que contrasté : seulement 14% des études semblent démontrer qu'il existe un impact négatif sur la performance, tandis que la même proportion conclut à un impact positif. Au total, plus de 70 % des études ne trouvent pas d'impact significatif. Le niveau de rémunération des enseignants semble aussi soulever des controverses puisque 20 % seulement des études tendent à voir un impact positif sur les tests, tandis que plus de 70 % concluent à aucun effet significatif. En somme, il apparaît fondamental de nous questionner sur le bien-fondé de relier des facteurs de ressources scolaires à des indicateurs de performance des systèmes éducatifs. Pour tempérer ces controverses, Krueger (2002) a fortement critiqué les méta-analyses de Hanushek en expliquant que ce dernier comptait avec un même poids l'ensemble des études. Or, une grande partie de celles-ci sont potentiellement biaisées, ce qui pourrait alimenter l'idée d'absence de relation claire.

Il reste certain que la variété de ces conclusions montre la difficulté de conclure sur la vision d'un lien étroit entre affectation à l'éducation et résultats. Ceci est évident, surtout en fonction de deux éléments :

- L'éducation est une relation de services et dans ce contexte le résultat est unique et dépend de l'émetteur (l'enseignant) et du récepteur (l'élève). Par ailleurs des effets de contexte liés au milieu peuvent conditionner par les interactions (effets de pairs) la qualité de cette relation de service. Il n'est ainsi pas clairement possible de savoir ce qu'il se passe dans la "boîte noire" qu'est la relation d'éducation.

- Le secteur éducatif obéit à des logiques institutionnelles propres qui font échapper son organisation à celle de la pure logique d'efficacité liée à la Fonction de Production Educative (Pritchett, 2001). Par exemple, si des facteurs exogènes peuvent influencer le bon

fonctionnement du système éducatif (à l'image d'une politique de démocratisation de l'école), la performance peut en être altérée sans que les ressources ne se modifient.

En soi, dans ce chapitre, nous ne prenons pas en compte la dimension relative à l'organisation des systèmes éducatifs ainsi qu'aux fonctionnements internes existant dans cette "boîte noire" qu'est le système éducatif. Notre vision est de niveau macro-économique et s'axe davantage sur la notion de fonction de production éducative. L'objectif est ici de voir dans quelle mesure les facteurs de ressources scolaires peuvent affecter ou non la mesure de la performance éducative. L'analyse micro-économique de la fonction de production éducative est présentée en détail dans la seconde partie de la thèse. Toutefois, en comparaison des études précédentes, plusieurs avancées sont proposées à travers ce chapitre. Tout d'abord, nous prenons en compte deux différents indicateurs de mesure de la performance éducative, là où la plupart des études se restreignent à un seul indicateur. En recourant à deux mesures complémentaires, nous avons la possibilité de vérifier la validité des résultats. Par ailleurs, notre étude de comparaison internationale s'effectue dans une perspective de panel, permettant par là même de contrôler les effets fixes inobservables. Effectivement, la plupart des études précédentes ne contrôlent pas les biais dus aux variables omises et les effets fixes. En ayant des données temporelles, nous pouvons par-là même prendre en compte tous les effets invariants dont les caractéristiques spécifiques aux systèmes éducatifs des pays. L'utilité d'une base de données de panel est également la possibilité de prendre en compte la possible endogénéité des facteurs de ressources scolaires. A notre connaissance, il n'existe aucune autre étude de niveau macro-économique qui utilise des régresseurs permettant de prendre en compte les biais d'endogénéité. Or, il apparaît assez logique de penser qu'il peut exister une double relation de causalité entre des facteurs de ressource et la performance des systèmes éducatifs. Par exemple, un système éducatif peut être performant, car la taille des classes est faible. En parallèle, du fait de sa forte performance, le gouvernement peut opter pour une baisse volontaire de la taille des classes. D'autres exemples sont possibles et tous soulignent la nécessité de prendre en compte les biais dus à cette possible endogénéité. C'est ce que nous faisons dans ce chapitre.

La suite du chapitre est structurée comme suit. En section 2, nous introduisons le cadre théorique de l'étude. Par la suite, dans la section 3, nous présentons une revue de littérature des principales estimations existantes de la fonction de production éducative. En section 4, nous détaillons la méthodologie utilisée pour construire nos données sur la qualité de l'éducation (que nous appelons "indicateurs qualitatifs du capital humain" ou QIHC) et les autres indicateurs

d'*inputs*. La section 5 présente la modélisation effectuée et les principaux résultats obtenus. Enfin, nous concluons.

2. CADRE THÉORIQUE

Le cadre théorique dans lequel se sont inscrites les premières approches économiques relatives à l'éducation est le domaine de l'économie du travail. Dans un premier temps, l'éducation n'intéressait pas les économistes en tant que champ d'analyse. Elle servait en revanche à fournir une explication aux différences de salaires dans la théorie des différences compensatrices (Smith, 1776). En supposant l'existence d'une relation de causalité entre l'habileté et l'expérience acquise grâce à l'éducation et les revenus que l'individu va toucher, Adam Smith ouvrira la voie à la théorie du capital humain (Becker, 1963). Le développement de l'intérêt des économistes pour l'éducation comme champ d'analyse est fortement lié à l'industrialisation des pays qui s'accompagne de profondes modifications du marché du travail. Ainsi, "pour qu'apparaisse une économie de l'éducation à part entière, il a fallu attendre que l'école soit reconnue comme un facteur de développement économique" (Delamotte, 1998).

Le cadre théorique de l'économie de l'éducation reste assez complexe à définir puisqu'on peut considérer qu'en étudiant l'éducation, l'économiste se situe à la frontière de son domaine de compétences traditionnel. Pour autant, nous pouvons appliquer les concepts de base de l'économie à ce domaine disciplinaire qu'est l'éducation. Un des objectifs de l'économie de l'éducation est alors d'étudier les organisations éducatives telles que les écoles ou les universités : cela consiste à analyser leur niveau de technologie, l'utilisation des facteurs de production et la définition de fonction objectif, de coûts ou encore de revenus. Le niveau et la nature de l'offre d'éducation dépendront de tous ces aspects et la théorie de l'entreprise peut être utilisée pour décrire ce type de provision. Comme le souligne Belfield (2003), un autre objectif des économistes de l'éducation est celui de comptabilité. L'éducation est devenue une activité fondamentale dans la plupart des économies : allant de la scolarisation maternelle à la formation permanente, l'accumulation des connaissances dure de plus en plus longtemps, absorbant par là même d'autant plus de ressources économiques. Ainsi, l'examen minutieux des dépenses publiques d'éducation est un domaine dans lequel les économistes ont un grand rôle à jouer.

Il est vrai que le processus d'acquisition de l'éducation dans un cadre strictement néoclassique et donc concurrentiel est souvent considéré comme une boîte noire. C'est sans doute pour cela que T.W. Schultz est vu comme le véritable précurseur de l'économie de l'éducation, car il ne

s'intéresse pas à l'éducation dans l'économie, mais davantage à la pensée économique en éducation.

La méthode économique que nous utilisons est la méthode de l'efficacité économique. L'efficacité implique de comparer ce qui "sort" (*output*) de ce qui "entre" (*input*). Les deux entités doivent être étudiées : l'efficacité peut être améliorée soit par le fait que le même montant d'*output* est obtenu avec moins d'*inputs*, soit par le fait qu'une plus grande quantité d'*output* est obtenue à partir d'une même quantité d'*input*. L'efficacité peut ainsi être analysée en interne, en termes de réduction d'*inputs* pour un niveau d'*output* donné, et de façon externe, en termes d'*output* obtenus pour un niveau donné d'*inputs*. Behrman (1996) distingue trois grandes formes d'efficacité. Premièrement, l'efficacité allocative (interne) dans laquelle les *inputs* sont distribués afin d'obtenir une variété de gains dans laquelle la valeur marginale de chaque utilisation d'*input* est la même quelle que soit son utilisation (bien de production homogène). Par exemple, le personnel d'une université peut être déployé à la fois pour enseigner et faire de la recherche. Deuxièmement, l'efficacité en termes de sélection des *inputs* intervient lorsque les *inputs* sont sélectionnés de telle sorte que leur contribution marginale soit égale à leur coût marginal. Dans ce cas, les salaires payés aux enseignants devraient être comparés avec des prix de facteurs de production. Enfin, l'efficacité externe survient lorsque les quantités de produits sont telles que les coûts marginaux sociaux sont inférieurs ou égaux aux bénéfices marginaux sociaux. Dans ce cas, le taux de scolarisation ou les coûts engendrés par l'éducation à la santé doivent être à un niveau élevé afin de répondre aux demandes de la société en termes de niveau de santé.

Todd et Wolpin (2003) définissent l'éducation comme un processus cumulatif influencé par des *inputs*. Ces *inputs* peuvent provenir de la famille ou de l'école et, dans la mesure où il s'agit d'un processus cumulatif, être contemporains ou historiques. Les études qui s'intéressent à l'investissement de la famille sur les performances scolaires s'inscrivent dans le courant de la littérature ECD (Early Childhood Development) alors que les études qui s'intéressent à l'investissement de l'école sur les performances scolaires s'inscrivent dans le courant de la littérature EPF (Education Production Function). Cette seconde approche examine la relation de productivité entre les *inputs* de l'école et un indicateur d'*output* de l'éducation. Nous nous focaliserons ainsi sur l'efficacité interne. Une voie simple d'entreprendre cette forme d'efficacité est celle des coûts-bénéfices. Nous discutons ci-dessous des *outputs* et *inputs* éducatifs susceptibles d'être utilisés dans l'estimation de la fonction de production éducative.

Dans le type d'analyse EPF, il apparaît difficile de définir convenablement l'*output* éducatif. Si les *inputs* paraissent assez logiques (tels que les dépenses éducatives ou encore la taille des classes), le choix de l'*output* demande des justifications. Les premières approches optent pour une vision

davantage quantitative telle que la mesure du taux de scolarisation pour un niveau scolaire donné. Or, la performance d'un système éducatif peut ne pas passer que par la masse des individus formés, mais plus par la mesure des acquisitions scolaires. Par conséquent, cette seconde vision consiste à utiliser les scores aux tests de performance des enfants en âge d'être scolarisés. Un grand inconvénient à l'utilisation de tels indicateurs concerne le manque de données comparables. L'utilisation de notre base de données peut nous aider dans cette voie. D'autres indicateurs d'*output* éducatif peuvent également être utilisés. Lee et Barro (2001) ont par exemple utilisé les taux de redoublement au primaire et secondaire ainsi que les taux d'abandon scolaire. Ces deux indicateurs sont pour autant assez critiquables. Le taux de redoublement est certes une mesure de l'efficacité, mais il peut également renvoyer à un choix de politique éducative. Par ailleurs, le taux d'abandon scolaire au primaire varie très peu entre les pays développés, ce qui limite fortement son utilisation dans une estimation macro-économique. Un autre indicateur peut être utilisé. Le taux net de scolarisation au secondaire peut servir d'alternative aux résultats des élèves aux tests internationaux. Néanmoins, cet indicateur mesure plus la dimension quantitative de l'éducation que sa dimension qualitative. Nous nous en servons afin de vérifier la validité des résultats avec l'*output* relatif aux tests de compétence.

Les indicateurs d'*inputs* éducatifs peuvent être de deux sortes. Tout d'abord, le rapport Coleman (1966) a montré que les écoles avaient peu d'impact dans la variété des résultats de leurs élèves, après avoir tenu compte des caractéristiques d'origine familiale de ceux-ci. Par conséquent, les facteurs familiaux peuvent être considérés comme une forme d'*input*. Les variables clés relatives aux facteurs familiaux sont le revenu des parents, l'éducation de ceux-ci ainsi que l'occupation du père (Psacharopoulos et Woodhall, 1985). Comme nous le verrons plus en détail dans le chapitre suivant, l'éducation des parents est un facteur fondamental dans la détermination de la performance de leurs enfants. Ces trois dimensions étant fortement corrélées, nous nous restreindrons à n'utiliser que l'éducation des adultes, considérée comme une *proxy* de l'éducation des parents.

Le deuxième groupe d'*inputs* concerne les ressources scolaires. De façon conceptuelle, la performance des élèves peut être influencée par les ressources présentes dans son environnement scolaire. Ces ressources peuvent être mesurées par la taille des classes, les dépenses éducatives, la rémunération des enseignants, leur niveau d'éducation, ou encore la disponibilité de fournitures scolaires. Un certain nombre d'études tendent à conclure à un effet négatif de la taille des classes sur la performance des élèves. Cependant, comme nous le verrons dans le chapitre 5, cet effet négatif n'est pas systématique. La rémunération des enseignants et leur niveau d'éducation peuvent être considérés comme des indicateurs de la qualité de l'enseignant. Une plus grande

rémunération attire les enseignants les plus compétents et productifs, ce qui peut améliorer la performance des élèves. De nombreuses études montrent que la qualité de l'enseignant a un effet fort sur la performance de l'élève (Summers et Wolfe, 1977 ; Behrman et Birdsall, 1983 ; Card et Krueger, 1992 ; Goldhaber et Brewer, 1999 ; Hanushek et Rivkin, 2006). Or, nous verrons également que cette relation est loin d'être systématique. Les dépenses éducatives sont présentées comme une source d'amélioration de la performance des élèves. Une grande partie des dépenses éducatives est consacrée aux salaires des enseignants. Les autres allocations de ces dépenses vont aux ressources physiques des écoles, notamment aux fournitures scolaires. La relation entre les ressources scolaires et la performance des élèves est loin d'être admise par l'ensemble des chercheurs en économie de l'éducation. Comme le souligne Hanushek (2006) dans une récente revue de littérature, de nombreuses contradictions persistent, laissant conclure à une absence de relation positive. Lee et Barro (2001) ont également utilisé la durée de scolarisation comme *input* éducatif. En faisant une analogie avec l'entreprise, ils soulignent que la durée de production éducative peut également influencer la performance scolaire. La durée de l'année scolaire n'est pour autant disponible que pour l'année 1990. Par ailleurs, comme en règle générale, elle ne varie que très peu durant les dernières décennies, en ayant recours à des méthodes d'estimation à effets fixes, nous purgeons ces facteurs inobservables.

3. REVUE DE LITTÉRATURE

Bien que de nombreuses études aient estimé la relation entre les niveaux des tests d'acquis des élèves et les *inputs* éducatifs, celles-ci sont le plus souvent basées sur des analyses microéconomiques. Les comparaisons internationales sont rares, car des données homogènes et comparables manquent. Ci-dessous, nous présentons les études les plus influentes dans ce domaine.

Deux études principales (Hanushek et Kimko, 2000 ; Lee et Barro, 2001) ont été menées sur la relation entre variables éducatives et résultats aux tests sur des données agrégées. Par la suite, Al Samarrai (2002) a effectué une revue de littérature tout en apportant des résultats supplémentaires. Sans tester sur des données d'enquêtes, Gupta, Verhoeven et Tiongson (1999) ont montré la nécessité de distinguer les pays selon leur niveau économique dans l'estimation de la fonction de production éducative. Enfin, Hanushek et Luque (2003) ont approfondi les analyses issues de Hanushek et Kimko (2000). On pourra retrouver une revue de littérature plus complète dans Leclercq (2005) et Al Samarrai (2002). Nous avons résumé les résultats des principales estimations de la FPE dans les TABLEAUX 3.1 et 3.2.

Hanushek et Kimko (2000) ont construit une base de données internationale des résultats aux tests d'acquis des élèves, pour un échantillon de 39 pays (voir pour la méthodologie complète, Hanushek et Kim, 1995). Ils ont pris en compte les résultats aux tests internationaux issus de l'IEA (International Association for the Evaluation of Educational Achievement) et de l'IAEP (International Assessment of Educational Progress). Les tests utilisés sont ceux datant de 1965, 1970, 1981 et 1985 (IEA), 1988 et 1991 (IAEP) pour respectivement 11, 17, 17, 17, 17, 6 et 19 pays. 39 pays y ont participé au moins une fois, tandis que les Etats-Unis et la Grande-Bretagne ont participé à l'ensemble des six séries de tests. Afin de tester l'existence d'une fonction de production éducative, les auteurs régressent leur mesure de performance éducative avec des indicateurs d'*inputs*. Ils soulignent que les mesures conventionnelles de l'éducation (telles que la taille des classes au niveau primaire, les dépenses publiques par élève ou encore la part du PIB allant aux dépenses éducatives) n'ont pas d'effet significatif sur les résultats aux tests internationaux. Par la suite, Hanushek et Kimko effectuent une analyse en termes de moyenne sur la période 1965-1991 afin de vérifier l'impact des variables scolaires sur l'indicateur de qualité de la force de travail qu'ils ont compilé à partir des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Ils concluent que les ressources scolaires sont une nouvelle fois non corrélées à la qualité de l'éducation. Toutefois, leur étude est critiquable pour plusieurs raisons. En premier lieu, leur échantillon étant en coupe instantanée, il leur est impossible de contrôler les effets fixes inobservables. Par ailleurs, comme leur échantillon est très réduit, il semble questionnable de rechercher des relations entre *inputs* et résultats aux tests. Enfin, ils ne prennent pas en compte les biais d'endogénéité, alors qu'ils peuvent tout à fait exister.

Lee et Barro (2001) ont recherché les déterminants de la qualité de l'école dans une base de données de panel qui inclut des mesures d'*inputs* et d'*outputs* de l'éducation pour un plus grand nombre de pays. Les auteurs ont pris en compte les résultats en mathématiques, sciences et lecture⁹ pour les élèves d'âges différents issus des mêmes enquêtes que Hanushek et Kimko (2000), et ce, pour plusieurs années allant de 1964 à 1991. Ainsi, ils ont construit une base de données de panel de 214 observations, en combinant les résultats aux tests avec des variables d'*inputs*. Ils basent leur étude sur leur travail antérieur relatif à une base de données sur la quantité et la qualité de l'éducation entre 1960 et 1990, avec un intervalle de 5 ans entre chaque donnée (Barro et Lee, 1996). Cette base de données inclut à la fois des données de scolarisation par genre

⁹ Pour simplifier l'expression nous avons conservé l'intitulé lecture à la place de celui de "reading" utilisé dans les enquêtes. De fait, cette composante lecture doit plus se comprendre comme un indicateur de la qualité des apprentissages de langue d'enseignement puisqu'elle comporte des épreuves de compréhension orale, de vocabulaire et d'expression écrite.

de la population âgée de 15 ans et plus, et des indicateurs de qualité de l'éducation (taille des classes, dépenses par élève, rémunération des maîtres, taux de redoublement, taux d'abandon scolaire, chaque variable étant disponible pour le primaire et le secondaire, sauf la rémunération des maîtres et le taux d'abandon, renseignés uniquement au niveau primaire). A la différence de Hanushek et Kimko (2000), ils montrent que les ressources scolaires, y compris la rémunération des enseignants, ont un impact significatif sur les tests de compétence ; tandis que la taille des classes a un impact négatif et significatif sur la réussite aux tests. Par ailleurs, l'utilisation du taux de redoublement et du taux d'abandon scolaire comme variables alternatives de la qualité de l'école montre une relation positive entre la taille des classes et chacune de ces deux variables. Dans deux régressions sur quatre, la rémunération des enseignants est corrélée négativement et significativement avec la qualité du capital humain. D'importants biais d'estimation existent néanmoins dans leur étude. Ils utilisent l'ensemble des enquêtes sur les acquis des élèves et combinent ainsi des enquêtes pour différentes compétences (mathématiques, sciences, lecture) et différents niveaux éducatifs (primaire et secondaire). Aucune de leur régression ne s'effectue pour une compétence et un niveau scolaire donnés. En associant des compétences et niveaux scolaires différents, ils expliquent certes que certains *inputs* influencent les résultats aux tests, mais leur estimation englobe tellement de dimensions différentes qu'il apparaît peu crédible de convaincre le lecteur potentiel. Par ailleurs, lorsqu'ils procèdent à une estimation à effets fixes, ils continuent à utiliser l'ensemble des enquêtes. Rien n'est dit sur leur méthode d'estimation. En tout état de cause, la significativité des relations est fortement remise en question. Enfin, Lee et Barro (2001) affirment qu'ils ne peuvent pas prendre en compte les biais d'endogénéité, car ils ne disposent pas d'instruments. Or, il est possible d'utiliser comme instruments des valeurs retardées des variables explicatives et de procéder à une estimation avec la méthode des variables instrumentales. Leurs résultats sont donc davantage basés sur des variations *entre* les pays que des variations *à l'intérieur* d'un pays.

Al Samarrai (2002) effectue une revue de littérature concernant les relations entre les ressources scolaires et la performance éducative. Il en déduit qu'il n'y a pas de relation claire entre ces deux variables : certaines études tendent plus à confirmer les conclusions de Hanushek et Kimko (Colclough et Lewin, 1993 ; Schultz, 1995), d'autres confirment celles de Lee et Barro (Gupta, Verhoeven et Tiongson, 1999 ; Wößmann, 2000), tandis que d'autres ont des résultats contradictoires (McMahon, 1999; Al Samarrai, 2002). Le travail d'Al Samarrai utilise les données de 1996 issues de l'UNESCO. Il reprend des variables quantitatives (taux brut et net de scolarisation au primaire) et des approximations de la qualité de l'éducation (taux de survie au grade 5 et taux de rétention à l'école primaire). Son échantillon comprend respectivement 90, 79,

69, 33 observations, du fait de disponibilités différentes de données selon les variables expliquées. Les variables explicatives incluent les dépenses publiques à l'éducation primaire, en pourcentage du PNB, les dépenses éducatives par élève, la taille des classes à l'école primaire et d'autres variables de contrôle (coefficients de Gini, PNB par habitant, taux d'urbanisation, proportion de musulmans, indicatrices régionales). Les régressions selon la méthode des moindres carrés ordinaires suggèrent des relations non significatives ou "incohérentes", résultats qui sont confirmés par des spécifications alternatives et des modes de régressions plus techniques. Pour autant, Al Samarrai (2002) estime la fonction de production de l'éducation dans une base de données à coupe instantanée. Bien qu'il intègre certains contrôles d'effets fixes, à l'image de variables indicatrices pour les régions, ses spécifications restent fortement biaisées. Par ailleurs, Al Samarrai (2002) procède à une estimation à variables instrumentales afin de contrôler les biais d'endogénéité. Malheureusement, le choix des instruments reste assez éluif et conduit le lecteur à douter de leur pertinence réelle. L'auteur utilise comme instruments la taille des classes au niveau secondaire, la dépense éducative totale en pourcentage du PNB et la durée en année du cycle primaire. Si les tests de sur-identification de Sargan renvoient bien à un rejet, il semble difficile d'admettre par exemple que la taille des classes au niveau secondaire ou le niveau de dépense éducative ne soient pas corrélés avec le taux net de scolarisation du primaire ou tout autre indicateur de performance du système éducatif primaire.

Gupta, Verhoeven et Tiongson (1999) examinent l'impact des dépenses publiques sur l'éducation et la santé. L'originalité de leur étude est de prendre en compte 50 pays en développement et en transition, là où les autres études se concentrent souvent sur les pays développés. N'utilisant pas de résultats aux tests de compétence, ils basent leur mesure de la qualité de l'école sur les taux de scolarisation et de rétention des élèves jusqu'au grade 4 du niveau primaire, qu'ils considèrent comme une approximation de la performance scolaire. Leurs résultats montrent que la dépense totale en éducation possède un faible effet sur la rétention, mais que la part des dépenses éducatives allant au primaire et au secondaire dans les dépenses totales a un impact significatif et positif sur celle-ci. Leur étude est néanmoins en coupe transversale et n'inclut aucune mesure réelle de la qualité de l'éducation tels que les résultats aux tests de compétence. Par ailleurs, aucune prise en compte des effets fixes ni des biais d'endogénéité n'est effectuée.

L'étude de Hanushek et Luque (2003) prend appui sur celle de Hanushek et Kimko (2000). Les auteurs utilisent les données des enquêtes IEA, notamment l'enquête TIMSS (The Third International Math and Science Survey), de 1995 pour plus de 40 pays, et pour des élèves âgés de 9, 13 et 17 ans. Hanushek et Luque examinent les déterminants de l'achèvement scolaire en se

basant sur les réussites moyennes par classe aux tests de mathématiques pour les élèves de 9 et 13 ans, en extrayant deux échantillons de 300 observations pour chaque pays. Pour chaque groupe d'âge, ils estiment des régressions de tests de compétences expliqués par diverses variables scolaires et familiales. Ils basent leur réflexion sur la comparaison entre les variables qui ont un impact significatif ou non, positif ou non sur la réussite aux tests de compétence. Les résultats montrent que tous les coefficients associés avec les caractéristiques scolaires sont non significatifs, et partagés entre des impacts positifs ou négatifs. Seuls deux et trois pays pour les élèves de 9 et 13 ans, respectivement, montrent des résultats cohérents et significatifs entre l'achèvement et la taille des classes. Pour autant, aucun pays ne démontre de relation positive et significative entre l'achèvement et l'éducation des enseignants ou leur expérience. Ce constat fort montre la difficulté d'estimer une fonction de production d'école en dehors du contexte socio-économique où évoluent les élèves.

4. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Les indicateurs qualitatifs du capital humain (QIHC) peuvent être considérés comme une alternative aux variables strictement quantitatives de l'éducation, comme les taux de scolarisation. Les études de Hanushek et Kimko (2000) et Lee et Barro (2001) ont déjà entrepris ce genre de prise en compte. Il s'agit à proprement parler de *quantifier* sur une échelle de 0 à 100 la *qualité* de l'éducation, plus précisément les taux de réussite d'échantillons représentatifs d'élèves de divers pays à des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Nous prenons en compte 6 groupes d'enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Les données ont été prises dans Lee et Barro (2001) pour les enquêtes antérieures à 1995 et dans les rapports officiels pour les autres enquêtes (voir le TABLEAU 3.4 pour la présentation des enquêtes). Ci-dessous, nous présentons la méthodologie générale. Pour une présentation détaillée, voir supra le chapitre 1 ainsi que Altinok et Murseli (2007).

Nous avons utilisé les résultats les plus récents issus de 6 groupes d'enquêtes internationales différentes (IEA, PISA, SACMEQ, PASEC, LLCE et MLA¹⁰). Les analyses précédentes ont utilisé des enquêtes allant de 1961 à 1990, sans s'interroger sur la qualité de celles-ci. Par exemple, Barro (2001) a pris les résultats de réussite à tous les tests disponibles, entre ces deux dates, et ce, pour tous les domaines de compétence, sans aucun ré-ajustement. Hanushek et Kimko (2000) ont réalisé une certaine prise en compte de la qualité des données en pondérant les résultats bruts

¹⁰ Pour la signification des sigles, voir le chapitre 1.

par les erreurs-types. Mais ils ont effectué un re-calibrage des données uniquement en se basant sur l'enquête nationale américaine d'évaluation scolaire (NAEP - National Assessment of Evaluational Progress). Les auteurs ont alors supposé que les résultats issus de cette enquête suffisaient à effectuer un ancrage global des données. Par ailleurs, ils n'ont pas pris en compte les résultats des enquêtes postérieures à 1990. Or, la plupart des enquêtes internationales débutent après cette date. L'élargissement à toutes les enquêtes disponibles peut notamment nous aider à confirmer ou infirmer les résultats trouvés dans les précédentes études.

La base de données est en forme de panel et s'étend entre 1964 et 2005. Nous procédons à une compilation de l'ensemble des enquêtes relatives à la mesure des acquis des élèves au niveau primaire et secondaire. Nous avons deux groupes d'enquêtes : celles où les Etats-Unis ont participé (série A) et qui permettent un ancrage avec une enquête spécifique (NAEP) et celles où les Etats-Unis n'ont pas participé (série B) et où nous utilisons la méthode de l'ancrage sur les pays ayant participé simultanément à plusieurs enquêtes. Pour la première série d'enquêtes A, nous utilisons un ancrage sur une enquête américaine NAEP (National Assessment of Educational Progress) comme cela a été fait dans Hanushek et Kimko (2000). Le NAEP a été le principal instrument de mesure des acquis des élèves américains depuis 1969. L'IAEP est l'équivalent international du NAEP. Ainsi, la procédure d'évaluation est basée sur les curriculums américains. A des périodes différentes depuis 1970, les élèves des Etats-Unis âgés de 9, 13 et 17 ans ont été questionnés sur leur acquis en sciences et en mathématiques. Ces tests peuvent donner une mesure de référence absolue pour le niveau des acquis des Etats-Unis. Afin de collecter à la fois les données des enquêtes IEA et IAEP, Hanushek et Kimko (2000) ont utilisé les résultats des Etats-Unis comme doublons. Ils ont ainsi modifié la moyenne des enquêtes de l'IEA afin de l'égaliser avec celles de l'IEAP qui leur étaient les plus proches (en termes d'âge, d'année et de domaine de compétence). A la différence de Hanushek et Kimko, afin d'obtenir des indicateurs comparables avec ceux obtenus du groupe B, nous n'avons pas pondéré les scores par les erreurs de mesure. Pour le deuxième groupe d'enquêtes B – celles où les Etats-Unis n'ont pas participé – nous avons utilisé la méthodologie d'ancrage. Celle-ci consiste à évaluer le niveau de difficulté des différentes enquêtes en se basant sur les résultats des pays ayant participé simultanément à plusieurs enquêtes. Par exemple, si un pays x a mieux réussi à une enquête A qu'à une enquête B, les deux enquêtes se déroulant approximativement la même année, nous pouvons supposer que l'enquête A est plus stricte que l'enquête B, et donc un réajustement proportionnel à la difficulté s'impose. Au final, nous obtenons 56 séries d'enquêtes pour tous les groupes d'âge (9, 10, 13, 14, 15 et dernière année du secondaire). Afin d'avoir des données

comparables dans le temps et des variables éducatives correspondantes, nous n'avons pas pris en compte les séries d'enquêtes pour les élèves dans leur dernière année au secondaire et les pré-tests pour l'enquête PASEC, ce qui réduit le nombre d'enquêtes à 42 séries. Dans une prochaine étape, étant donné que des séries concernent la même année et le même niveau d'études (primaire ou secondaire), le regroupement de celles-ci conduit au final à 26 séries d'enquêtes. Nous utilisons dans cette étude les scores en mathématiques, étant donné qu'il s'agit d'une compétence plus aisée à comparer entre pays que ne l'est la lecture ou la science. Par ailleurs, nous utilisons les tests standardisés au niveau secondaire, car il s'agit probablement du niveau éducatif le plus approprié pour mesurer la qualité de l'éducation. Par ailleurs, c'est pour ce niveau que nous disposons du maximum d'observations. Il est à noter que notre échantillon est relativement petit et logiquement non cylindré, car tous les pays n'ont pas participé à l'ensemble des enquêtes. Néanmoins, il peut nous permettre d'effectuer des analyses économétriques pouvant confirmer ou non les précédentes études. Par ailleurs, afin de pallier ce manque de données et de confronter les résultats, nous utilisons une autre variable d'*output* éducatif (à savoir le taux net de scolarisation secondaire, voir ci-dessous).

Au-delà des variables qualitatives sur l'éducation construites et expliquées ci-dessus, nous avons également utilisé un ensemble de variables d'*inputs* afin d'estimer la fonction de production de l'école. Pour les données allant de 1960 à 1990, la base de données de Barro et Lee (1996) a été principalement utilisée. Il s'agit des variables suivantes : le salaire des enseignants du primaire exprimé en pourcentage du PIB par tête (variable *SHSALP*), la taille des classes au niveau primaire et secondaire (variables *TEAPRI* et *TEASEC* respectivement pour la taille des classes au niveau primaire et au niveau secondaire), les dépenses publiques à l'éducation selon le niveau éducatif par élève en pourcentage du PIB par tête (variables *SHPUUP* et *SHPUPS*, respectivement pour le primaire et le secondaire) ainsi que les taux de redoublement (*REPPRI* et *REPSEC*). Étant donné que ces données ne sont disponibles que jusqu'en 1990, nous avons procédé à une actualisation de celles-ci avec notamment les données issues de l'UNESCO et de la Banque mondiale (voir Unesco, 2004, 2005, 2007 et World Bank, 2002, 2007). Concernant la variable *SHSALP*, nous avons procédé à une estimation de celle-ci à partir des données disponibles dans les bases de l'UNESCO et ensuite complété les données manquantes à partir de World Bank (2002). Nous avons calculé la part du salaire des enseignants dans le PIB par tête des pays en divisant la somme totale versée aux enseignants pendant une année par le nombre d'enseignants pendant l'année considérée. En faisant le rapport avec le PIB par habitant, nous avons ensuite obtenu la variable *SHSALP*. Les variables de dépenses publiques à l'éducation par élève ont été actualisées à partir des données extraites de l'Institut Statistique de l'Unesco : il s'agit

des dépenses publiques à l'éducation par élève en pourcentage du PIB par habitant, déclinées selon le niveau scolaire correspondant.

La variable concernant le nombre moyen d'années scolaires des personnes âgées de 25 ans ou plus (variable *ADEDU*) a été extraite de Barro et Lee (2000). Dans leur étude, Lee et Barro (2001) ont préféré utiliser le nombre moyen d'années scolaires au primaire des adultes sans justification spécifique. Ils notent même qu'ils n'ont pas inclus le nombre moyen d'années scolaires au secondaire, car la variable n'était pas significative. Par conséquent, nous préférons utiliser le nombre d'années scolaires des adultes sans distinction concernant le niveau d'éducation, car il n'y a aucune logique à ne pas intégrer les années d'éducation aux niveaux secondaire et supérieur. Comme l'échantillon de pays disponibles sur la base de données de Barro et Lee (2000) est assez réduit, nous avons approximé la variable *ADEDU* par l'espérance d'années d'études qui est disponible dans les bases de l'Unesco (voir Unesco, 2004 et 2005). En effet, ces deux variables sont extrêmement liées par un effet de retard : en règle générale, l'espérance d'années d'études des jeunes est plus élevée que celle des adultes, car la première variable prend en compte les évolutions en matière de scolarisation des jeunes.

Des indicateurs d'inégalités éducatives ont été extraits de Altinok (2007). Ces indices reprennent plusieurs dimensions des inégalités en éducation en regroupant les indices de Gini ainsi que d'autres formes d'inégalités (notamment celles entre les hommes et les femmes ainsi que les taux de non-scolarisation). Voir le chapitre 1 pour la présentation de la méthodologie. La valeur de l'indice est comprise entre 0 et 100, une plus grande valeur indiquant un plus haut degré d'inégalités. Les données sont disponibles de 1960 à 2000, avec des intervalles de 5 ans séparant chaque observation.

Afin de confronter les résultats, nous utilisons également un second indicateur de dépense éducative : il s'agit de la dépense éducative en pourcentage du PNB. Bien qu'il nous est impossible de distinguer chaque niveau éducatif, cet indicateur peut servir d'alternative aux mesures précédentes. Les données sont extraites de l'Unesco et sont disponibles de 1970 à 2005. L'ensemble des sources des données est présenté dans le TABLEAU 3.3. Par ailleurs, des éléments de statistique descriptive sont présents dans le TABLEAU 3.5.

5. ÉLÉMENTS DE STATISTIQUE DESCRIPTIVE

Dans cette section, nous discutons de la relation statistique entre la qualité et la quantité d'éducation. Le TABLEAU 3.6 dresse la valeur de certaines variables d'*inputs* utilisées dans l'estimation économétrique. Le nombre moyen d'années scolaires des adultes diffère entre pays de niveau économique distinct. Tandis que les adultes issus des pays à revenu faible n'ont environ que 3 années d'études, les adultes des pays à revenu élevé en ont quant à eux environ 9 années, soit environ le triple. La taille des classes au niveau primaire varie également du simple au triple si l'on compare les pays selon leur niveau économique : elle n'est que de 16 élèves en moyenne pour les pays à revenu élevé, tandis qu'elle dépasse 42 élèves pour les pays à revenu faible. La taille des classes au niveau secondaire varie avec une amplitude moins élevée : elle représente toutefois le double dans les pays à revenu faible en comparaison des pays à revenu élevé. Le niveau moyen des dépenses éducatives se mesure par la part des dépenses éducatives à un élève dans un niveau scolaire donné dans le PIB par tête du pays concerné. Cette variable consiste donc à mesurer non pas dans l'absolu le niveau de dépenses éducatives, mais plutôt celui-ci relativement au niveau du PIB par tête. Ainsi, il mesure davantage un effort de dépense éducative. Par exemple, le niveau moyen des dépenses éducatives au primaire est de 15,67 %. Ce nombre signifie qu'en moyenne, les pays consacrent environ 15 % de leur PIB par tête aux élèves du primaire. De façon attendue, les pays à revenu élevé dépensent plus pour l'éducation primaire que les pays à revenu faible (20 % de leur PIB par tête contre 12 % seulement pour les pays à revenu faible). Les pays du Nord de l'Afrique et du Moyen-Orient dépensent également une partie assez forte de leur PIB par tête (environ 17 % de celui-ci), tandis que les pays d'Afrique subsaharienne et d'Amérique latine semblent être les moins dépensiers (environ 12 % de leur PIB par tête). L'effort de dépense au niveau secondaire est plus rapproché entre les pays. En moyenne, les pays à revenu élevé consacrent 23,51 % de leur PIB par tête à la dépense éducative au secondaire, contre 22,21 % de leur PIB par tête pour les pays à revenu faible. On constate que la différence est très faible : l'effort de dépense éducative par élève au niveau secondaire est ainsi assez proche quel que soit le niveau économique des pays. Ce sont les pays d'Amérique latine et d'Asie du Sud qui dépensent relativement à leur PIB par tête le moins pour l'éducation secondaire. L'indicateur alternatif des dépenses éducatives concerne la part dans le PNB allant aux dépenses éducatives. En moyenne, les pays dépensent 4,39 % de leur PNB au secteur éducatif. La part de la dépense éducative dans le PNB augmente avec le niveau économique des pays, allant de 3,65 % pour les pays à revenu faible à près de 5,23 % pour les pays à revenus élevés. Enfin, il est intéressant d'analyser la variation de la rémunération des enseignants selon les niveaux économiques des pays. En toute logique, nous pourrions nous attendre à ce que ce soient les pays à revenu élevés qui rémunèrent

le mieux leurs enseignants. Or, tel n'est pas le cas. Si en moyenne, la rémunération des enseignants représente plus du double du PIB par tête des pays (soit environ 244 % du PIB par tête), ce sont les pays à revenu faible qui rémunèrent le mieux leurs enseignants (environ 344 % de leur PIB par tête), tandis que les pays à revenu élevé semblent être moins dépensiers pour cet *input* éducatif (environ 183 % de leur PIB par tête). Les pays d'Afrique subsaharienne ainsi que les pays d'Asie du Sud consacrent le plus relativement à leur PIB par tête à la rémunération de leurs enseignants, tandis que les pays d'Europe et d'Amérique du Nord semblent être les moins bons rémunérateurs. Contre toute évidence, la rémunération des enseignants en pourcentage du PIB par tête n'est pas corrélée positivement avec le niveau économique du pays. La même absence de corrélation prévaut pour les dépenses éducatives à l'éducation. Les taux de redoublement semblent en moyenne assez similaires entre les deux niveaux scolaires étudiés (environ 10%). Cependant, leur amplitude varie beaucoup entre les pays selon leur niveau économique. Si les redoublements sont plus fréquents dans le secondaire pour les pays à revenu élevé, ils semblent prépondérants au primaire pour les pays à revenu faible. Enfin, le niveau des inégalités éducatives semble corrélé positivement avec le niveau économique des pays : l'indicateur est de 20,78 pour les pays à revenu élevé, tandis qu'il est de 71,88 pour les pays à revenu faible. Une forte valeur de l'indicateur souligne une forte inégalité dans le système éducatif.

Les pays les plus performants en matière de qualité de l'éducation sont-ils forcément ceux où l'on étudie le plus ? Afin d'apporter des éléments de réponse, le TABLEAU 3.6 donne les niveaux de corrélations entre nos indicateurs de qualité de l'éducation et d'autres indicateurs relatifs à diverses dimensions de la quantité d'éducation. Plus de 60 % de la variance des scores aux tests est expliquée par le taux net de scolarisation du secondaire. Cet indicateur est utilisé comme alternative à la mesure de la performance des systèmes éducatifs. Le nombre moyen d'années scolaires est positivement corrélé avec la qualité de l'éducation : les pays où l'on étudie le plus semblent également être ceux où la qualité de l'enseignement est la plus élevée. Ci-dessous, nous étudions ce point plus en détail. Il existe également une relation négative entre la taille des classes au primaire et la performance des pays (coefficient de corrélation égal à -0,34). Cependant, la corrélation de notre indicateur avec la taille des classes au secondaire semble plus réduite (coefficient de -0,23). Il est intéressant de noter qu'il n'y a que très peu de relation entre la performance des pays et leur dépense éducative. Pour mesurer cette relation, nous utilisons une mesure de l'effort en termes de dépense éducative. Celle-ci est égale à la dépense éducative annuelle par élève (au niveau primaire ou secondaire) exprimée en pourcentage du PIB par tête. Cette mesure est préférable à la mesure absolue de la dépense, car elle souligne davantage un

"effort" de dépense plus qu'une dépense dépendant des ressources économiques des pays. Si la corrélation entre la dépense éducative et la performance éducative des pays est bien positive, elle reste très faible (le coefficient est égal à 0,16 dans le cas de la dépense éducative au secteur secondaire). La relation entre la performance éducative et la dépense relative pour les enseignants est mesurée à travers un indicateur relatif de dépense pour les enseignants. Cette variable représente la rémunération moyenne des enseignants en pourcentage du PIB par tête. Elle est donc relative au niveau de revenu par tête de chaque pays. Le fait que cette relation soit négative est probablement dû au fait que les pays d'Afrique (notamment ceux d'Afrique francophone) rémunèrent relativement plus leurs enseignants que ne le font les pays développés. Il va de soit que ces corrélations peuvent cacher des variables omises et être en partie erronées. La section suivante permet de contrôler ce type de biais en ayant recours à la régression.

Les corrélations précédemment observées peuvent être dues à des différences entre les groupes de pays selon leur niveau économique et non à une différence à l'intérieur de chaque groupe de pays. Par conséquent, il semble nécessaire de se focaliser sur un seul groupe de pays. Etant donné que les données sont surtout disponibles pour les pays à revenu élevé, nous choisissons ce groupe de pays. Les GRAPHIQUES 3.1 à 3.6 dressent la relation existant entre la qualité de l'éducation et des indicateurs d'inputs. Le GRAPHIQUE 3.1 montre le degré de relation entre la qualité de l'éducation et le nombre moyen d'années scolaires pour les pays à revenu élevé. Il en ressort que le coefficient de corrélation est réduit de 0,39 à 0,33 lorsque seuls les pays à revenu élevé sont inclus dans l'estimation. Si la relation entre les deux variables pour les 32 pays étudiés est positive, des différences fortes subsistent. Par exemple, le nombre moyen d'années scolaires est très élevé en Norvège (environ 12 années), tandis qu'il reste assez faible en Espagne (environ 7 années). Pour autant, la qualité de l'éducation est approximativement la même dans les deux pays (environ 57 %). Elle est même légèrement supérieure pour l'Espagne. L'exemple de la France et des Etats-Unis est également frappant : tandis que ces derniers ont l'espérance d'années d'études la plus élevée (plus de 12 années), la qualité de leur système est quasiment la même que celle de la France où pourtant le nombre moyen d'années d'études est proche de 8 années.

La relation entre la performance et les dépenses éducatives est présentée dans le GRAPHIQUE 3.2. De façon similaire au GRAPHIQUE 3.1, l'échantillon est réduit aux seuls pays à revenu élevé. Le graphique montre clairement l'absence de relation entre les dépenses éducatives au niveau secondaire et la qualité de l'éducation. Il y aurait même une relation négative : le coefficient de corrélation est en effet égal à -0,09. Certains pays très dépensiers – relativement à leur revenu par tête – ne font pour autant pas mieux que d'autres qui sont plus efficaces. Ainsi, nous pouvons opposer l'Irlande et la Suède. Les deux pays semblent avoir un niveau similaire concernant la

qualité de l'éducation. Pour autant, l'effort relatif en termes de dépense éducative au secondaire représente près de 10 points de pourcentage de plus en Suède par rapport à l'Irlande (27 % du PIB par tête pour le premier pays contre seulement 18 % pour le second). Ce graphique montre ainsi de façon nette l'absence totale de relation entre l'effort de dépense éducative au secondaire et la qualité de l'éducation. La relation entre la rémunération des enseignants et la performance scolaire est négative (GRAPHIQUE 3.3) : les pays qui rémunèrent plus leurs enseignants – relativement à leur revenu par tête – seraient ceux où la qualité de l'éducation est la plus faible. Bien évidemment, cette relation n'est pas parfaite (le coefficient de corrélation est de -0,38) et une simple analyse de variance est insuffisante pour conclure à une relation de causalité. Il est également intéressant de rechercher les éventuelles relations entre la qualité de l'éducation et la taille des classes (GRAPHIQUE 3.4). En toute évidence, on s'attendrait à obtenir une relation négative : les classes nombreuses empêchent les élèves de pouvoir apprendre efficacement, ce qui nuit à la qualité de l'éducation. Or, comme on peut le constater dans le GRAPHIQUE 3.4, la relation est loin d'être négative : bien au contraire, l'effet de la taille des classes sur la qualité de l'éducation semble positif. Le GRAPHIQUE 3.5 montre de façon nette l'absence de relation entre le taux de redoublement secondaire et la qualité de l'éducation. Enfin, il semble que la réduction des inégalités éducatives ait tendance à améliorer les systèmes éducatifs (GRAPHIQUE 3.6). Pour autant, une fois de plus, d'importants biais sont présents dans de telles analyses. Une analyse économétrique peut permettre de prendre en compte ces biais et d'apporter des résultats plus robustes.

6. MODÈLE ET RÉSULTATS

Dans cette section, nous estimons la fonction de production de l'éducation. Dans le premier paragraphe, nous présentons le modèle général. Le paragraphe suivant montre les techniques économétriques utilisées afin de corriger les biais d'estimation. Enfin, nous discutons des résultats des estimations.

6.1. MODÈLE

Nous estimons la fonction de production de l'école à partir des indicateurs qualitatifs de capital humain (*QIHC*) et du taux net de scolarisation au secondaire. La fonction de production de l'école compte des indicateurs d'*inputs* et des indicateurs d'*outputs*.

Deux différentes variables sont utilisées comme *outputs* éducatifs, dont les résultats aux tests de compétence des élèves (*QIHC*). Afin de confronter nos résultats avec l'indicateur classique de la qualité de l'éducation, un autre indicateur est utilisé. Le taux net de scolarisation au niveau secondaire (*NERSEC*) peut être considéré comme une mesure de la performance d'un système éducatif. Il reste évident qu'il ne s'agit pas formellement d'un indicateur de performance des élèves ; néanmoins, si une grande partie des élèves parvient à quitter le niveau d'enseignement secondaire sans redoublement ni abandon, nous pouvons supposer que ce système éducatif est en partie performant. Les facteurs familiaux sont représentés par une variable *proxy* de l'éducation des parents. Celle-ci est mesurée par le nombre d'années d'études des adultes de 25 ans et plus (*ADEDU*). Il faut noter que cette variable peut également mesurer le niveau d'éducation des enseignants. Les variables relatives aux ressources scolaires sont au nombre de quatre. La première d'entre elles concerne les dépenses éducatives. Celles-ci sont mesurées à partir de l'effort de chaque pays et non dans l'absolu : nous utilisons donc une variable mesurant les dépenses éducatives par élève à chaque niveau scolaire en pourcentage du PIB par tête (*SHPUPP* et *SHPUPS* respectivement pour les dépenses au primaire et au secondaire). Cependant, comme le notent Lee et Barro (2001), compte tenu que les dépenses privées ne sont pas prises en compte à travers ces variables, d'importantes erreurs de mesure peuvent exister. Afin de vérifier la validité de nos résultats, nous utilisons également l'indicateur de la dépense éducative en pourcentage du PNB (*EXPGNP*). Malheureusement, cet indicateur reflète l'ensemble de la dépense éducative, et non seul un niveau spécifique. La rémunération des enseignants est également mesurée de façon relative au PIB par tête (*SHSALP*). La taille des classes constitue un autre facteur de ressources (*TEAPRI* et *TEASEC* respectivement pour la taille des classes au primaire et au secondaire). À la différence de Lee et Barro (2001), nous incluons le taux de redoublement comme facteur d'*input* car nous supposons qu'il est plus à rapprocher d'un choix de politique éducative que d'une efficacité éducative (*REPPRI* et *REPSEC* respectivement pour les niveaux primaire et secondaire). Enfin, il est également possible de considérer le niveau des inégalités éducatives comme un levier de politique économique. Un pays peut tout à fait choisir de façon délibérée de privilégier un accès sélectif à un niveau scolaire déterminé et ainsi accentuer les inégalités en éducation. Par conséquent, nous incluons dans l'estimation les indicateurs d'inégalités éducatives (*INEDU*).

Il est important de noter que le panel n'est jamais cylindré et que le nombre d'observations varie beaucoup selon les estimations. Par exemple, moins de 200 observations sont disponibles avec les indicateurs de la qualité de l'éducation en mathématiques au niveau secondaire.

L'utilisation du taux net de scolarisation au secondaire permet d'avoir environ 370 observations. Ci-dessous, nous discutons des méthodes de régression utilisées.

6.2. MÉTHODES DE RÉGRESSION UTILISÉES

Nous procédons à plusieurs techniques économétriques pour estimer la fonction de production éducative. Nous commençons l'estimation de la fonction de production éducative en utilisant l'estimateur des moindres carrés ordinaires et en insérant des variables indicatrices pour les années afin de capter les variations temporelles intrinsèques. Comme il nous est impossible dans ce cas d'utiliser l'ensemble de la base de données sur les résultats aux tests, nous restreignons celle-ci aux seuls indicateurs de qualité de l'éducation en mathématiques. Le modèle s'écrit ainsi :

$$q_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 f_{it-1} + \beta_2 s_{it-1} + \mu_t + v_{it} \quad (1)$$

où q désigne l'output éducatif, f désigne les facteurs familiaux, s regroupe les variables relatives aux ressources scolaires, μ représente des variables indicatrices pour les années et v désigne le terme d'erreur. L'indice i représente le niveau pays tandis que l'indice t le niveau temporel. L'échantillon est non cylindré et les périodes sont de 5 années, s'étalant de 1965 à 2000. Ainsi, nous disposons de 7 différentes périodes.

L'estimation à effets aléatoires suppose que les relations entre *inputs* et *outputs* sont distribuées aléatoirement entre les pays et les années. Or, il est fort probable que des effets inobservés des pays sont présents dans les estimations et interfèrent avec les β . Si tel est le cas, les relations trouvées dans une estimation à effets aléatoires sont potentiellement biaisées. Pour corriger ces biais, nous entreprenons ensuite une estimation à effets fixes. Dans notre estimation, les effets fixes contrôlés peuvent être de nature diverse. On pourra notamment penser aux facteurs d'organisation scolaire tels que la durée de la scolarité obligatoire, la politique spécifique des établissements en matière de recrutement de personnels ou encore le niveau de décentralisation du système éducatif. Ces facteurs sont plutôt invariants dans le temps, ce qui permet de les contourner par le biais d'un estimateur à effets fixes. L'estimateur est alors celui des MCO en panel avec des variables indicatrices δ pour chaque pays i ainsi que des variables indicatrices μ pour chaque année t :

$$q_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 f_{it-1} + \beta_2 s_{it-1} + \mu_t + \delta_i + v_{it} \quad (2)$$

Trois principales raisons peuvent biaiser la relation précédente lorsque les effets fixes sont pris en compte. En premier lieu, il se peut qu'il n'y ait aucune relation directe entre un *investissement* éducatif ou une *forme d'organisation* scolaire d'un pays et la performance de l'éducation dans ce même pays. Les relations trouvées avec l'estimateur à effets fixes peuvent dans ce cas être biaisées de multiples manières et renvoyer à des relations significatives alors qu'elles n'ont pas lieu d'être. Une autre raison possible vient des erreurs de mesure existantes dans l'estimation de la qualité de l'éducation. S'il existe par exemple des erreurs de mesure plus importantes pour une année spécifique, l'estimateur à effets fixes aura tendance à biaiser encore plus la spécification. Une autre raison probable renvoie au problème de l'endogénéité. Si un pays peut améliorer sa qualité de l'éducation, par exemple du fait que sa taille des classes est plus faible, la relation opposée est également possible : ce pays peut baisser sa taille des classes, car sa population dispose d'une éducation de qualité. La même double relation de causalité peut exister pour les autres variables. Du fait de ce biais de causalité, l'estimateur à effets fixes peut lui-même être biaisé. Afin de corriger l'ensemble de ces biais, nous pouvons utiliser l'estimateur des moments généralisés où les variables endogènes sont instrumentées par les valeurs des variations retardées de celles-ci. Dans ce cas, nous estimons l'équation suivante :

$$\Delta q_{it} = \beta_1 \Delta f_{it-1} + \beta_2 \Delta s_{it-1} + \Delta \mu_t + \Delta u_{it} \quad (4)$$

Comme on peut le constater, afin de prendre en compte l'ensemble des effets fixes, nous régressons la variation de l'*output* avec la variation de chacun des *inputs*. Dans ce cas précis, ce n'est plus le *niveau* d'un *input* qui détermine le *niveau* d'un *output*, mais la *variation* du premier qui va déterminer la *variation* du second. L'estimateur que nous utilisons consiste à ajouter aux instruments classiques, que sont les variations retardées des variables endogènes, les instruments en niveau de sorte à former un *système* de la méthode des moments généralisés. Pour corriger ces biais, nous utilisons un autre régresseur, à savoir celui des moments généralisés, avec une application de Blundell et Bond (1998). Ce régresseur s'effectue sur un modèle de panel dynamique et utilise les niveaux et variations retardées des variables endogènes comme instruments. Il est également appelé "System GMM". Tandis que Arellano et Bond (1991) utilisent l'estimateur des différences premières afin d'éviter la corrélation entre les valeurs retardées de la variable dépendante et les effets fixes inclus dans le terme d'erreur, Arellano et Bover (1995) incluent à nouveau les équations exprimées en niveau en supplément des valeurs retardées des différences premières, ceci pour éviter d'avoir à faire face à la validité des instruments comme le soulignent Staiger et Stock (1997). Par ailleurs, ils montrent que l'inclusion

des équations de niveau augmente considérablement la précision des estimateurs, notamment lorsque l'auto-corrélation de la variable dépendante est élevée¹¹.

Néanmoins, le nombre total d'instruments devient parfois trop élevé en comparaison aux observations, parfois même plus élevé que le nombre de pays inclus dans le panel. Du fait des nouvelles contraintes de niveau introduites, ce problème survient plus souvent avec l'estimateur de Blundell et Bond (1998) que nous utilisons dans nos régressions. L'amélioration de Roodman (2006) de cet estimateur dans le logiciel Stata permet d'utiliser une voie originale afin de limiter le problème du nombre d'instruments. L'option "collapse" dans Stata permet de restreindre le nombre d'instruments en ne prenant qu'une certaine partie des variables retardées et non leur totalité. Dans notre analyse, cette option n'est utilisée que lorsque le nombre d'observations est inférieur à 200, c'est-à-dire lorsque les indicateurs qualitatifs du capital humain sont utilisés comme mesure de performance scolaire et quand des sous-échantillons sont utilisés. Pour l'estimateur de Blundell et Bond (1998), les options à un pas et à deux pas sont disponibles (*one step* et *two step*). Les simulations d'Arellano et Bond (1991) suggèrent que l'estimation à deux pas (*two step*) peut améliorer la précision des coefficients estimés et considérablement augmenter la qualité de l'estimation dans le cas d'une hétéroscédasticité, mais les erreurs-types tendent à être systématiquement sous-évaluées. C'est la raison pour laquelle nous n'utilisons pas la version à deux pas.

Il est important de noter que nous avons recours à des variables de *proxy* afin notamment de prendre en compte les facteurs familiaux. Comme le montre McCallum (1972), lorsque les proxys des variables sont mesurés sans erreurs de mesure et qu'il n'y en a pas non plus dans les autres *inputs*, l'inclusion de telles variables est préférable à leur exclusion de la spécification. Pour autant, nous sommes ici confrontés au problème de savoir si l'utilisation de telles *proxy* ne vient pas davantage biaiser le modèle. Par exemple, afin de compenser l'absence des *inputs* scolaires, nous utilisons la variable de dépenses éducatives par élève comme *proxy* en supposant que celles-ci peuvent expliquer l'ensemble des *inputs* scolaires. Or, il est possible que l'inclusion d'une telle *proxy* peut entraîner un plus grand biais d'estimation (Wolpin, 1995, 1997 ; Todd et Wolpin, 2003). Todd et Wolpin (2003) montrent que l'utilisation de *proxy* dans une fonction de production éducative peut compliquer l'interprétation des coefficients. Ils considèrent l'exemple d'un modèle qui relate la performance à un *input* tel que la taille des classes. Afin d'éviter de laisser de côté les variables manquantes pour d'autres *inputs*, un chercheur peut inclure une variable telles que le niveau de la dépense éducative par élève. Cependant, il est tout à fait possible que les écoles avec

¹¹ Voir Sevestre (2002), p 122 et s, pour une présentation plus détaillée de l'approche de Blundell et Bond (1998).

le même niveau de dépenses éducatives par élève, mais avec une taille des classes plus faible, dépendent moins dans d'autres *inputs* inobservables (tels que le fait d'avoir des enseignants moins expérimentés). Par conséquent, l'effet de la taille des classes sur la performance scolaire, lorsque le niveau de dépenses éducatives par élève est donné, est mesuré avec l'hypothèse de constance des facteurs d'*inputs* inobservables. Si la taille des classes et les *inputs* inobservables ne sont pas corrélés, alors le biais dû aux variables omises est nul dans le modèle sans la *proxy*. En incluant la *proxy* de dépense éducative dans la régression, nous supposons que les variations de la taille des classes sont confondues avec les variations des *inputs* inobservés. En ce sens, l'inclusion de *proxy* peut induire une aggravation des biais. Une utilisation alternative de *proxy* telles que le revenu par tête ou la dépense éducative peut consister à vérifier l'importance des biais dus aux variables omises. Ces biais existent si l'inclusion de ces *proxy* affecte la performance scolaire, les autres *inputs* étant inchangés. S'il est trouvé que les effets des *inputs* inclus se modifient beaucoup lorsque les *proxy* sont incluses dans la régression, Wolpin (1995) montre que le chercheur ne peut pas savoir laquelle des estimations est la moins biaisée. Pour ces raisons, nous réestimons chaque régression en n'utilisant qu'une seule variable d'*input* à la fois, en incluant cependant la variable d'éducation des adultes pour contrôler les effets familiaux. Comme nous utilisons les estimateurs à effets fixes et à moments généralisés de Blundell et Bond (1998), les effets fixes sont purgés, ce qui limite en théorie les biais dus aux variables omises. Par conséquent, avec de tels estimateurs, l'inclusion d'une partie seulement des variables dans la régression ne devrait pas conduire à une surestimation de son impact sur l'output éducatif.

Dans le champ de l'économie de l'éducation, et plus spécifiquement dans les analyses des fonctions de production de l'éducation, l'objectif le plus affirmé renvoie à la validité ou non de la fonction de production de l'éducation. Bien que dans l'analyse économique standard de multiples formes d'estimation de la fonction de production existent, tel n'est pas le cas dans les travaux standards en économie de l'éducation. Notre volonté étant davantage axée sur la validation ou non de la fonction de production de l'éducation, nous ne procéderons pas à l'estimation de fonctions spécifiques telles que celles ayant comme hypothèses des élasticités spécifiques ou des non-linéarités pour des *inputs*.

6.3. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Dans le TABLEAU 3.8, nous estimons la fonction de production éducative à effets aléatoires avec les résultats aux tests en mathématiques au niveau secondaire ainsi que le taux net de scolarisation secondaire comme indicateurs d'*outputs* (équation 1). Afin de capter les variations

dues uniquement à la dimension temporelle, nous introduisons des variables indicatrices pour chaque année considérée. Le test de Fisher de significativité globale des indicatrices pour les années montre l'importance de les intégrer dans l'estimation. Même lorsque leur significativité est rejetée au seuil de 10 %, la valeur des autres coefficients ne s'en trouve pas modifiée. Par ailleurs, les écarts-types sont corrigés par la méthode des *clusters* et sont robustes à l'hétéroscédasticité.

La colonne (1) montre l'analyse faite à partir du premier indicateur de dépense, à savoir la part dans le PIB par tête des dépenses éducatives par élève au niveau secondaire. Seule la variable d'éducation des adultes est positive et significative. Quelle que soit l'inclusion des autres *inputs*, leurs coefficients ne sont jamais significatifs. Les relations sont différentes avec l'utilisation du TNS comme indicateur d'*output* (colonnes 7 à 12). De façon similaire, l'éducation des adultes a une relation positive et significative avec le TNS. Les dépenses éducatives sont soit corrélées négativement (colonne 7), soit non significatives (colonne 8). Le salaire des enseignants est corrélé négativement avec les deux *outputs* utilisés, mais seulement significativement avec le taux de scolarisation. Par ailleurs, la même relation négative existe pour la taille des classes ainsi que le taux de redoublement. Seuls les coefficients dans l'estimation avec le taux de scolarisation sont significatifs. Enfin, malgré un coefficient négatif, les inégalités éducatives ne semblent pas avoir d'impact sur la performance scolaire, quel que soit l'*output* utilisé.

Ces résultats peuvent être biaisés, car nos estimations considèrent que les variations des différentes variables entre et à l'intérieur des pays sont réparties de façon aléatoire. Or, il est probable qu'il existe des variables omises qui influencent à la fois les *inputs* et les *outputs*, conduisant ainsi à des biais d'estimation. Le TABLEAU 3.9 présente les estimations à effets fixes, où nous incluons des variables indicatrices pour chaque pays. Lorsque les effets fixes sont pris en compte, les *inputs* ne semblent plus du tout affecter la performance éducative, quelle que soit la nature de celui-ci. Même la variable d'éducation des adultes n'est significative que pour 3 estimations sur 12 au total (colonnes 7, 9 et 10), ce qui tend à rendre sceptique quant à son effet réel sur la performance scolaire. Lorsque les résultats aux tests sont utilisés, aucune variable n'est significative. Les échantillons sont pour autant assez réduits et nous n'avons en général que trois observations pour chaque pays considéré. Pour autant, lorsqu'on utilise les taux de scolarisation, nous devrions obtenir des résultats plus significatifs si la taille de l'échantillon était le principal problème. Or, il n'en est rien. Seules les inégalités éducatives semblent influencer négativement le taux net de scolarisation du secondaire. La baisse d'un écart-type du niveau des inégalités éducatives induit l'augmentation d'environ 11 points de pourcentage. Cet effet est très fort, mais la relation de causalité entre le taux de scolarisation et le niveau des inégalités éducatives n'est pas

contrôlée par la méthode de régression à effets fixes. Pour corriger ces biais, nous utilisons la méthode des moments généralisés.

Les résultats de l'estimation avec la méthode des moments généralisés (System GMM) sont présentés dans le TABLEAU 3.10. De façon similaire aux estimations précédentes, afin d'éviter de biaiser les coefficients estimés, les estimations sont conduites avec un nombre limité de variables explicatives. Il n'y a aucun biais possible dû à la présence de variables omises, car l'estimation se fait sur les taux de variation, ce qui élimine théoriquement les caractéristiques inobservables. Dans les colonnes 1 à 6, nous utilisons les résultats aux tests comme *output*, tandis que les colonnes 7 à 12 montrent les résultats des estimations avec le taux de scolarisation. Notons que la validation de l'hypothèse de suridentification du test de Hansen dans la plupart des estimations permet implicitement d'en déduire à une endogénéité des variables en question. Lorsque nous utilisons les résultats aux tests, seule la variable relative au revenu des parents est significative : l'augmentation d'un écart-type de l'éducation des adultes (soit environ 2,7 années en 1995) induit une augmentation d'environ 6 points de pourcentage du score des élèves, ce qui représente plus du double de l'impact lorsque la régression est effectuée avec effets aléatoires ($2,72 \times 2,22 = 6,04$). Lorsque la variable de dépenses éducatives est introduite, elle n'est toujours pas positive et significative. Plus important encore, son impact semble négatif et significatif pour le taux de scolarisation. L'autre indicateur de dépense éducative renvoie également à des coefficients négatifs, mais non significatifs. Cela renforce notre idée d'absence de relation entre le niveau des dépenses éducatives et la qualité de l'éducation. Aucun des autres *inputs* n'a d'influence directe sur la qualité de l'éducation lorsque les résultats aux tests sont utilisés. Avec le taux de scolarisation comme *output*, la rémunération des enseignants a même un impact négatif et significatif sur celui-ci. Les inégalités éducatives ont également un impact négatif et significatif sur le taux de scolarisation. Par conséquent, lorsque les biais d'estimation sont contrôlés, la fonction de production éducative perd de sa pertinence. Tout au plus, l'éducation des adultes explique le niveau de performance scolaire.

Comme nous l'avons vu dans la partie de statistique descriptive, la performance éducative ainsi que la structure des systèmes éducatifs diffèrent fortement entre pays de niveaux économiques différents. Dans ce cas, il se pourrait que nos estimations soient biaisées car elles incluent des pays très différents, à l'image des pays en développement. Bien que l'estimateur de Blundell et Bond (1998) se réalise habituellement à effets fixes, nous imposons toutefois à chaque pays de suivre une seule fonction de production. Pour vérifier cette hypothèse, nous réestimons les spécifications précédentes en distinguant les niveaux économiques des pays. Comme notre échantillon est assez réduit, nous préférons séparer les pays de l'OCDE des autres pays. Les

résultats présentés dans le TABLEAU 3.11 montrent que la différence de fonction de production éducative entre pays de niveaux économiques différents n'est pas avérée. Seules quatre variables sont significatives. Il est important de noter que les échantillons sont très petits, ce qui peut réduire la significativité des coefficients. Pour autant, il est surprenant de constater que l'éducation des adultes ne semble plus avoir d'effet sur les résultats aux tests lorsque la distinction des niveaux économiques des pays est effectuée. Seules deux estimations pour les pays ne faisant pas partie de l'OCDE renvoient à un impact positif et significatif de l'éducation des adultes. Les dépenses éducatives n'ont aucun effet sur les résultats aux tests, quel que soit le niveau économique des pays considérés. De façon non surprenante, le salaire des enseignants a un impact négatif et significatif sur la qualité de l'éducation pour les pays en développement (colonne 9). L'augmentation d'un écart-type du salaire des enseignants (soit une hausse de 241 % en 1995 pour les pays non OCDE) induit une diminution de 11 points de pourcentage de la qualité de l'éducation. Cet effet est environ cinq fois plus élevé que lorsque l'estimateur est à effets aléatoires et concerne l'ensemble des pays de l'échantillon (colonne 3 du TABLEAU 4.8), mais reste toutefois assez faible, car la hausse du salaire correspond à une multiplication de celui-ci par plus de 3. La taille des classes a un effet positif pour les pays de l'OCDE et négatif pour les pays en développement. Cependant, l'effet n'est significatif que pour les pays de l'OCDE. En tout état de cause, nous n'observons aucun effet négatif et significatif quel que soit le niveau économique des pays considérés. Par ailleurs, le taux de redoublement a un impact négatif et significatif pour les pays en développement. L'effet du taux de redoublement est ici très élevé : la réduction d'un écart-type de celui-ci (soit 7,3 en 1995 pour les pays non OCDE) entraîne l'augmentation des résultats aux tests de 6 points de pourcentage. Nous effectuons la même procédure avec le taux de scolarisation pris comme output éducatif (TABLEAU 3.12). L'éducation des adultes garde son effet positif et significatif quel que soit le niveau économique des pays. En moyenne, l'impact de l'éducation des adultes sur le taux de scolarisation est plus élevé pour les pays en développement que pour les pays de l'OCDE. Nous pouvons voir dans cette différence, un processus de convergence éducative entre pays de niveaux économiques différents. L'impact des dépenses éducatives est pour le moins non convaincant. Son effet est certes positif et significatif sur le taux de scolarisation pour les pays de l'OCDE mais seulement au seuil de significativité de 10 %. L'utilisation des dépenses éducatives en pourcentage du PNB comme variable alternative rend la relation inexistante. Les effets sont tout autant contrastés pour les pays en développement, où seule l'utilisation du second indicateur témoigne d'une relation négative et significative. Assez surprenant est l'effet positif du redoublement sur le taux de scolarisation pour les pays de l'OCDE. Mais son amplitude semble plus réduite. Ces résultats soulignent la nécessité de bien

distinguer le niveau économique des pays, qui nous conduit à un rejet de l'existence de la fonction de production éducative.

7. CONCLUSION

L'objectif de ce chapitre a été de savoir dans quelle mesure on peut affirmer, au niveau d'un système éducatif, que les facteurs de ressources scolaires ont un impact sur la performance scolaire. Pour ce faire, nous avons estimé une fonction de production éducative. De façon analogue à l'entreprise, cette fonction relie des *inputs* à un *output*. L'*output* utilisé a été de deux sortes. Le premier *output* concerne les scores des élèves aux tests internationaux de compétence. Il est ainsi possible de considérer que mesurer la performance d'un système éducatif peut être effectué par les scores des élèves à des tests standardisés sur les compétences telles que les mathématiques, les sciences ou encore la lecture. Pour autant, étant donné la limitation des données concernant les tests internationaux, nous avons eu recours au taux net de scolarisation du secondaire. En ayant choisi un tel indicateur comme alternative aux tests internationaux, nous avons privilégié la dimension quantitative.

Les résultats montrent que même lorsque l'estimation s'effectue à effets aléatoires, les relations entre *inputs* et *outputs* éducatifs ne sont pas évidentes. Par exemple, le niveau relatif des dépenses publiques à l'éducation n'est jamais corrélé positivement et significativement avec la mesure de la performance scolaire, qu'elle soit mesurée par les tests internationaux ou le taux de scolarisation. Le salaire des enseignants est même apparu corrélé négativement avec le taux de scolarisation. À effets aléatoires, seule la variable d'éducation des adultes semble avoir un effet positif et significatif sur la performance éducative.

Lorsque nous introduisons des variables indicatrices des pays afin de contrôler les effets fixes, la seule variable qui était influente – à savoir l'éducation des adultes – perd également sa significativité. Par conséquent, lorsque seules les variations *à l'intérieur* d'un pays au cours du temps sont prises en compte, même l'éducation des adultes ne semble plus jouer de rôle dans l'explication de la performance éducative.

Pour autant, il est possible que l'estimateur à effets fixes soit lui-même biaisé du fait de la possible endogénéité des *inputs* considérés. Afin de corriger ces biais, l'estimateur de Blundell et Bond (1998) est utilisé. Après correction de l'endogénéité, l'éducation des adultes retrouve sa significativité. Cependant, les dépenses éducatives sont toujours sans impact positif sur la

performance scolaire. Parfois, nous détectons même un impact négatif de celles-ci sur le taux de scolarisation au secondaire.

Afin de vérifier la robustesse des résultats, nous procédons à l'estimation par sous échantillons. Nous utilisons de nouveau l'estimateur de Blundell et Bond (1998). Les résultats des estimations avec l'*output* représenté par les résultats des tests soulignent l'absence de relation entre *inputs* et *output* éducatifs. Seule la taille des classes semble jouer un rôle positif sur les résultats aux tests pour les pays de l'OCDE. Les taux de redoublement jouent quant à eux un rôle négatif sur les résultats aux tests pour les pays en développement. Mais au final, aucune relation stable n'est détectée, pas même pour l'éducation des adultes. Lorsque nous utilisons le taux de scolarisation comme indicateur d'*output*, les résultats sont presque similaires. Mise à part l'éducation des adultes qui a un impact positif et significatif, les autres *inputs* n'influencent aucunement le taux de scolarisation. Les dépenses éducatives ont certes un impact positif pour les pays de l'OCDE mais le coefficient n'est significatif qu'à 10 % et l'indicateur alternatif de dépenses éducatives ne confirme pas ce résultat.

Chaque pays recherche la meilleure performance pour son système éducatif et cela si possible pour le moindre coût. Comme nous l'avons vu au cours de ce chapitre, il n'existe pas de relation établie entre des facteurs de ressources et la performance d'un système éducatif. La mondialisation grandissante de toutes les activités économiques fait que les gouvernements sont de plus en plus préoccupés de la performance de leurs systèmes éducatifs. Tentante est alors l'idée de rechercher des recettes miracles permettant d'améliorer les systèmes éducatifs. Or, il n'en est rien au niveau macro-économique : les systèmes éducatifs sont tellement complexes et le nombre de facteurs entrant en jeu étant trop élevé, il reste très difficile de rechercher les sources de la qualité de l'éducation.

Cependant, comme nous l'avons souligné lors de l'introduction, il reste fondamental pour un pays d'évaluer le niveau de qualité de son système éducatif. Les enquêtes internationales ont sûrement un bel avenir devant elles. Si nos bases de données des tests standardisés sur les compétences sont encore limitées en nombre d'observations, il reste possible de vérifier la possibilité d'une fonction de production éducative dans les années qui viennent grâce aux nouvelles enquêtes qui ont lieu en ce moment ou qui auront lieu.

Une autre voie d'exploration est toutefois possible. Dans notre présent chapitre, nous nous sommes intéressés à comparer les systèmes sans trop nous préoccuper de la capacité de ces systèmes à organiser l'école efficace. Par ailleurs, la réduction d'un caractère propre au système éducatif à un nombre unique peut être questionnable. Par exemple, si la taille des classes varie

beaucoup à l'intérieur d'un pays, le fait d'utiliser sa moyenne dans une perspective macro-économique peut paraître en partie limité. Autre exemple, si le revenu des parents est fortement dispersé dans le pays, la simple moyenne ne distinguera pas deux cas extrêmes (forte égalité de revenu *versus* faible égalité). Une analyse micro-économétrique de la fonction de production éducative apparaît par conséquent nécessaire pour approfondir la recherche des fondements de la qualité des systèmes éducatifs et la réalité de l'impact de leur qualité sur l'efficacité économique. C'est l'objet de notre seconde partie.

BIBLIOGRAPHIE

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

Altinok, N., Murseli, H. (2007). "International Database on Human Capital Quality", *Economics Letters*, 96(2), p.237-244.

Angrist J.D., Lavy, V. (1999), "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Children's Academic Achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 114, Mai, p.533-75.

Arellano, M., Bond, S., (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, p.277-297.

Arellano, M., Bover, O. (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, 68, p.29-51.

Barro R.J. (1991), "Economic Growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, p.407-443.

Barro R.J., Lee, J.W. (1996), "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality", *American Economic Review*, *Papers et Proceedings*, 86, p.218-223.

Barro R.J., Lee, J.W. (2001) "International data on educational attainment: updates and implications", *Oxford Economic Papers*, 53(3), Academic Research Library, p.541-563.

Becker, G.S. (1963), *Human Capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, New York : National Bureau of Economic Research, 1967.

Behramn, J.R. (1996), "Measuring the effectiveness of schooling policies in developing countries: revisiting issues of methodology", *Economics of Education Review*, 15, p.345-364.

Behrman, J.R., Birdsall, N. (1983), "The Quality of Schooling : Quantity Alone is Misleading", *American Economic Review*, 73, p.928-46.

Belfied C.R. (2003), *Economic Principles for Education. Theory and Evidence*, Edward Elgar Edition.

Blundell R., Bond S. (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87, p.115-143.

Bossiere M., Knight J.B., Sabot R.H. (1985), "Earnings, Schooling, Ability, and Cognitive Skills", *American Economic Review*, 75(3), p.1016-30.

Card, D., Krueger, A. (1992), "Does School Quality Matter ? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States", *Journal of Political Economy*, 100(1), p.1-40.

Colclough, C., Lewin, K. (1993), *Educating All the Children: Strategies for Primary Schooling in the South*, Oxford, Clarendon Press.

Coleman, J.S., Campbell, E.Q., Hobson, C.J., Mc Partlet, J., Mood, A. M., Weinfeld, F.D., York R.L. (1966), *Equality of Educational Opportunity*, Washington, D.C, U.S. Government Printing Office.

Delamotte, E. (1998), *Une introduction à la pensée économique en éducation*, Pédagogie d'aujourd'hui, Paris, Presses Universitaires de France.

Fuller, B. (1986), "Raising School Quality in Developing Countries : What Investment Boosts Learning ?", Discussion paper, Education and Training Series. Washington: The World Bank.

Glass, G.V., Smith, M.L. (1979), "Meta-Analysis of Research on Class Size and Achievement", *Educational Evaluation et Policy Analysis*, 1, p.2-16.

Glass, G.V., Cahen, L.S., Smith, M.L., Filby, N.N. (1982), *School Class Size : Research and Policy*, Beverly Hills, Sage Editions.

Goldhaber, D.D., Brewer, D.J. (1999), "Why Don't Schools and Teacher Seem to Matter ? : Assessing the Impact of Unobservables on Education Production", *Journal of Human Resources*, 32(3), p.505-523.

Gupta, S., Verhoeven, M., Tiongson, E. (1999), "Does Higher Government Spending Buy Better Results in Education and Health Care ?", International Monetary Fund (IMF), *Working Paper*, 99/21, February.

Hanushek, E.A. (1986), "The Economics of Schooling : Production and Efficiency in Public Schools", *Journal of Economic Literature*, 24, p.1141-1177.

Hanushek, E.A. (1995), "Interpreting Recent Research on Schooling in Developing Countries", *World Bank Research Observer*, 10, p.227-46.

Hanushek, E.A. (1997), "Assessing the effects of schools resources on student performance: An update", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19(2), p.141-164.

Hanushek, E.A. (1998), "Conclusion and controversies about the effectiveness of school resources", *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, 4(1), p.11-28.

Hanushek, E.A. (1999), "The Evidence on Class Size", in *Earning and Learning : How Schools Matter*, édité par S.E. Mayer et P. Peterson, p.131-168, Washington, Brookings Institutions Editions.

Hanushek, E.A. (2003), "The Failure of input-based schooling policies", *The Economic Journal*, 113, p. F64-F98.

Hanushek, E.A. (2004), "Some Simple Analytics of School Quality", National Bureau of Economic Research (NBER), *Working Paper*, 10229, Cambridge, MA.

Hanushek, E.A. (2006), "School Resources" in E.A. Hanushek and F. Welch (Eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier Edition, Chapter 4, p.865-908.

Hanushek, E.A., Kim, D. (1995), "Schooling, Labor Force Quality, and Economic Growth", National Bureau of Economic Research (NBER), *Working Paper*, 5399, Cambridge, MA.

- Hanushek, E.A., Kimko, D.D. (2000), "Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations", *American Economic Review*, 90(5), p.1184-1208.
- Hanushek, E.A., Luque, J.A. (2003), "Efficiency and Equity in Schools around the World", *Economics of Education Review*, 22(5), p.481-502.
- Hanushek, E.A., Rivkin, S.G. (2006), "School Quality and the Black-White Achievement Gap", *NBER Working Papers*, 12651, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Heston, A., Summers R., Aten, B. (2002), *Penn World Table Version 6.1*, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- Hoxby, C.M. (1998), "The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence From Population Variation", National Bureau of Economic Research (NBER), *Working Paper*, 6869, Cambridge, MA.
- Kremer, M. (1995), "Research on Schooling: What We Know and What We Don't: A Comment on Hanushek", *World Bank Research Observer*, 10(2), p.102-6.
- Krueger, A. (1998), "Reassessing the view that American schools are broken", *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, 4(1), p.29-46.
- Krueger, A. (2000), "An economist's view of class size research", *Miliken Institute Award for Distinguished Economic Research Paper*.
- Krueger, A. (2002), "Understanding the magnitude and effect of class size on student achievement", in: Mishel, L., Rothstein, R. (eds), *The Class Size Debate*, Economic Policy Institute, Washington, DC, p.7-35.
- Leclercq, F. (2005), "The relationship between Educational Expenditures and Outcomes", *Développement Institutions et Analyses à Long terme (DIAL) Working paper*, 2005/05, Paris.
- Lee, J.W., Barro, R.J (2001) "Schooling Quality in a Cross Section of Countries", *Economica*, 38(272), p.465-88.
- McMahon, W. (1999), *Education and Development: Measuring the Social Benefits*, Oxford, Oxford University Press.
- McCallum, B.T. (1972), "Relative asymptotic bias from errors of omission and measurement", *Econometrica*, 40(4), p.757-758.
- Pritchett, L., Filmer, D. (1999), "What Education Production Function Really Show: A positive Theory of Education Expenditures", *Economics of Education Review*, 18(2), p.223-39.
- Psacharopoulos, G., Woodhall, M. (1985), *Education for Development: An analysis of Investment Choices*, Oxford University Press for the World Bank.
- Roodman, D. (2006), "How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata", Working Paper, 103, Center for Global Development.
- Schultz, T.P. (1995), "Accounting for Public Expenditures on Education: An International Panel Study", Papers 742, Yale - Economic Growth Center.
- Sevestre, P. (2002), *Econométrie des données de panel*, Dunod, Paris.
- Smith, A. (1776), *Recherches sur la nature et les causes de la richesse des nations*.
- Staiger, D., Stock, J. (1997), "Instrumental Variables Regressions with Weak Instruments", *Econometrica*, 65(3), p.557-586.
- Summers, A.A., Wolfe, B.L. (1977), "Do Schools Make a Difference ?", *American Economic Review*, 67, p.639-52.

Todd, P.E., Wolpin, K.I. (2003), "On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement", *The Economic Journal*, 113(485), p.F3-F33.

Unesco (2004), *EFA Global Monitoring Report 2005: The Quality Imperative*, Paris.

Unesco (2005), *EFA Global Monitoring Report 2006: Literacy for Life*, Paris.

Unesco (2007), *World Education Indicators*, accessible à la page : <http://www.uis.unesco.org/statsen/statistics/indicators/indic0.htm> (30/07/2007).

Wolpin, K.I. (1995), *Empirical Methods for the Study of Labor Force Dynamics* (Fundamentals of Pure Applied Economic Series), 60, Luxembourg: Harwood Academic Publishers.

Wolpin, K.I. (1997), "Determinants and consequences of the mortality and health of infants and children", in M. Rosenzweig and O. Stark (Eds.), *Handbook of Population and Family Economics*, Amsterdam, Elsevier. volume 1, chapter 10, p.483-557

Wößmann, L. (2000), "Schooling Resources, Education Institutions, and Student Performance: The International Evidence", Kiel Institute of World Economics, *Working Paper*, 983, Kiel.

World Bank (2002), "Achieving Education For All By 2015, Simulations Results For 47 Low-Income Countries", Washington D.C.

World Bank (2007), *Online World Development Indicators*, accessible à la page : <http://devdata.worldbank.org/dataonline/> (30/07/2007).

TABLEAU 3.1

ESTIMATIONS ÉCONOMÉTRIQUES DE LA FONCTION DE PRODUCTION DE L'ÉCOLE EN COMPARAISON INTERNATIONALE

<i>Etude</i>	<i>Type de données ; année(s) ; nombre d'observations</i>	<i>Variable de performance éducative</i>	<i>Variables éducatives explicatives</i>	<i>Résultats saillants</i>
Al Samarrai (2002)	Comparaison internationale en coupe instantanée ; 1996 ; 33 à 90	Taux brut et net de scolarisation primaire Taux de survie au grade 5 niveau primaire Taux d'achèvement du primaire	Dépenses publiques à l'éducation primaire (% du PNB) Dépenses au primaire par élève Taille des classes au primaire	Les dépenses au primaire par élève ont un impact positif et significatif sur le taux de survie jusqu'au grade 5 seulement (10 %), et un impact négatif et significatif sur les taux de scolarisation (1 % et 5 % respectivement). Tous les autres coefficients sont non significatifs
Hanushek et Kimko (2000)	Comparaison internationale en panel ; 1965, 1970, 1988, 1991 ; 67 à 70	Enquêtes IEA et IAEP en mathématiques et en sciences	Taille des classes Dépenses courantes en éducation par élève Dépenses totales à l'éducation (% du PIB) Education des adultes de 25 ans et +	Non significatif Impact négatif, 1 % Impact négatif, 5 % Impact positif, 1 %
Wößman (2000)	Comparaison internationale en coupe instantanée ; 1995 ; 39	Enquête TIMSS en mathématiques et sciences	Taille des classes	Impact positif, 1 %
Lee et Barro (1997)	Comparaison internationale en panel ; 1964, 1970, 1975, 1980, 1982, 1984, 1985, 1990 (en fonction de la variable de performance considérée) ; 214 à 346	Résultats aux tests Taux de redoublement au primaire Taux d'abandon scolaire au primaire	Taille des classes Rémunération des enseignants Dépenses courantes à l'éducation par élève Education des adultes de 25 et + PIB/tête	La taille des classes a un impact négatif et significatif sur les trois variables (5 %, 1 % et 5 %) La rémunération des enseignants a un impact positif et significatif sur les tests (10 %) L'éducation des adultes a un impact positif et significatif pour les tests (1 %) et négatif et significatif pour le taux de redoublement et l'abandon scolaire (1 % et 1 %). Le PIB/tête a un impact positif et significatif pour les résultats aux tests (1 %) et négatif et significatif pour les taux de redoublement et l'abandon scolaire.

McMahon (1999)	Comparaison internationale en coupe instantanée ; début des années 1990 ; 44 à 50	Taux brut de scolarisation masculin et féminin. Taux d'achèvement du 5ème grade masculin et féminin.	Dépenses publiques récurrentes à l'éducation primaire (% PNB) Dépenses publiques récurrentes par élève du primaire (% PNB par habitant) Dépenses publiques récurrentes par élève du primaire (selon le grade)	Impact positif, 1 % Impact négatif, 1 % Impact positif, 1 %
Gupta, Verhoeven et Tiongson (1999)	Comparaison internationale en coupe instantanée ; 1993-94 ; 23 à 42	Taux brut de scolarisation primaire et secondaire Taux de poursuite des études après le grade 4	Dépenses éducatives au primaire et au secondaire (% des dépenses éducatives) Dépenses éducatives (% PIB)	Impact positif sur les trois variables, 1 à 5 %, 5 à 10 %, 5 à 10 %
Schultz (1995)	Comparaison internationale en panel ; 1965-1980 ; 60 à 191	Taux brut de scolarisation du primaire	Part de la rémunération des enseignants (en % du PNB par habitant à l'âge adulte)	Impact négatif, 1 %
Colclough et Lewin (1993)	Comparaison internationale ; 1986 ; 82	Taux brut de scolarisation du primaire	Dépenses publiques récurrentes au primaire (% du PNB) Dépenses publiques récurrentes par élève du primaire (% du PNB par habitant)	Non significatif Impact négatif, 1 à 5 %

Sources : Tableau repris de Leclercq (2005). Les sources précises sont les suivantes : Al Samarrai (2002) tableaux 4.1. et 4.2. ; Hanushek et Kimko (2000) tableau 3 ; Wößmann (2000) tableau 1 ; Lee et Barro (1997) du tableau 3, Mc Mahon (1999) page 164 et p166 ; Gupta, Verhoeven et Tiongson (1999) tableau 1 ; Schultz (1995) tableaux 2 et 3 ; Colclough et Lewin (1993) tableau 2.6.

TABLEAU 3.2

SYNTHÈSE DES RÉSULTATS DE HANUSHEK ET LUQUE (2003)

	<i>Population âgée de 9 ans</i>					<i>Population âgée de 13 ans</i>				
	Impact négatif		Impact positif		Nombre de pays	Impact négatif		Impact positif		Nombre de pays
Significatif	Non significatif	Significatif	Non significatif	Significatif		Non significatif	Significatif	Non significatif		
TEA	3	11	2	1	17	2	8	6	17	33
ENS BAC+2	0	3	12	0	15	2	11	12	2	32
ENS SPE	0	7	4	1	12	0	12	11	2	25
ENS EXP	0	7	6	4	17	3	9	17	4	33
SCOL	0	9	5	3	17	2	9	15	6	32

Note : Les chiffres indiquent le nombre de résultats statistiquement significatifs avec le signe attendu. TEA = Taille des classes ; ENS BAC+2 = Enseignant avec au moins un niveau Bac+2. ENS SPE = Enseignant avec formation spécifique ; ENS EXP = Expérience de l'enseignant ; SCOL = Taux de scolarisation. Source : Hanushek et Luque (2003), tableau 2.

TABLEAU 3.3
SOURCE DES DONNÉES UTILISÉES

<i>Indicateur</i>	<i>Abréviation</i>	<i>Période</i>	<i>Source</i>
Qualité de l'éducation	QIHC	1965-2002	Altinok et Murseli (2007)
Taux net de scolarisation au secondaire	NERSEC	1970-2005	Unesco-Institute for Statistics
Education des parents : nombre moyen d'années scolaires des personnes de 25 ans et plus	ADEDU	1960-2005	Barro et Lee (2001), Unesco-Institute for Statistics
Dépenses publiques au primaire par élève en pourcentage du PIB par tête	SHPUPP	1960-2002	Barro et Lee (1996), Unesco-Institute for Statistics
Dépenses publiques au secondaire par élève en pourcentage du PIB par tête	SHPUPS	1960-2002	Barro et Lee (1996), Unesco-Institute for Statistics
Dépenses éducatives au primaire en % du PNB	EXPGNP	1970-2005	Unesco-Institute for Statistics
Salaire des enseignants au primaire en pourcentage du PIB par tête	SHSALP	1960-2002	Barro et Lee (1996), Unesco-Institute for Statistics
Taille des classes primaires	TEAPRI	1960-2005	Barro et Lee (1996), Unesco-Institute for Statistics
Taille des classes secondaires	TEASEC	1960-2005	Barro et Lee (1996), Unesco-Institute for Statistics
Taux de redoublement primaire	REPPRI	1970-2005	Barro et Lee (1996), Unesco-Institute for Statistics
Taux de redoublement secondaire	REPSEC	1970-2005	Barro et Lee (1996), Unesco-Institute for Statistics
Indicateurs d'inégalités éducatives	INEDU	1960-2000	Altinok (2007)
Espérance d'années scolaires	EXPEN	1970-2005	Unesco-Institute for Statistics

TABLEAU 3.4
ENQUÊTES SUR LES ACQUIS DES ÉLÈVES UTILISÉES

<i>Année</i>	<i>Organisme</i>	<i>Domaine</i>	<i>Nombre de pays</i>	<i>Âge des enfants</i>
1964	IEA	Mathématiques	13	13, Fin sec.
1970-72	IEA	Sciences	19	10,14, Fin sec.
		Lecture	15	10,14, Fin sec.
1982-83	IEA	Mathématiques	20	13, Fin sec.
1984	IEA	Sciences	24	10,14, Fin sec.
1988	IAEP	Mathématiques	6	13
		Sciences	6	13
1991	IEA	Lecture	31	9,14
1990-91	IAEP	Mathématiques	20	9,13
		Sciences	20	9,13
1993-98	IEA	Mathématiques	41	9,13, Fin sec.
		Sciences	41	9,13, Fin sec.
1992-1997*	Unesco-MLA	Mathématiques	13	10
		Sciences	11	10
		Lecture	11	10
1997*	Unesco-LLCE	Mathématiques	11	10
		Lecture	11	10
1999*	Unesco-SACMEQ	Lecture	7	10
1999*	IEA	Mathématiques	38	14
		Sciences	38	14
1995-2005*	CONFEMEN-PASEC	Mathématiques	11	9,10
		Lecture	11	9,10
2000	OECD-PISA	Mathématiques	43	15
		Sciences	43	15
		Lecture	43	15
2001*	IEA	Lecture	35	9,10
2002*	Unesco-SACMEQ	Mathématiques	14	10
		Lecture	13	10
2003*	IEA	Mathématiques	26,48	10,14
		Sciences	26,48	10,14
2003*	OECD-PISA	Mathématiques	41	15
		Sciences	41	15
		Lecture	41	15

Note : Fin sec. désigne la dernière année du secondaire. Abréviations: USA (Etats-Unis), IAEP (International Assessment of Educational Progress), IEA (International Association of the Evaluation of Educational Achievement), TIMSS (Third International Mathematics and Science Study), PIRLS (Progress in International Reading Literacy Study), OECD (Organization for Economic Co-operation and Development), PISA (Programme for International Student Assessment), UNESCO (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization), CONFEMEN (Conférence des Ministres de l'Education ayant le Français en Partage), PASEC (Programme d'Analyse des systèmes éducatifs de la Confemen), SACMEQ (Southern and Eastern Africa Consortium for Monitoring Educational Quality), MLA (Monitoring Learning Achievement). Les enquêtes où les années sont suivies d'un astérisque signifient que celles-ci ont été utilisées afin de construire la base de données en coupe transversale.

TABLEAU 3.5
STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Variable		Moyenne	Ecart-type	Min	Max	Obs	Obs
QIHC	Overall	51,58	10,06	18,75	78,31	N	244
	Between		9,37	18,75	70,99	n	106
	Within		5,52	24,53	64,83	T	2,30
NERSEC	Overall	54,20	29,04	0,90	100	N	577
	Between		27,62	2,30	97,5	n	158
	Within		11,93	12,20	101,07	T	3,65
LNGDP	Overall	8,19	1,07	5,77	10,69	N	1082
	Between		0,99	6,25	10,03	n	146
	Within		0,32	6,87	9,35	T	7,41
ADEDU	Overall	4,60	2,83	0,04	12,25	N	1048
	Between		2,48	0,41	10,86	n	169
	Within		1,05	0,85	8,15	T	6,20
TEAPRI	Overall	31,72	12,95	6,10	95,3	N	1296
	Between		11,61	13,40	73,07	n	176
	Within		5,93	10,89	56,77	T	7,36
TEASEC	Overall	19,36	7,12	6	64	N	1149
	Between		6,01	8	45,5	n	176
	Within		4,27	-2,21	45,79	T	6,53
SHPUPP	Overall	14,22	9,19	0,95	77,80	N	845
	Between		9,43	2,27	49,76	n	156
	Within		5,49	-10,39	54,64	T	5,42
SHPUPS	Overall	39,08	60,86	2,1	693,8	N	816
	Between		46,09	4,83	275,83	n	154
	Within		40,52	-119,12	460,91	T	5,30
EXPGNP	Overall	4,40	1,97	0	13,3	N	831
	Between		1,87	0,78	13,3	n	174
	Within		1,04	-0,45	9,33	T	4,78
SHSALP	Overall	354,88	278,40	40	2684	N	714
	Between		232,26	40	1396,25	n	145
	Within		153,71	-431,38	1642,63	T	4,92
REPPRI	Overall	10,36	9,28	0	47,5	N	996
	Between		8,63	0	34,15	n	174
	Within		3,50	-4,83	25,76	T	5,72
REPSEC	Overall	9,54	8,24	0	46	N	819
	Between		7,15	0	31,2	n	156
	Within		3,95	-8,06	28,47	T	5,25
INEDU	Overall	44,01	25,63	4,41	98,97	N	925
	Between		24,62	7,13	92,27	n	109
	Within		7,75	16,93	67,42	T	8,49

Note : Pour les abréviations, voir TABLEAU 3.3.

TABLEAU 3.6
STATISTIQUES DESCRIPTIVES, PAR NIVEAU ÉCONOMIQUE ET RÉGIONS

	QIHC	NERSEC	ADEDU	SHPUUP	SHPUUPS	EXPGNP	SHSALP	TEAPRI	TEASEC	REPPRI	REPSEC	INEDU
Monde	49,38	58,21	5,74	15,67	21,18	4,39	244	28,48	19,18	10,36	9,54	44,01
Groupe de pays												
<i>Pays à revenu faible</i>	40,41	26,12	3,12	12,07	22,21	3,65	344	42,63	25,33	17,41	13,50	71,88
<i>Pays à revenu moyen</i>	48,11	63,84	6,06	14,99	19,57	4,45	202	23,44	17,46	8,28	7,44	40,83
<i>Pays à revenu élevé</i>	56,70	87,15	8,93	20,66	23,51	5,23	183	16,31	13,26	4,79	8,52	20,78
Régions												
<i>Afrique Subsaharienne</i>	39,12	26,47	3,15	11,74	25,40	4,04	349	43,51	25,26	17,70	14,57	65,07
<i>Asie de l'Est et Pacifique</i>	56,67	58,50	6,63	17,22	22,35	4,09	276	25,67	20,69	5,15	5,31	33,39
<i>Europe de l'Est et Asie Centrale</i>	53,68	82,06	6,67	17,04	17,77	4,42	128	17,96	11,83	2,36	2,98	25,65
<i>Amérique Latine et Caraïbes</i>	43,41	59,56	5,83	12,85	14,22	4,24	207	25,29	18,8	9,78	6,85	38,24
<i>Moyen-Orient et Afrique du Nord</i>	44,88	59,77	5,47	17,28	23,54	5,27	273	23,20	17,93	10,88	11,77	56,61
<i>Asie du Sud</i>	-	43,5	3,46	11,10	15,03	2,76	351	43	29,8	12,29	9,50	73,48
<i>Am. du Nord et Europe continentale</i>	56,17	87,68	8,66	20,49	24,98	5,24	173	14,35	11,54	4,90	8,58	19,59

Pour les abréviations, voir tableau 4.1.

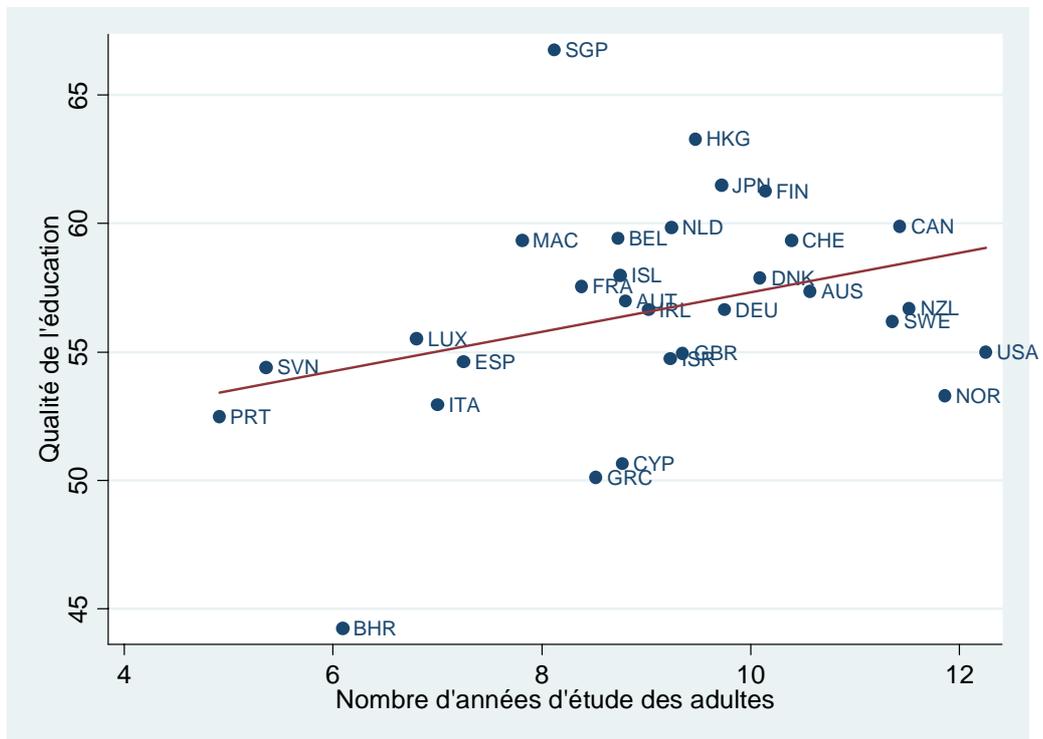
TABLEAU 3.7

CORRÉLATIONS ENTRE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET DES INDICATEURS QUANTITATIFS DE L'ÉDUCATION

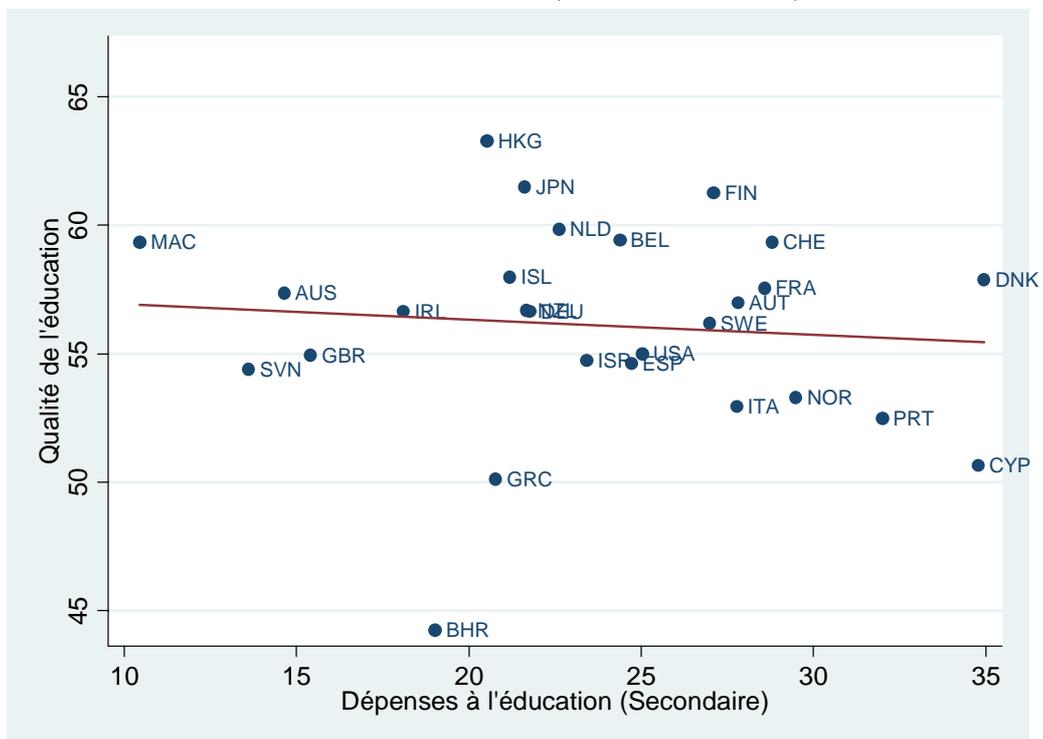
	QIHC	NERSEC	ADEDU	SHPUUP	SHPUUPS	EXPGNP	SHSALP	TEAPRI	TEASEC	REPPRI	REPSEC	INEDU
QIHC	1 (206)											
NERSEC	0,63 (128)	1 (577)										
ADEDU	0,39 (183)	0,83 (500)	1 (1048)									
SHPUUP	0,14 (159)	0,31 (408)	0,24 (744)	1 (845)								
SHPUUPS	0,16 (162)	-0,33 (400)	-0,35 (720)	0,3 (798)	1 (816)							
EXPGNP	0,15 (163)	0,39 (433)	0,40 (684)	0,49 (586)	0,06 (567)	1 (831)						
SHSALP	-0,07 (123)	-0,54 (332)	-0,45 (622)	0,57 (685)	0,59 (678)	-0,04 (480)	1 (714)					
TEAPRI	-0,34 (180)	-0,71 (523)	-0,66 (986)	-0,23 (807)	0,31 (776)	-0,31 (779)	0,50 (690)	1 (1296)				
TEASEC	-0,23 (154)	-0,40 (474)	-0,40 (875)	-0,15 (717)	-0,00 (697)	-0,21 (695)	0,28 (615)	0,56 (1129)	1 (1149)			
REPPRI	-0,34 (144)	-0,70 (465)	-0,56 (786)	-0,04 (658)	0,30 (636)	-0,18 (633)	0,45 (561)	0,56 (929)	0,25 (814)	1 (996)		
REPSEC	-0,09 (124)	-0,31 (404)	-0,32 (644)	0,02 (537)	0,12 (518)	0,05 (511)	0,32 (459)	0,36 (764)	0,31 (684)	0,64 (689)	1 (819)	
INEDU	-0,30 (161)	-0,82 (418)	-0,87 (909)	0,02 (537)	0,39 (660)	-0,44 (587)	0,47 (587)	0,64 (883)	0,34 (774)	0,72 (699)	0,41 (560)	1 (925)

Note : Les nombres entre parenthèses représentent le nombre d'observations. Pour les abréviations, voir tableau 4.1.

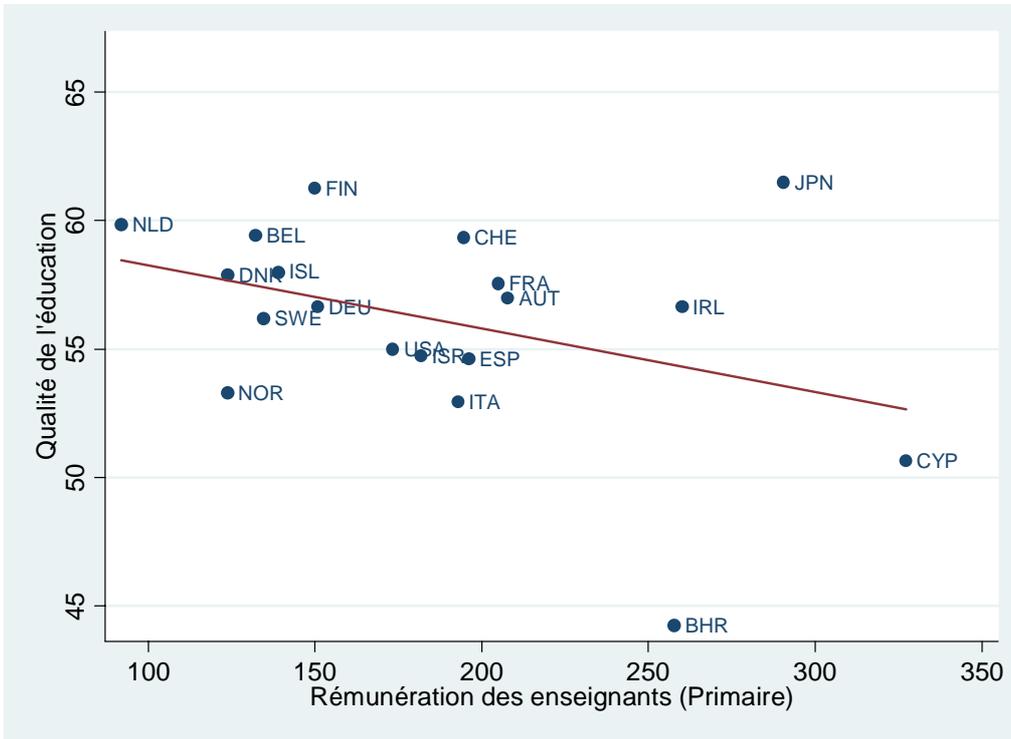
GRAPHIQUE 3.1
RELATIONS ENTRE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET L'ÉDUCATION DES ADULTES,
PAYS A REVENU ÉLEVÉ ($r = 0,33$; 30 PAYS)



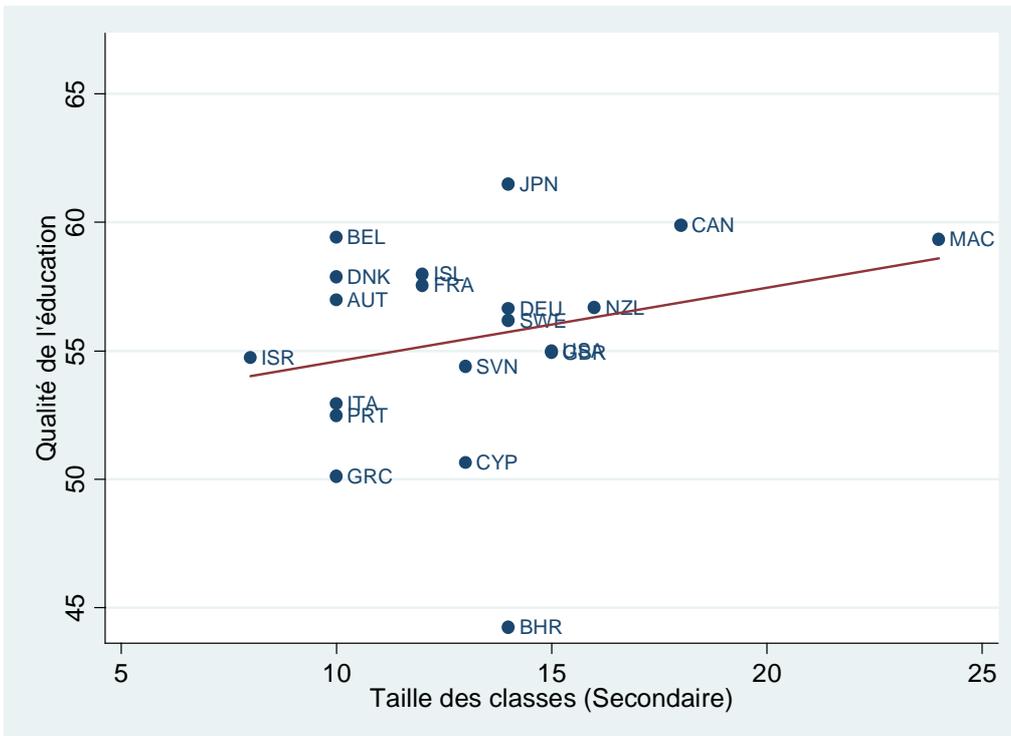
GRAPHIQUE 3.2
RELATIONS ENTRE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET LES DÉPENSES ÉDUCATIVES,
PAYS A REVENU ÉLEVÉ ($r = -0,09$; 27 PAYS)



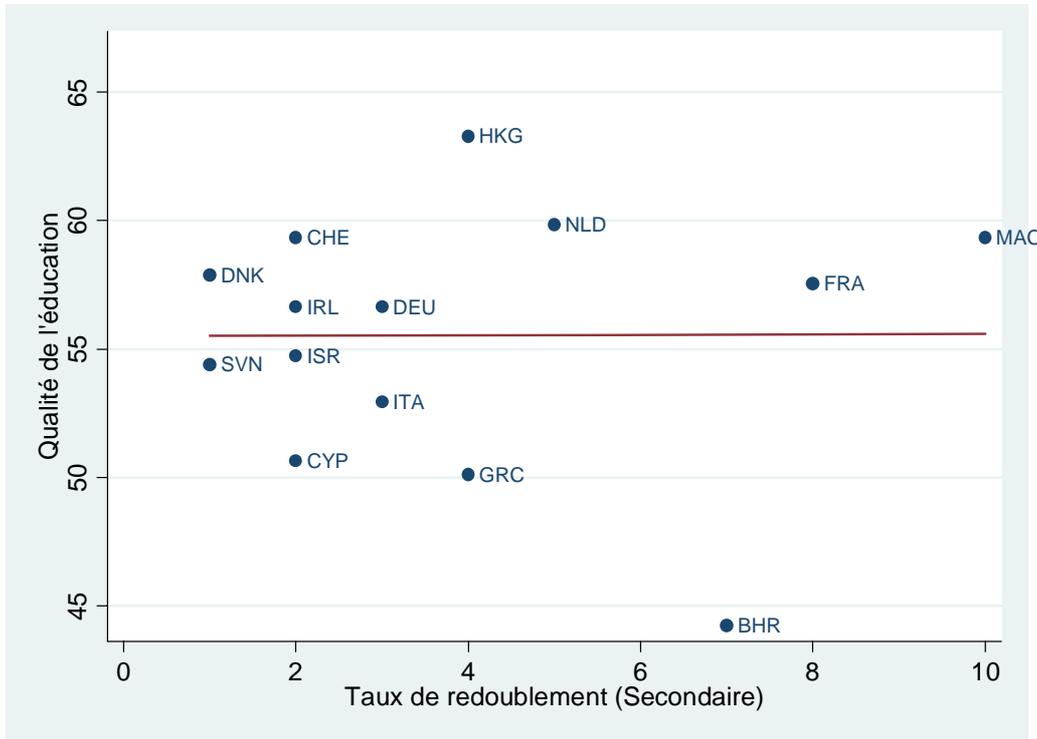
GRAPHIQUE 3.3
RELATIONS ENTRE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET LA RÉMUNÉRATION DES ENSEIGNANTS, PAYS A REVENU ÉLEVÉ (r = -0,38 ; 19 PAYS)



GRAPHIQUE 3.4
RELATIONS ENTRE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET LA TAILLE DES CLASSES, PAYS A REVENU ÉLEVÉ (r = 0,26 ; 20 PAYS)



GRAPHIQUE 3.5
RELATIONS ENTRE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET LE TAUX DE REDOUBLEMENT, PAYS A REVENU ÉLEVÉ (r = 0,00 ; 14 PAYS)



GRAPHIQUE 3.6
RELATIONS ENTRE LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET LES INÉGALITÉS ÉDUCATIVES, PAYS A REVENU ÉLEVÉ (r = -0,18 ; 27 PAYS)

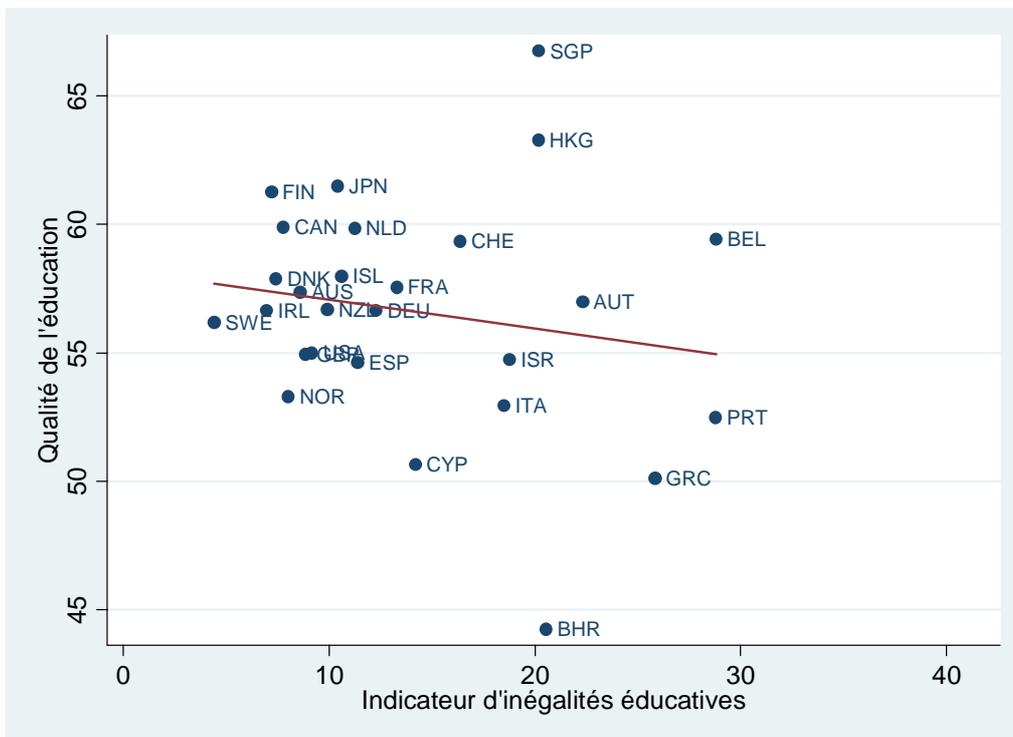


TABLEAU 3.8
ESTIMATION A EFFETS ALÉATOIRES

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Random Effets OLS											
Variable dépendante	Qualité de l'éducation en mathématiques au secondaire						Taux net de scolarisation au secondaire					
Echantillon	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet
Education des adultes $t-1$	1,101*	1,730*	0,831‡	1,486*	1,710*	1,024‡	7,902*	7,991*	7,846*	7,856*	7,856*	8,591*
Dépenses éducatives ⁽¹⁾ $t-1$	(0,367)	(0,461)	(0,473)	(0,453)	(0,532)	(0,623)	(0,463)	(0,531)	(0,589)	(0,536)	(0,536)	(0,511)
Dépenses éducatives ⁽²⁾ $t-1$	0,037	-0,366					-0,122*	0,936				
	(0,092)	(0,493)					(0,049)	(0,740)				
Salaire des enseignants $t-1$			-0,009						-0,018†			
			(0,012)						(0,008)			
Taille des classes $t-1$				-0,167						-0,410†		
				(0,206)						(0,172)		
Taux de redoublement $t-1$					-0,065						-0,410†	
					(0,165)						(0,172)	
Inégalités éducatives $t-1$						-0,102						-0,031
						(0,109)						(0,148)
F Test pour les Indicatrices Temporelles	[0,00]	[0,00]	[0,01]	[0,00]	[0,04]	[0,00]	[0,00]	[0,01]	[0,02]	[0,00]	[0,00]	[0,01]
Observations	156	148	119	143	117	161	373	388	308	420	420	352
Pays	58	63	41	60	55	54	117	126	112	133	133	121
R²	0,47	0,31	0,49	0,47	0,48	0,44	0,75	0,71	0,76	0,73	0,73	0,69

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les erreurs types.

(1) Dépenses éducatives par élève au secteur secondaire en pourcentage du PIB par tête

(2) Dépenses éducatives en pourcentage du PNB

TABLEAU 3.9
ESTIMATION A EFFETS FIXES

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Variable dépendante	Fixed Effets OLS											
	Qualité de l'éducation en mathématiques au secondaire						Taux net de scolarisation au secondaire					
Echantillon	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet
Education des adultes $t-1$	1,776 (1,284)	0,288 (1,111)	1,931 (1,399)	0,637 (1,350)	2,194 (1,721)	1,378 (1,244)	3,129† (1,361)	1,279 (1,514)	3,105‡ (1,850)	2,564‡ (1,369)	1,910 (1,822)	1,261 (1,246)
Dépenses éducatives ⁽¹⁾ $t-1$	0,002 (0,115)						-0,052 (0,066)					
Dépenses éducatives ⁽²⁾ $t-1$		0,967 (0,655)						0,742 (0,815)				
Salaire des enseignants $t-1$			0,007 (0,010)						0,008 (0,007)			
Taille des classes $t-1$				-0,137 (0,327)						0,191 (0,201)		
Taux de redoublement $t-1$					0,038 (0,290)						0,176 (0,323)	
Inégalités éducatives $t-1$						0,166 (0,200)						-0,485* (0,146)
F Test pour les Indicatrices Temporelles	[0,53]	[0,69]	[0,33]	[0,82]	[0,24]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,01]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Observations	156	148	119	143	117	161	373	388	308	420	352	416
Pays	58	63	41	60	55	54	117	126	112	133	121	96
R²	0,91	0,31	0,91	0,47	0,94	0,92	0,96	0,95	0,96	0,73	0,94	0,95

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les erreurs types.

(1) Dépenses éducatives par élève au secteur secondaire en pourcentage du PIB par tête

(2) Dépenses éducatives en pourcentage du PNB

TABLEAU 3.10
ESTIMATION AVEC LA MÉTHODE DES MOMENTS GÉNÉRALISÉS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Variable dépendante	System GMM											
	Qualité de l'éducation en mathématiques au secondaire						Taux net de scolarisation au secondaire					
Echantillon	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet
Education des adultes $t-1$	2,222* (0,854)	2,053† (0,857)	1,932‡ (1,092)	2,775* (0,935)	1,735‡ (0,936)	2,991† (1,218)	7,632* (0,752)	7,210* (0,885)	8,932* (0,856)	9,044* (0,866)	8,742* (0,740)	3,398† (1,485)
Dépenses éducatives ⁽¹⁾ $t-1$	-0,036 (0,167)						-0,118† (0,050)					
Dépenses éducatives ⁽²⁾ $t-1$		-0,495 (1,154)						-1,444 (1,040)				
Salaire des enseignants $t-1$			-0,011 (0,016)						-0,022* (0,009)			
Taille des classes $t-1$				-0,122 (0,370)						-0,226 (0,220)		
Taux de redoublement $t-1$					0,181 (0,181)						0,064 (0,181)	
Inégalités éducatives $t-1$						0,232 (0,252)						-0,690* (0,223)
F Test pour les Indicatrices Temporelles	[0,00]	[0,01]	[0,00]	[0,00]	[0,04]	[0,01]	[0,00]	[0,01]	[0,07]	[0,00]	[0,04]	[0,00]
Test de Hansen	[0,32]	[0,22]	[0,36]	[0,18]	[0,47]	[0,24]	[0,80]	[0,41]	[0,96]	[0,24]	[0,29]	[0,54]
AR(2) Test	[0,23]	[0,20]	[0,19]	[0,76]	[0,34]	[0,74]	[0,72]	[0,76]	[0,23]	[0,26]	[0,25]	[0,21]
Observations	156	148	119	143	117	161	373	388	308	420	352	416
Pays	58	63	41	60	55	54	117	126	112	133	94	96

Seuils de significativité : *1%, †5%, ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les erreurs types.

(1) Dépenses éducatives par élève au secteur secondaire en pourcentage du PIB par tête

(2) Dépenses éducatives en pourcentage du PNB

TABLEAU 3.11
ESTIMATION AVEC LES RÉSULTATS AUX TESTS, SOUS-ÉCHANTILLONS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	System GMM											
Variable dépendante	Qualité de l'éducation en mathématiques au secondaire											
Echantillon	Pays OCDE						Pays non OCDE					
Education des adultes $t-1$	1,259 (1,064)	-0,099 (0,980)	1,091 (0,855)	1,052 (0,762)	-0,965 (1,655)	0,433 (1,228)	1,668 (1,232)	1,783† (0,871)	1,204 (1,363)	0,864 (1,278)	1,501† (0,752)	2,651 (1,849)
Dépenses éducatives ⁽¹⁾ $t-1$	0,031 (0,149)						0,085 (0,220)					
Dépenses éducatives ⁽²⁾ $t-1$		0,127 (0,923)						-0,362 (1,080)				
Salaire des enseignants $t-1$			-0,003 (0,018)						-0,055‡ (0,031)			
Taille des classes $t-1$				0,407‡ (0,211)						-0,472 (0,426)		
Taux de redoublement $t-1$					0,419 (0,397)						-0,837‡ (0,493)	
Inégalités éducatives $t-1$						-0,072 (0,198)						0,048 (0,364)
F Test pour les Indicatrices Temporelles	[0,11]	[0,03]	[0,12]	[0,01]	[0,03]	[0,07]	[0,00]	[0,09]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,01]
Test de Hansen	[0,57]	[0,35]	[0,27]	[0,40]	[0,83]	[0,38]	[0,34]	[0,78]	[0,99]	[0,64]	[0,62]	[0,52]
AR(2) Test	[0,87]	[0,79]	[0,79]	[0,68]	[0,57]	[0,67]	[0,30]	[0,79]	-	[0,67]	[0,60]	[0,76]
Observations	106	91	90	88	67	111	50	57	29	55	50	50
Pays	22	28	22	28	24	28	29	35	16	32	31	26

Seuils de significativité : *1%, †5%, ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les erreurs types.

(1) Dépenses éducatives par élève au secteur secondaire en pourcentage du PIB par tête

(2) Dépenses éducatives en pourcentage du PNB

TABLEAU 3.12
ESTIMATION AVEC LE TAUX NET DE SCOLARISATION, SOUS-ÉCHANTILLONS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Variable dépendante	System GMM											
Echantillon	Pays OCDE						Pays non OCDE					
	Taux net de scolarisation au secondaire											
Education des adultes $t-1$	4,547*	1,726‡	6,154*	5,343*	3,009†	1,848	6,205*	8,516*	6,145*	8,051*	5,771†	8,080*
Dépenses éducatives ⁽¹⁾ $t-1$	(1,190)	(0,967)	(1,469)	(1,388)	(1,313)	(2,034)	(2,513)	(2,552)	(2,161)	(2,134)	(2,902)	(2,388)
Dépenses éducatives ⁽²⁾ $t-1$		0,308							-1,807‡			
Salaire des enseignants $t-1$		(1,382)	-0,015						(0,016)	-0,007		
Taille des classes $t-1$			(0,016)	-0,431						(0,016)	-0,261	
Taux de redoublement $t-1$				(0,614)	0,245*						(0,266)	0,594
Inégalités éducatives $t-1$					(0,061)		-0,421					(0,674)
							(0,364)					-0,464
												(0,339)
F Test pour les Indicatrices Temporelles	[0,00]	[0,00]	[0,07]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,57]	[0,05]	[0,10]	[0,05]
Test de Hansen	[0,31]	[0,48]	[0,18]	[0,60]	[0,63]	[0,31]	[0,16]	[0,61]	[0,25]	[0,16]	[0,38]	[0,82]
AR(2) Test	[0,18]	[0,47]	[0,12]	[0,96]	[0,76]	[0,47]	[0,41]	[0,92]	[0,23]	[0,21]	[0,55]	[0,18]
Observations	146	133	126	129	89	158	227	255	182	291	263	258
Pays	27	28	27	28	26	27	26	98	85	105	95	69

Seuils de significativité : *1%, †5%, ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les erreurs types.

(1) Dépenses éducatives par élève au secteur secondaire en pourcentage du PIB par tête

(2) Dépenses éducatives en pourcentage du PNB.

PARTIE 2
DÉTERMINANTS DE LA QUALITÉ DE
L'ÉDUCATION :
APPORTS MICRO-ÉCONOMIQUES

CHAPITRE 4

LES INÉGALITÉS SOCIALES À L'ÉCOLE PRIMAIRE : LE CAS DE 21 PAYS EUROPÉENS

1. INTRODUCTION

Dans le précédent chapitre, nous nous sommes questionnés sur l'existence de la fonction de production éducative au plan macro-économique. Il a été démontré que mis à part les facteurs familiaux, aucune autre forme d'investissement en éducation ne permet systématiquement d'améliorer la qualité des systèmes éducatifs. La seconde partie de la thèse a pour objectif d'estimer une fonction de production éducative, mais cette fois-ci en utilisant des données micro-économiques. Dans ce chapitre, nous nous focalisons sur ce qui semble le plus influencer sur la performance des élèves, à savoir les facteurs familiaux. Les inégalités économiques et sociales ont toujours paru évidentes comme influençant la réussite scolaire (Duru-Bellat, 2002). Pour autant, la plupart des analyses faites dans la détermination de la performance scolaire se basent sur la taille des classes ou encore la dépense éducative. Or, il semble fondamental de préciser dans quelle mesure les facteurs familiaux peuvent influencer la réussite des élèves. Le rapport très influent sur l'équité des systèmes éducatifs aux Etats-Unis, *Equality of Educational Opportunity* (Coleman *et al.*, 1966) a montré que les écoles avaient peu d'impact dans la variété des résultats de leurs élèves, après avoir tenu compte de leurs caractéristiques familiales. Le rapport a suscité deux décennies de débat pour savoir si la "valeur ajoutée" des écoles était en deçà ou au-delà de l'effet des facteurs familiaux. Les recherches durant les années 1980 et 1990 ont montré que les performances des écoles variaient, même en prenant en compte les différences de statuts socio-économiques ou encore des "compétences cognitives" des élèves lorsqu'ils commençaient leur scolarité (Rutter, 1983 ; Raudenbush et Bryk, 1986 ; Willms et Raudenbush, 1989 ; Willms, 2006).

Le choix de l'indicateur de performance scolaire a souvent renvoyé à une simple mesure du niveau scolaire atteint par l'élève. Ainsi, les estimations de l'impact entre facteurs familiaux et performance scolaire prennent, dans la plupart des cas, un indicateur d'achèvement scolaire. Bien que cette mesure permette de mieux appréhender la mobilité sociale à l'intérieur du système éducatif, elle ne parvient à estimer que l'impact des facteurs familiaux sur la trajectoire scolaire. Pour autant, aucune mesure concrète de la performance scolaire n'est utilisée. Très peu d'études économiques et sociologiques tentent de mesurer directement la performance des élèves. Celles-

ci s'appuient en général sur des enquêtes nationales ou internationales sur les acquis des élèves. Elles tentent alors de corrélérer les facteurs familiaux avec le score obtenu par chaque élève aux enquêtes internationales dans le cadre d'un raisonnement "toutes choses égales par ailleurs". Nous pensons que ce deuxième groupe d'études est le plus propice à évaluer l'ampleur des inégalités éducatives.

Au-delà de l'utilisation des enquêtes sur les acquis des élèves, il reste encore à déterminer le niveau scolaire à évaluer et la compétence précise à mesurer. Par exemple, Wößmann (2003) a évalué l'impact des facteurs familiaux sur la performance aux tests de compétences en mathématiques et en science des élèves de grade 8 (équivalent de la quatrième en France). Il montre notamment que l'effet des facteurs familiaux est important dans la plupart des pays. Or, la mesure de l'impact des inégalités au niveau primaire et pour la lecture semble plus importante à notre sens pour au moins deux raisons. Si de fortes inégalités existent dès le cycle primaire, une lutte contre les inégalités scolaires dès le commencement de l'éducation est fondamentale. Dans le cas contraire, cela supposerait d'axer davantage la politique de lutte contre les inégalités au début du cycle secondaire. Le choix de la compétence à mesurer paraît tout aussi important. En règle générale, les compétences en matières scientifiques sont réputées être les moins inégalement distribuées selon le statut socio-économique des parents. Par contre, les compétences en lecture sont *a priori* sujettes à plus de différenciation entre les niveaux économiques et sociaux des différents élèves. Les lacunes en lecture, la difficulté à comprendre un texte ou encore la faculté d'exprimer une opinion paraissent être les mesures les plus adéquates afin d'évaluer l'impact des facteurs familiaux sur la performance scolaire.

Ainsi, ce chapitre tente de mesurer l'impact des facteurs familiaux sur la performance scolaire, en lecture au niveau primaire, d'élèves issus de 21 pays européens. Tandis que de nombreuses études montrent une relation positive entre facteurs familiaux et performance scolaire, très peu d'entre elles tentent de prendre en compte les biais d'estimation. La relation entre le niveau d'éducation des parents et la performance de leur enfant est-elle à sens unique ? Est-ce réellement les facteurs socio-économiques des parents qui permettent à l'élève de mieux réussir à l'école ? Ne peut-il pas y avoir une transmission intergénérationnelle des capacités cognitives ? La décision d'investissement en éducation des parents dépend en partie de leurs caractéristiques observables et inobservables. Par exemple, le niveau d' "habileté" est positivement corrélé avec le niveau d'éducation et cette habileté est véhiculée en partie par le biais de la transmission génétique des parents vers leurs enfants. En prenant le QI comme mesure du niveau d'habileté, Feldman *et al.* (2000) montrent que la corrélation du niveau de QI entre les parents et leur(s) enfant(s) naturel(s) est d'environ 0,42 pour les enfants vivant avec leurs parents et de 0,22 pour ceux vivant dans un

autre lieu que le domicile familial. Ainsi, le lien entre l'éducation des parents et celle de leur(s) enfant(s) peut renvoyer à des caractéristiques non observées et non à un effet positif des facteurs socio-économiques tels que l'éducation des parents. Afin de séparer l'effet "habileté" de l'effet "éducation", plusieurs stratégies sont possibles (voir Blow et al. (2005) pour une revue des différentes approches économétriques). Trois grandes approches peuvent être ainsi distinguées.

La première repose sur l'analyse des résultats des frères et sœurs d'une même famille permettant ainsi de prendre en compte les effets fixes des familles (Behrman et Wolfe, 1987 ; Rosenzweig et Wolpin, 1994 ; Blau, 1999 ; Behrman et Rosenzweig, 2002 ; Vandenberghe, 2007 ; Dominges Dos Santos et Wolfe, 2007). Behrman et Wolfe (1984) et Rosenzweig et Wolpin (1994) ont comparé l'effet de l'éducation des parents sur des jumeaux ou entre cousins. Behrman et Rosenzweig (2002) utilisent des paires de parents jumeaux afin d'éliminer l'effet "habileté" d'un des parents (étant donné que les jumeaux ont des génomes identiques) et comparent les choix éducatifs des cousins. Sacerdote (2002) et Plug (2002) traitent l'effet "habileté" en exploitant la différence entre les enfants naturels et les enfants adoptés. Ces études montrent qu'une fois l'effet "habileté" contrôlé, ainsi que la possible endogamie (les femmes éduquées tendent à se marier avec des hommes éduqués), l'effet positif de l'éducation maternelle sur son enfant disparaît. Behrman et Rosenzweig (2002) trouvent qu'en assumant l'exogénéité de l'éducation parentale, l'éducation de la mère augmente l'éducation de ses enfants de 13 % tandis que l'effet de l'éducation du père est environ le double de celui de la mère. Toutefois, lorsque l'estimation est réalisée entre jumeaux, ce qui élimine les caractéristiques inobservables de la mère, les estimations conduisent à une absence d'effet des facteurs familiaux sur la performance scolaire. Ce type d'approche impose des contraintes parfois très fortes sur les facteurs non observés, car elle assume que l'estimation à partir de personnes d'une même famille peut éliminer totalement de l'effet familial sur la réussite de chaque enfant et qu'un effet fixe familial est le seul biais d'endogénéité existant. Or, comme le montrent Antonovics et Goldberger (2003), en modifiant quelque peu la codification dans les bases de données et les procédures de sélection des échantillons, l'effet de l'éducation maternelle sur l'éducation de ses enfants redevient positif.

La seconde approche consiste à se baser sur les variations exogènes (expérimentation naturelle ou aléatoire) afin de l'instrumenter (Dahl et Lochner, 2005 ; Morris, Duncan et Rodrigues, 2004). L'idéal serait d'allouer aux élèves aléatoirement des niveaux d'éducation afin d'estimer ses effets sur les élèves. A moins de tenter une expérience très complexe, tel exercice n'existe pas encore. Par exemple, certaines études utilisent la variation dans la durée de la scolarisation obligatoire afin d'instrumenter le niveau d'éducation parental (Oreopoulos, Page et Stevens, 2003 ; Chevalier, 2004 ; Black, Devereux et Salvanes, 2005). Cependant, cette technique

ne permet l'estimation que du sous échantillon qui est affecté par la réforme. Des conclusions générales à partir de réformes ayant eu lieu à une date déterminée et ne concernant qu'une seule partie de la population semblent douteuses.

La dernière approche se rapporte à l'instrumentation spécifique des caractéristiques familiales. Cette approche a été très peu utilisée. En effet, la principale difficulté réside dans le fait de trouver des instruments valides. Une série d'études tentent d'instrumenter l'éducation de la mère par l'éducation d'une de ses sœurs (Berhan et Taubman, 1989), celle de ses grands-parents (Lillard et Willis, 1994), par des chocs technologiques (Berhman et al., 1999) ou une combinaison d'instruments divers (Dumas et Lambert, 2005). Tandis que Lillard et Willis (1994) montrent que l'effet de l'éducation maternelle est diminué lorsque les biais d'endogénéité sont pris en compte ; les trois autres articles soulignent au contraire que l'effet est pratiquement doublé. Bien que cela paraisse surprenant, une augmentation de l'impact de l'éducation maternelle est possible notamment par le biais d'erreurs de mesure et la non-prise en compte de variables déterminantes. Ainsi, l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires peut sous-estimer le véritable effet de l'éducation d'un ou des deux parents sur la performance de leur enfant.

Néanmoins, ces travaux utilisent comme facteur de performance scolaire le taux d'achèvement. Ainsi, ce type d'étude mesure davantage l'impact des facteurs familiaux sur la trajectoire scolaire que sur la performance scolaire. Dans cette contribution, nous tentons de tester cette seconde hypothèse. Pour cela, nous utilisons une enquête internationale sur les acquis des élèves en lecture au niveau primaire en 2001. Meuret et Morlaix (2006) ont récemment mesuré l'impact de l'origine sociale des élèves sur leur performance en lecture. Néanmoins, ils n'ont pas réellement pris en compte la possible endogénéité des facteurs familiaux. Dans cette contribution, nous tentons de corriger les biais dus à l'endogénéité, aux variables omises ainsi qu'aux erreurs de mesure. En utilisant le niveau d'éducation des parents, nous estimons son impact sur la performance scolaire. Les résultats montrent que dans la plupart des pays, négliger la possible endogénéité des facteurs familiaux tend à biaiser *vers le bas* les coefficients trouvés. Après instrumentation, les facteurs familiaux ont un impact qui est parfois multiplié par deux. Par ailleurs, il en ressort que près de 30 % des résultats d'un élève sont déterminés par l'éducation de ses parents. Certains pays paraissent plus égalitaires que d'autres (à l'exemple de la République de Chypre et de la Suède), tandis que d'autres possèdent de fortes inégalités dans leur système éducatif (par exemple la Macédoine ou la Turquie).

Notre chapitre est structuré comme suit. La section 2 décrit la base de données utilisée et présente des statistiques descriptives sur les performances des élèves issus des 21 pays européens ayant participé à cette enquête. En section 3, la spécification du modèle est présentée, suivie de

son application économétrique. La section 4 présente les résultats des différentes estimations. Enfin, la section 5 conclut.

2. DONNÉES ET VARIABLES UTILISÉES

2.1. BASE DE DONNÉES

La base de données utilisée dans cette analyse est l'enquête PIRLS (Progress in International Reading Literacy Study). Cette enquête a été effectuée en 2001 par l'Association internationale sur l'Evaluation de l'Education (IEA – International Association for the Evaluation of Educational Achievement) dans 35 pays en développement ou développés. Afin d'avoir un échantillon de pays ayant des niveaux économiques et culturels proches, nous retiendrons les 21 pays européens dans notre chapitre. La Turquie et la Macédoine, pays ne faisant pas partie de l'actuelle Union Européenne, sont également incluses dans notre étude. Par ailleurs, malgré leur participation à cette enquête, les Pays-Bas n'ont pas été pris en compte dans nos estimations, car leur système d'enseignement est trop éloigné de celui des autres pays européens (voir van de Ven, 2007). Effectivement, là où pour les autres pays, il existe principalement un système homogène général allant jusqu'à la fin de l'université, le système néerlandais est doté d'une multitude de parcours professionnels plus ou moins réputés.

L'objectif de PIRLS était d'obtenir une base de données internationales sur les compétences en lecture d'élèves en quatrième année du primaire dans la plupart des systèmes éducatifs, permettant ainsi des comparaisons internationales. La population évaluée dans cette enquête avait en moyenne 10 ans et 3 mois avec un écart-type inter pays de 5 mois ; et la plupart des élèves étaient en quatrième année du primaire (à l'exception de l'Angleterre, de la Nouvelle-Zélande, de l'Ecosse, de la Russie et de la Slovaquie).

L'objectif plus précis de cette enquête était de mesurer les compétences et connaissances nécessaires à la compréhension et à l'utilisation des formes de langage nécessaires dans la société. Cette définition s'approche alors davantage d'une focalisation sur des compétences de la vie courante, plutôt que des compétences uniquement scolaires. A l'image des autres enquêtes internationales de l'IEA, la base de données issue de PIRLS fournit des résultats d'élèves de plusieurs pays qui sont représentatifs et comparables. Etant donné les différences fortes qui peuvent exister dans les programmes scolaires des différents pays – lorsqu'ils existent – cette définition permet partiellement de faire fi de ces biais éventuels.

L'enquête PIRLS est basée sur huit différents textes allant de 400 à 700 mots – dont 4 relèvent de la lecture et 4 de la recherche d'informations. L'évaluation dure 80 minutes pour chaque élève. Les quatre textes de lecture sélectionnés sont sous forme narrative. Les textes basés sur la recherche d'informations sont continus ou discontinus et sont organisés soit de façon chronologique soit de façon thématique (ou les deux). Chaque sujet d'évaluation est organisé en tâches spécifiques qui diffèrent selon le niveau de difficulté et qui permettent de mesurer de façon cohérente et continue le niveau de compétence de l'élève. Le test inclut des questions à choix multiples et des questions nécessitant des réponses rédigées par les élèves. En utilisant la Théorie de Réponse aux Items (Item Response Theory), l'enquête PIRLS mesure la performance sur une échelle continue ayant une moyenne internationale de 500 points au test et un écart-type international de 100 points au test.

A l'intérieur de ces objectifs, les questionnaires tentent d'évaluer quatre processus majeurs qui entrent dans la compétence de lecture :

- Rechercher l'information explicitement indiquée (environ 20 % du test)
- Être capable de faire des inférences (environ 40 % du test)
- Interpréter et intégrer les idées et les informations (environ 25 % du test)
- Examiner et évaluer les éléments de contenu, du langage et ceux textuels (environ 15 % du test).

L'enquête PIRLS ne fournit pas seulement de l'information comparable sur la compétence en lecture des élèves de différents pays, mais également des informations complémentaires sur le contexte de l'élève et de l'école. Ces informations sur le contexte sont présentes à travers quatre questionnaires : un questionnaire élève, un questionnaire sur le contexte familial (complété par les parents), un questionnaire maître et un questionnaire relatif à l'école (complété par les directeurs d'école). En regroupant l'ensemble de ces données avec la base relative aux résultats des élèves, la nouvelle base de données utilisée dans ce travail contient de l'information extensive sur le contexte de l'élève, les ressources engagées, les caractéristiques des enseignants et le contexte scolaire en général. En comparaison à d'autres enquêtes, PIRLS est ainsi la seule qui possède un questionnaire spécifique "famille" et qui peut par là même limiter les erreurs de mesure dues aux mauvaises réponses des élèves.

Un problème important, lié à tout travail empirique, concerne le cas des non-réponses à certaines questions des tests et donc des données manquantes. Tandis que certaines variables ont peu de données manquantes (notamment celles relatives au niveau de l'élève), d'autres variables

peuvent contenir près de 30 % de données manquantes (comme la variable de détention de livres à la maison, ou encore l'éducation des parents). Dans cette situation, éliminer tout élève dont il manque uniquement une donnée peut générer de sévères biais dans l'estimation. En effet, il se pourrait très bien que les données manquantes ne soient pas dues à un pur effet aléatoire. Ainsi, afin d'utiliser toute la richesse de cette base de données, nous avons recodé chaque valeur manquante par la valeur 0. Par la suite, afin de contrôler l'éventuel effet dû à ce recodage, nous introduisons une variable indicatrice qui est égale à 1 si la valeur est recodée (donc initialement manquante) et 0 sinon. Il faut souligner que nous n'avons pas utilisé cette procédure pour les variables relatives aux facteurs familiaux, étant donné qu'elles sont instrumentées. Effectivement, une instrumentation de variables recodées peut générer des biais d'estimation.

2.2. DÉFINITION DES VARIABLES

Cette section présente les variables utilisées dans les modèles. Nous présentons tout d'abord les variables pouvant mesurer le niveau socio-économique des parents, puis les autres variables.

L'estimation du niveau socio-économique des parents peut être faite à partir de différents indicateurs. A titre d'exemple, le nombre de livres à la maison, le niveau d'éducation des parents, le type d'emploi qu'ils occupent, ainsi que leur revenu ou leur bien-être peuvent être mobilisés.

De façon assez naturelle, nous avons été poussés à utiliser le revenu des parents comme mesure des facteurs familiaux. Comme les sommes monétaires sont au préalable harmonisées entre pays selon une méthode proche de celle des parités de pouvoir d'achat, une comparaison internationale paraissait assez judicieuse. Malheureusement, le niveau de revenu des parents n'est disponible que pour 19 pays au total et seulement 13 pays européens. Par ailleurs, les réponses demandées doivent correspondre à 5 différents intervalles de revenus, ce qui limite fortement la portée de cet indicateur.

Le type d'emploi occupé par les parents peut également être utilisé. Un avantage de cet indicateur est qu'il est harmonisé pour tous les pays. Cependant cet indicateur nécessite une classification des emplois sur une échelle prédéfinie et cette dernière peut être sujette à de fortes critiques. Effectivement, selon que l'on considère les dimensions économiques, culturelles ou sociales, de tels classements peuvent fortement varier. Meuret et Morlaix (2006) ont préféré utiliser la profession du père comme indicateur d'origine sociale des élèves. Celle-ci est définie sur une échelle continue, ce qui, d'après les auteurs, a l'avantage de donner des résultats qui ne dépendent pas de la définition des groupes retenus. Cette échelle, issue des travaux de

Ganzeboom *et al.* (1992) est celle qui est utilisée dans PISA 2000. Elle hiérarchise les professions en fonction du revenu qu'elles procurent et du niveau d'éducation qu'elles requièrent. Deux problèmes existent dans notre cas. Tout d'abord, nous n'avons pas d'information précise sur l'emploi occupé. Étant donné que la question posée est semi-fermée, seules 11 options sont disponibles pour décrire l'emploi occupé par les parents (voir TABLEAU 4.1). Tandis que dans l'enquête PISA, la question est ouverte (c'est-à-dire que l'élève est libre de répondre n'importe quel emploi), ce n'est pas le cas dans l'enquête PIRLS. Autre problème général, cette classification ne prend pas en compte les dimensions culturelles et sociales de la profession des parents. En incluant ces deux dimensions, la codification peut changer très fortement. Pour ces raisons, nous ne préférons pas utiliser cette variable. Cette variable sera néanmoins utilisée pour d'autres motifs. Afin d'avoir un aperçu concernant la structure productive propre à chaque pays, une distinction entre cols blancs et cols bleus sera effectuée. Celle-ci est présentée dans le TABLEAU 4.1.

La quantité de livres à la maison peut être une mesure du niveau socio-économique des parents. Pour autant, étant donné qu'il est demandé aux parents de donner un ordre approximatif du nombre de livres à la maison, des biais importants dus à des erreurs de mesure peuvent survenir. Il faut noter que cette question a été posée à la fois aux élèves et à leurs parents. La simple corrélation entre ces deux réponses nous laisse sceptique quant à la précision de cette variable. Il est effectivement très difficile pour une personne de connaître même approximativement le nombre de livres à la maison. Il n'est pas demandé explicitement le nombre de livres à la maison, mais plutôt un ordre de grandeur de celui-ci (compris dans les fourchettes [0;10] ; [11;25] ; [26;100] ; [101-200] ; [200 ou plus]). C'est pour cette raison que cette variable ne sera pas utilisée dans les régressions.

Dans notre analyse, l'éducation des parents est utilisée comme mesure des facteurs familiaux. Un des avantages de cette variable repose sur le niveau de détail assez précis de l'éducation des parents dans chacun des pays. Il est possible de connaître le niveau d'éducation le plus élevé atteint par chaque parent, avec distinction du cursus selon qu'il est de type "général" ou "technique". Cette possibilité de distinguer ces deux filières est primordiale dans la mesure où les savoirs acquis diffèrent fortement entre les différents parcours éducatifs. Ces données sont par conséquent plus riches en information que le seul nombre d'années d'études des parents qui ne permet pas de distinguer la réelle nature de la scolarisation. L'inconvénient logique à ce type de

variable renvoie à la différence dans la nature des systèmes éducatifs pour les pays. Si certains pays ont des systèmes éducatifs assez homogénéisés où le "technique" est assez minoritaire, d'autres possèdent des systèmes éducatifs où le "technique" et le "général" se distinguent très tôt. Ainsi, il a fallu opérer une harmonisation spécifique à chaque pays. De façon générale, nous avons construit une variable semi-continue relative à l'éducation de chaque parent. Un score compris entre 0 et 10 a été alloué au niveau d'éducation du père et de la mère. Lorsqu'un parent ne termine pas le niveau primaire, il reçoit le score minimal – c'est-à-dire 1 point. Les études professionnelles sont supposées être moins valorisées que les études générales. Par ailleurs, un score de 10 a été alloué à tout parent qui a entamé ou terminé le niveau 2 de l'enseignement supérieur général (en règle générale, cela concerne les individus ayant étudié plus de deux ans au niveau supérieur). Nous retrouvons dans le TABLEAU 4.2 la procédure de notation effectuée pour construire notre indice d'éducation des parents.

Par la suite, nous avons calculé une variable de performance en lecture avant l'entrée dans le niveau primaire. Malheureusement, il n'existe pas de pré-test à l'entrée de l'école primaire. Pour autant, comme le souligne Wößmann (2005), le niveau moyen de l'élève peut être calculé à partir de certaines questions posées au chef de famille. Comme ces questions ne sont pas posées directement à l'élève, nous pouvons supposer que les réponses sont assez objectives et non biaisées par les réponses d'élèves ayant la difficulté de s'auto-évaluer. Les parents ont indiqué les performances des élèves dans cinq domaines clés, à savoir la reconnaissance des lettres de l'alphabet [preschool1], la lecture de certains mots [preschool2], la lecture de phrases [preschool3], l'écriture de lettres de l'alphabet [preschool4] et l'écriture de certains mots [preschool5]. Chacune de ces compétences a été mesurée sur une échelle de 1 à 4, avec $1 = pas du tout$; $2 = pas vraiment$; $3 = assez bien$; $4 = très bien$. La variable "preschool" calculée varie entre 0 et 10 et reprend les réponses des parents aux 5 questions. On la calcule en effectuant la somme des réponses données, puis en corrigeant celle-ci afin d'obtenir un score sur 10. De façon standard, toutes les questions sont pondérées d'un poids identique et la relation est supposée linéaire.

$$preschool = (preschool1 + \dots + preschool5 - 5) \times \frac{10}{15} \quad (1)$$

Il est intéressant de noter que ce score initial ne varie pas de manière graduelle selon le niveau économique. Celui-ci enregistre une moyenne internationale de 5.13 avec un écart-type égal à 3. Ce caractère assez homogène est possible du fait que les parents des élèves répondent aux questions en comparant implicitement leur enfant avec les autres élèves du pays considéré, plus

qu'avec l'ensemble des élèves. Pour autant, cette absence de différence significative ne compromet pas l'utilisation de cette variable dans les estimations économétriques, du fait que l'on estime séparément chaque pays. Par ailleurs, les coefficients associés à cette variable sont toujours significatifs (voir section 4). Ce qui prouve que ce score peut être perçu comme relativement crédible. Nous supposons que ce score mesure le score à l'entrée du primaire, mais il peut également englober le niveau d'habileté de l'élève, puisqu'il n'est pas supposé avoir suivi une scolarisation (à moins qu'il ait été en école maternelle).

Des variables de contrôle sont également incluses dans les estimations afin de réduire les biais dus aux variables omises. Ces autres variables sont de plusieurs niveaux (élève, enseignant et école). Celles relatives à l'élève sont le genre de l'élève, son âge, son éventuelle inscription dans une maternelle, et la langue parlée à la maison. Le deuxième groupe de variables est constitué des caractéristiques de l'enseignant. Ce groupe rassemble le genre, l'âge, l'éducation et la motivation de l'enseignant. Le dernier groupe de variables est lié aux caractéristiques de l'école et de son environnement en général. Il regroupe 6 variables différentes, à savoir la taille des classes, la taille de la ville où est implantée l'école, le degré de proximité d'une école de niveau secondaire, le pourcentage de familles considérées comme pauvres dans l'école, l'équipement éventuel d'une librairie dans l'école et une variable liée aux nouvelles technologies de l'information et de la communication (ICT). Une partie de ces variables et les éléments de statistique descriptive sont présentés dans le TABLEAU 4.5.

3. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Cette section présente des éléments de statistique descriptive sur les résultats moyens des pays aux tests internationaux ainsi que des relations entre caractéristiques socio-économiques et performance scolaire.

3.1. DESCRIPTION DES RÉSULTATS ET FACTEURS FAMILIAUX

Le TABLEAU 4.3 dresse les indicateurs usuels de performance des élèves de chaque pays aux tests sur les compétences en lecture. Le pays le plus performant est la Suède avec un score de 561 points. La France se situe à une position intermédiaire avec un score de 525 points, l'Angleterre et l'Allemagne ayant des scores assez proches (respectivement 553 et 539 points). Au sein des pays nouvellement entrés dans l'Union Européenne, seule la Bulgarie possède un niveau supérieur à la plupart des autres pays européens. Le GRAPHIQUE 1 relate le score de chaque pays avec l'écart-type du score. La relation entre ces deux variables est négative. Cependant, il est plus intéressant

de travailler avec le coefficient de variation qui est un indicateur de variation relatif au score moyen. Le calcul des coefficients de variation permet d'avoir un aperçu de la variabilité du score des élèves à l'intérieur d'un pays. Plus le coefficient de variation (CV) est faible, plus la variabilité des scores est restreinte. On constate une relation négative entre le CV et le score moyen. Cela peut s'interpréter comme une réduction des inégalités à l'intérieur des pays avec l'augmentation de la performance éducative du pays. La Lettonie possède le coefficient de variation le plus faible (0,10), tandis que la variabilité la plus élevée est présente en Macédoine (0,23), suivie de la Turquie (0,19).

La distribution de la performance préscolaire, présentée dans le TABLEAU 4.3, varie beaucoup entre les pays. Cependant, comme indiqué dans la section précédente, ces variations ne peuvent pas être comparées d'un point de vue international, car elles relatent davantage des variations de la perception de la performance de chaque élève plutôt que de réelles performances observées. Toutefois, il est important de noter que la variabilité de la performance préscolaire est plus importante que celle du score en lecture. Ceci est certainement dû au fait que les scores aux tests sont standardisés de façon à obtenir un score international moyen de 500 et un écart-type moyen de 100. Les pays où le CV du score de performance préscolaire est le plus élevé sont la Hongrie et la République Tchèque (respectivement 0,77 et 0,71). A l'inverse, il semble qu'en Lettonie et en Macédoine, les parents estiment que les résultats de leurs enfants varient peu par rapport aux autres enfants (0,38 pour les deux pays).

L'éducation des parents est inégalement distribuée entre les différents pays de l'Union Européenne. Si elle est très élevée pour les pays Nordiques (Norvège et Suède), son niveau est très bas pour la Macédoine et la Turquie. De façon non systématique, l'éducation de la mère est supérieure à celle du père (c'est surtout le cas pour certains pays de l'Europe de l'est comme la Lettonie et la Lituanie), tandis qu'elle lui reste inférieure pour d'autres pays tels que la Macédoine, l'Italie ou encore Chypre. Comme on peut le constater dans les GRAPHIQUES 4.3 et 4.4, l'éducation des parents est corrélée positivement avec les résultats des élèves. Néanmoins, cette relation n'est pas parfaite : tandis que l'éducation moyenne du père est plutôt similaire pour la Moldavie et la Hongrie, la performance en termes de lecture est largement plus élevée pour le second pays. Les mêmes observations peuvent être faites en ce qui concerne l'éducation de la mère. Une analyse micro-économétrique nous permettra d'y voir plus clair. Les coefficients de variation sont assez proches à l'intérieur des pays pour l'éducation des pères et des mères. Cependant, comme on peut le voir dans le TABLEAU 4.3, ils diffèrent beaucoup entre les pays. La variabilité la moins élevée est présente en Norvège tandis que la plus élevée se trouve en Macédoine, suivie de la Turquie. Il est intéressant de noter que la variabilité de l'éducation des

parents est également très forte en Angleterre. Le TABLEAU 4.4 fournit des informations supplémentaires sur le niveau socio-économique des parents. Bien qu'il soit très difficile d'homogénéiser pour chacun des pays les niveaux de scolarisation des parents, les six premières colonnes peuvent nous aider à voir la distribution de la scolarité des parents. Par exemple, la Norvège est le pays d'Europe où la proportion des hommes ayant été à l'université est la plus élevée (environ 40 %), tandis que le niveau le plus faible est pour la Macédoine (moins de 7 %). La Turquie et la Macédoine semblent de nouveau très en retard dans le processus de scolarisation. Le nombre de livres à la maison peut également être vu comme une mesure du niveau socio-économique des pays. Les pays où les ménages détiennent plus de 200 livres à la maison qui avoisinent ou dépassent les 40 % sont la Hongrie, l'Islande, la Norvège et la Suède. A l'inverse, environ la moitié ou plus des ménages issus de la Macédoine, de la Moldavie, de la Roumanie ou encore de la Turquie ne possèdent que 25 livres au plus au sein de leur foyer. Les quatre dernières colonnes du TABLEAU 4.4 indiquent la proportion de cols bleus et cols blancs au sein des pays européens. Les cols blancs sont majoritaires en Angleterre, en Norvège, en Ecosse et en Suède en ce qui concerne les hommes, tandis qu'ils sont très minoritaires dans de nombreux pays de l'Europe de l'Est (à savoir Bulgarie, Lettonie, Lituanie, Moldavie, Roumanie, Turquie). De façon très nette les femmes cols blancs sont très minoritaires en Turquie, où elles ne représentent que 9 % des femmes actives. Il est important de noter que nous n'avons pas reporté la proportion de parents ne travaillant pas, mais en règle générale, elle est assez corrélée avec l'éducation des parents.

3.2. DÉCOMPOSITION DE VARIANCES

Une question intéressante est de se demander dans quelle mesure la variété des élèves selon leurs résultats ou encore le niveau d'éducation de leurs parents est présente dans chaque pays. Une décomposition de la variance peut alors être entreprise. Nous décomposons la variance totale d'un facteur entre une part "intra" (*within*) et une part "inter" (*between*). Le groupe considéré est l'école. Ainsi, si la variance "intra" est très élevée, cela signifie que la variété des individus selon le facteur considéré est présente à l'intérieur de l'école. Bien qu'il existe une multitude de possibilités d'opérer de telles décompositions, nous avons décidé d'utiliser une mesure simple des inégalités (la variance du facteur analysé), en suivant la méthodologie de Freeman (1980) et Blau et Kahn (1996) ou Juhn et al. (1993), travaux qui décomposent la variance des salaires dans différents secteurs. La principale raison de choix de cette approche est la possibilité d'interprétation de chacun des composants et la facilité de comparaison entre les parts d'inégalités

"intra" et "inter" groupes et les mesures conventionnelles des inégalités. La formule que nous utilisons pour la décomposition est :

$$v = \sum_{i=1}^n (s_i v_i) + \sum_{i=1}^n [s_i (w_i - w)^2] \quad (2)$$

où v est la variance (totale) du facteur analysé, s est la part de chaque sous-groupe (ici la part de chaque école dans la population totale) dans l'échantillon, v_i est la variance du facteur à l'intérieur de chaque sous-groupe i , w_i est la moyenne du facteur à l'intérieur du même groupe et w est la moyenne pour l'ensemble de l'échantillon. Par là même, l'équation (2) décompose les inégalités de salaire entre une part "intra" (le premier terme) et une part "inter" (le second terme).

Nous appliquons cette méthodologie à quatre différents facteurs : le score obtenu à l'enquête, le niveau de performance avant l'entrée à l'école primaire, l'éducation du père et l'éducation de la mère. Le TABLEAU 4.5 présente la décomposition de la variance pour le score des élèves au test en lecture et son score de performance préscolaire. Plus la part de la variance "intra" est élevée, plus le facteur est considéré comme distribué au sein de chaque école. Comme nous nous situons au niveau de l'éducation primaire, nous supposons que les écoles primaires sont des unités adéquates afin de capter les groupements d'individus. Il aurait été possible de choisir le niveau classe comme niveau de groupement, mais d'après nos calculs cela ne change pas de façon significative les décompositions de variance. En effet, très souvent une seule classe du grade 4 est présente dans chaque école. D'après le TABLEAU 4.2, plusieurs pays possèdent une variabilité élevée des scores à l'intérieur de chaque école. Cela peut s'interpréter comme le fait que la composition des écoles est plutôt hétérogène pour ces pays. L'exemple de la Slovénie est assez intéressant : près de 90 % de la variance du score au test est présente à l'intérieur de chaque école. De façon inverse, seulement 55 % de la variance du score est à l'intérieur de l'école en Macédoine. Par conséquent, ce pays, ainsi que la Bulgarie, la Moldavie, la Roumanie et la Turquie procèdent à une répartition géographique assez inégalitaire selon le niveau obtenu par les élèves aux tests en lecture. La décomposition de la variance pour le score de performance préscolaire est assez proche de celle obtenue pour le score en lecture. Cependant son amplitude est diminuée. Il faut rappeler que cet indicateur est construit à partir de l'évaluation par les parents de leur propre enfant, ce qui peut générer les biais d'estimation et une certaine tendance à "moyenniser" les réponses. Les parents vont avoir des comportements de comparaison avec la moyenne nationale, ce qui va en théorie limiter les fortes déviations (mesurables notamment à partir des variances calculées plus haut). Pour les pays les plus inégalitaires géographiquement, la variance "between" avoisine 26 % (Bulgarie). Pour de nombreux pays, la part "intra" de la variance est proche de 90

%, ce qui confirme notre hypothèse de la "moyennisation" de perceptions des parents vis-à-vis du niveau de leur enfant.

Le TABLEAU 4.6 montre les résultats des décompositions de la variance pour l'éducation des parents. De façon similaire, plus la variance "intra" est élevée, plus la variété en ce qui concerne l'éducation des parents est présente au sein de chaque école. Dans ce cas précis, l'ampleur de la variance inter-école peut s'interpréter comme une inégalité géographique. En moyenne, 80 % de la variance de l'éducation du père et de la mère est présente intra-école. On constate une forte hétérogénéité dans les écoles dans certains pays de l'Europe de l'Est (République Tchèque, Slovaquie, Slovénie) ainsi qu'en Allemagne, en Italie et en Norvège. Les pays où la variance inter-école de l'éducation du père est la plus élevée sont la Roumanie, la Turquie et la Bulgarie. La Hongrie et l'Ecosse affichent une inégalité géographique assez importante en comparaison des autres pays de l'Europe continentale (respectivement 26 % et 24 % de variance inter-école). De façon générale, la distribution de l'éducation des mères est proche de celle des pères. Ainsi, elle est très concentrée à l'intérieur des écoles pour la Norvège et l'Allemagne, tandis qu'elle paraît plus dispersée entre les écoles pour la Bulgarie, la Turquie ou encore la Macédoine.

4. SPÉCIFICATIONS DU MODÈLE

Cette section décrit le modèle empirique utilisé et discute de son application économétrique, notamment sur l'utilisation d'une spécification à valeur ajoutée et la méthode utilisée.

4.1. MODÈLE

Comme indiqué – par exemple dans Hanushek (2002) ou Wößmann (2005), la fonction de production éducative, sous les hypothèses classiques et sous la forme de valeur ajoutée¹², peut s'écrire :

$$P_{is}^t = P(P_{is}^{t-1}, F_{is}^t, T_{is}^t) \quad (3)$$

où P_{is}^t est le score obtenu par l'élève i dans la classe s à la période t , F représente les variables caractéristiques de la famille, T un vecteur de variables relatives à l'élève, à l'école et à l'enseignant. Cette spécification en termes de valeur ajoutée est préférable à la spécification classique car elle prend en compte le caractère cumulatif du processus d'éducation en contrôlant la performance

¹² Voir Todd et Wolpin (2003) pour une discussion détaillée des avantages des différentes spécifications de la fonction de production éducative, et des hypothèses structurelles et comportementales acceptées dans les différentes spécifications. Voir également Glewwe (2002) et Glewwe et Kremer (2005) pour les discussions sur les modèles comportementaux et les limites de leur utilisation avec des données rétrospectives.

éducative en $t-1$ (Hanushek, 2002). Il faut ici noter que l'expression "valeur ajoutée" est spécifique dans le domaine de l'économie de l'éducation. Elle signifie que nous raisonnons sur la différence du score d'élèves entre deux périodes (l'une généralement en début d'année scolaire et l'autre en fin d'année scolaire). Pour autant, la valeur P_{is}^{t-1} ne représente pas le score d'un élève à un test de performance comme c'est le cas pour P_{is}^t . Etant donné la proxy obtenue de la performance scolaire en lecture des élèves à partir de l'enquête PIRLS, nous pouvons approximer le résultat de l'élève à la période précédente. Il faut remarquer qu'il ne s'agit pas d'une solution idéale, car une évaluation des élèves en début de quatrième année ou encore une évaluation cumulative des *inputs* éducatifs de la première année à la quatrième, aurait été plus intéressante en termes de modélisation. Cependant, étant donné la relative constance des facteurs de production scolaires au cours des quatre premières années scolaires, les biais d'estimation introduits dans cette spécification devraient être limités¹³.

En traitant les variables d'*inputs* comme séparables et additionnables, et en considérant le caractère prédit de certaines observations, nous estimons l'équation micro-économétrique de la fonction de production éducative suivante :

$$P_c^t = P_c^{t-1} \beta_1 + F_h^{t-1} \beta_2 + T_c^t \beta_3 + D^t \beta_4 + \varepsilon^t \quad (4)$$

où P_c^t est le score obtenu à l'enquête PIRLS par l'élève c à la période t en quatrième année du primaire, P_c^{t-1} constitue une mesure initiale de la performance scolaire, F un vecteur de variables relatives à la famille de l'élève, T un vecteur relatif aux autres caractéristiques pouvant influencer la performance scolaire, le vecteur D contrôlant l'effet d'imputation des données. Le vecteur D contient une indicatrice pour chaque variable contenue dans F et T qui ont des valeurs manquantes. Chaque indicatrice prend la valeur 1 si la donnée est manquante et 0 si la donnée existait déjà. En incluant ces variables de contrôle dans l'estimation, les observations avec les données manquantes pour chacune des variables ont leur propre constante. Cette méthode

¹³ Il est assez surprenant de souligner que ce sont des enquêtes africaines – dont le PASEC – qui utilisent des analyses en terme de valeur ajoutée, tandis que les enquêtes lancées par des pays développés se contentent essentiellement de mesurer les acquis des élèves à une période seulement. Toutefois le programme le plus achevé de mesure de la valeur ajoutée est le programme d'évaluation nationale de l'Etat du Texas (TVAAS) qui fait exception aux Etats-Unis. Sans vouloir entrer trop dans les détails de la mesure en éducation, il faut mentionner le constat que cette méthode est relativisée par certains spécialistes, car le rythme de la « valeur ajoutée » paraît influencé pour une année scolaire par le rythme des années antérieures (effets cumulatifs). Tout en reconnaissant les apports de ces mesures en « valeur ajoutée », les chercheurs en sciences de l'éducation soulignent la difficulté de mesurer la « production éducative » à partir de facteurs clairement isolés dans un espace de temps, année scolaire par exemple. Sans doute, les choix en termes de coûts économiques y sont pour beaucoup dans cette différence cruciale pour les chercheurs en éducation.

permet qu'aucun des résultats ne soit biaisé par le fait que certaines variables ont des valeurs manquantes pour 30 % des observations. Il aurait été également possible d'utiliser une autre technique d'imputation. En effet, la prédiction des données manquantes par l'estimateur des MCO (suivant ainsi la tendance moyenne) aurait été possible. Nous avons également effectué ce type de prédiction et comme les résultats sont quasiment identiques entre les deux techniques, nous avons décidé de ne présenter que les résultats issus de la première technique d'imputation (à savoir celle relative à l'introduction de variables indicatrices).

4.2. STRATÉGIE D'ESTIMATION

Dans cette section, nous présentons la stratégie d'estimation de l'impact des facteurs familiaux sur la performance scolaire.

Dans la première étape de la stratégie d'estimation, une méthode standard des moindres carrés ordinaires est utilisée. En utilisant d'abord la variable d'éducation des parents sous forme catégorielle, nous testons l'hypothèse d'une relation non linéaire entre celle-ci et la performance des élèves. Pour ce faire, nous découpons l'éducation des parents en trois catégories (éducation primaire, secondaire et supérieure) comme souligné en section 2. Bien que cette catégorisation permette de relâcher l'hypothèse d'une relation linéaire, elle est sujette à question dans la mesure où il apparaît difficile de classer les niveaux d'éducation en seulement trois catégories. Ainsi, dans une seconde étape, la variable semi-continue de l'éducation des parents sera introduite. Pour autant, l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires peut être biaisée pour au moins trois raisons. Celles-ci sont la possibilité de variables omises, la probable double relation de causalité entre l'éducation des parents et la performance des élèves ainsi que l'existence d'erreurs de mesure en ce qui concerne les variables introduites dans les estimations (Wooldridge, 2002). Ainsi, il sera question d'utiliser la méthode des variables instrumentales, afin de pallier ces biais. Une prise en compte de la nature endogène de la variable semi-continue de l'éducation sera entreprise. Un autre problème a dû être pris en compte. Etant donné la nature des instruments, nous avons supposé que les écoles étaient constituées de manière aléatoire. Or, il est possible par exemple que les parents ayant un fort niveau d'éducation choisissent leur école et ainsi remettent en cause l'hypothèse de distribution aléatoire. Les tests de suridentification des instruments permettront de vérifier le bien-fondé de cette hypothèse.

Nous présentons ci-dessous les différentes étapes de l'estimation de l'impact de l'éducation des parents sur la performance des élèves :

- Étape 1 : Estimation à partir des MCO de l'éducation des parents avec variables catégorielles.
- Étape 2 : Estimation à partir des MCO de l'effet de l'éducation des parents avec variables semi-continues.
- Étape 3 : Estimation à partir de la méthode des variables instrumentales de l'effet de l'éducation des parents avec variables semi-continues.

4.3. BIAIS D'ESTIMATION

Ci-dessous, nous discutons des éventuels biais d'estimation. En premier lieu, il est important de noter que très souvent, une grande partie de la variance des scores n'est pas expliquée dans les régressions. Malgré la prise en compte de nombreux paramètres, tant au niveau de l'élève que de son école ou encore de son environnement, une grande partie de la variance des scores peut rester inexpliquée, ce qui témoigne de l'existence de variables omises (parfois plus de 70 % de la variance des scores reste inexpliquée lorsque l'on utilise la méthode des moindres carrés ordinaires). La non prise en compte de variables fondamentales dans l'explication du score des élèves peut biaiser l'ensemble des coefficients (Wooldridge, 2002). A titre d'exemple, aucune information n'est disponible en ce qui concerne la nature réelle des cours enseignés dans les écoles ou encore les relations existant entre l'élève et l'enseignant. Or, il reste évident que ces facteurs peuvent être déterminants dans la réussite des élèves.

De plus, la relation entre le niveau d'éducation des parents et la performance de l'élève peut être à double sens : si un enfant présent dans une famille à fort capital culturel et économique a plus de chance de réussir ; à l'inverse, il se peut que ses chances de réussir soient tout simplement dues à des compétences personnelles liées notamment au statut socio-économique des parents. D'un point de vue économétrique, le dernier terme de la spécification représente les variables inobservées pouvant influencer la réussite de l'élève aux tests internationaux. Ce terme d'erreur peut refléter trois types d'effets :

$$\varepsilon^t = \varepsilon_h^t + \varepsilon_s^t + \varepsilon_c^t \quad (5)$$

- Un effet spécifique ménage (ε_h^t) qui est dépendant de la filiation familiale. Cet effet peut comprendre les différences de productivité entre les élèves évalués, les différences dans les

préférences vis-à-vis de l'éducation ainsi que les chocs spécifiques aux ménages (par exemple l'ouverture d'une école au voisinage du domicile).

- Un effet spécifique école (ε_s^t) qui dépend de la structure de l'établissement, de sa politique éducative et notamment de la qualité de l'enseignement. Ainsi, si des enseignants de bonne compétence sont présents dans une école, les résultats de l'élève seront meilleurs et ne refléteront pas forcément l'impact des facteurs familiaux. Afin de prendre en compte ces effets, une série de facteurs relatifs à l'école sont introduits dans la spécification. Etant donné la possible interdépendance entre les étudiants d'une même école, l'utilisation de variables de niveau classe et de niveau école et le fait que les écoles sont les *primary sampling unit* (PSU) dans PIRLS, il peut exister des corrélations dans le terme d'erreur au niveau école (voir Moulton, 1986). Nous corrigeons ces potentielles corrélations dans le terme d'erreur en imposant une structure adéquate de la matrice des variances-covariances. La méthode de *clustering-robust linear regressions* (CRLR) est utilisée afin d'estimer les écarts-types. En effet, sans la prise en compte de l'existence de *clusters* au niveau école, il se pourrait que les écarts-types estimés soient biaisés. Cette méthode permet de passer outre l'hypothèse standard d'indépendance des erreurs et requiert uniquement que les observations soient indépendantes entre les PSUs, c'est-à-dire entre les écoles. En autorisant une certaine corrélation à l'intérieur des PSUs, la méthode d'estimation CRLR donne des écarts-types robustes lorsqu'un grand nombre d'observations prend la même valeur dans certains groupes de variables (voir Deaton, 1997).

- Un effet spécifique élève (ε_c^t), qui peut refléter les "compétences" ou les préférences de l'élève, notamment sur le plan scolaire. Bien que nous introduisions une proxy de la performance préscolaire, l'habileté de l'élève peut être contenue dans le terme d'erreur, de même que les acquis et stigmates individuels des premières années de scolarité.

Il est supposé que la décomposition des effets non observés entre les trois termes s'écrivent comme suit :

$$\varepsilon_h^t \perp \varepsilon_s^t \perp \varepsilon_c^t \quad \forall c, t, s \tag{6}$$

Pour autant, il existe plusieurs raisons laissant penser que l'orthogonalité des termes d'erreurs n'est pas vérifiée. Cette absence d'orthogonalité peut alors impliquer que l'estimation par la méthode des moindres carrés soit biaisée. Par exemple, l'éducation des parents peut être corrélée avec les facteurs non observés du ménage, tels que les niveaux cognitifs ou les préférences vis-à-

vis de l'éducation qui affectent les décisions de l'élève en matière éducative. Ceci est notamment vérifié lorsque certaines capacités ou préférences sont transmises entre les générations. Ainsi, l'enfant d'un enseignant va plus avoir tendance à apprécier la lecture qu'un enfant d'ouvrier, de par sa prédisposition à lire et écrire dès son jeune âge. La spécification peut être biaisée du fait de la possible corrélation entre les résidus. Plusieurs effets peuvent être distingués (Dumas, Lambert, 2005).

Un effet transmission peut exister. Si les préférences concernant l'éducation sont transmises entre les générations, elles peuvent déterminer l'éducation des parents, mais également l'éducation des enfants. Comme ces variables sont déterminées par les mêmes variables inobservées, les considérer comme des simples effets fixes génère des biais potentiels (puisque'il y a une auto corrélation).

Le niveau d'habileté des parents peut également remettre en cause l'orthogonalité des erreurs. Si les parents sont plus capables que d'autres sur le plan scolaire, ils peuvent être plus à même d'aider leurs enfants dans leurs études.

Autre forme de biais possible, des erreurs de mesure peuvent remettre en cause l'orthogonalité des erreurs. Comme nous l'avons souligné dans la section 2, la mesure de l'éducation des parents est sujette à des risques d'erreurs de mesure. Il est important de noter que ces biais peuvent estimer *vers le haut* ou *vers le bas* l'impact direct des caractéristiques familiales sur la performance de l'élève. En toute hypothèse, le biais dû à la transmission intergénérationnelle des compétences cognitives induit une tendance à *surestimer* l'impact de l'éducation des parents sur la performance scolaire. Effectivement, si une partie de la réussite de l'élève est due à ses capacités cognitives, lorsque nous mesurons l'impact de l'éducation des parents sur la performance des élèves, nous capturons en partie cet effet de transmission intergénérationnelle. Néanmoins, la nature de l'effet des deux autres biais est inconnu. Le biais relatif aux variables omises peut soit *sous-estimer* ou *surestimer* l'impact de l'éducation des parents. A titre d'exemple, si l'on omet des variables qui agissent *négativement* sur la performance de l'élève, ces effets peuvent transiter par la variable d'éducation des parents et avoir tendance à sous-estimer leur impact réel. De pareille façon, les biais dus aux erreurs de mesure peuvent également modifier les coefficients associés à l'éducation des parents, soit en les surestimant, soit en les sous-estimant. Au final, l'effet global dépend de la résultante du *poids* de chaque biais.

Pour terminer, la stratification de la base de données PIRLS, à l'intérieur de chaque pays, confère des pondérations d'échantillonnage pour les différents élèves. Afin d'obtenir des

estimations représentatives des populations à partir des données d'enquêtes à données multidimensionnelles, nous pondérons chacune des observations par les pondérations d'échantillonnage. Cette pondération assure que la contribution de chaque observation de l'échantillon représentatif à l'obtention des coefficients correspond en moyenne à ce que l'on aurait obtenu si l'on avait questionné l'ensemble de la population considérée (DuMouchel et Duncan, 1983 ; Wooldridge, 2001).

4.4. CHOIX ET VALIDITÉ DES INSTRUMENTS

Dans cette section, nous discutons de la procédure de sélection des instruments ainsi que de la restriction de l'échantillon, afin de corriger les biais dus à la possible sélection des écoles par les parents ayant un haut niveau d'éducation. Il est question de trouver un instrument valide pour l'éducation du père et celle de la mère. Un instrument valide est une variable qui n'a pas d'effet direct sur la performance de l'élève et qui n'est pas corrélée avec le niveau d'habileté de l'élève ou sa motivation. D'un point de vue économétrique, cet instrument ne doit pas être corrélé avec les différentes composantes de l'erreur présentées en équation (6). De manière additionnelle, l'instrument doit être fortement corrélé avec la variable que l'on soupçonne d'être endogène. Il est important de souligner que si cette dernière condition peut être vérifiée (en régressant la variable endogène avec l'instrument potentiel), la condition relative à la non-corrélation entre l'instrument et le terme d'erreur est impossible. Seul un test de suridentification de Sargan ou de Hansen (selon que l'on corrige ou non les erreurs-types de l'hétéroscédasticité selon la méthode de Huber-White) est disponible lorsque le nombre d'instruments est supérieur au nombre de variables potentiellement endogènes.

Une première série de candidats comme instruments concerne les préférences des parents vis-à-vis de la lecture. La base de données PIRLS possède au moins deux avantages par rapport à d'autres enquêtes internationales. Tout d'abord, un questionnaire spécifique "parents" a été distribué à l'un des parents, ce qui limite en partie les erreurs de mesure. Effectivement, il apparaîtrait inconcevable de demander à des élèves du grade 4 de répondre à des questions du type "quel est le revenu de tes parents?". Or, ce genre de question n'est généralement pas demandé directement aux parents dans la plupart des autres enquêtes (telles que TIMSS ou PISA). Bien que l'âge des élèves soit plus élevé (environ 15 ans), les biais dus à de mauvaises réponses volontaires sont plus probables. Un deuxième avantage de l'enquête PIRLS concerne la possibilité de calculer des moyennes pour chaque classe ou école. De cette manière, il devient possible de calculer des décompositions de variance comme cela a été fait dans la section 2 ou

encore de trouver des instruments valides. Nous pouvons détecter 4 variables susceptibles d'être des instruments valides. Il est par exemple demandé à l'un des parents combien de temps hebdomadaire il passe à la lecture dans le cadre de son travail. Cette question renvoie directement à son activité professionnelle et donc, en théorie, il n'y a pas d'impact direct sur la performance de l'élève. Par ailleurs, la lecture dans le cadre du travail est assez fortement corrélée avec l'éducation du parent. Il est également demandé au parent sa fréquence de lecture pour son plaisir personnel lorsqu'il est à la maison. On peut supposer également que cette variable serve d'instrument. Les aspirations en termes de lecture sont également demandées au parent qui a répondu au questionnaire. Par exemple, il lui est demandé dans quelle mesure il est d'accord avec les affirmations suivantes : "J'aime passer du temps à la lecture" et "Je lis uniquement si j'ai besoin d'informations". Ces deux questions peuvent également être utilisées comme des instruments. Un des inconvénients relatif à l'utilisation de ces instruments renvoie à la crédibilité de l'hypothèse selon laquelle les goûts pour la lecture du parent ne sont pas corrélés avec les capacités cognitives de l'élève ou encore ses propres goûts pour la lecture, tous deux inclus dans les termes d'erreur. Il est fort probable que si le père de famille aime lire pour son propre plaisir, son enfant va tenter de le "imiter" et va lui-même trouver intérêt dans le processus de lecture. Par ailleurs, il est également possible que le processus de goût pour la lecture soit corrélé avec les capacités cognitives du parent. S'il y a transmission intergénérationnelle des capacités cognitives, cela invalide une condition fondamentale de validité de l'instrument, à savoir sa non-corrélation avec une composante du terme d'erreur. Par conséquent, ces instruments ne sont pas valides.

Dumas et Lambert (2005) ont utilisé comme instruments les conditions de vie des parents lorsqu'ils étaient enfants. La nature de la résidence (urbaine/rurale), les infrastructures présentes (école primaire, secondaire ou services de santé) ou encore l'éducation et la santé des grands-parents ont pu être utilisées. Néanmoins, comme les auteurs le montrent, ces variables peuvent être potentiellement corrélées avec le terme d'erreur. Il se peut très bien que du fait de leur fort niveau d'habileté, les grands-parents se seraient bien soignés ou encore aient beaucoup étudié. Si cela est vrai, et si l'on suppose une transmission intergénérationnelle des capacités cognitives, alors ces instruments ne sont pas valides. En ce qui nous concerne, il est impossible d'utiliser des instruments décrivant les conditions de vie des grands-parents ou encore de celles des parents lorsqu'ils étaient enfants.

Afin d'avoir des instruments valides, nous décidons de nous inspirer de l'approche utilisée par Akerhielm (1995) sur la prise en compte de la nature endogène de la taille des classes. Akerhielm (1995) et Wößmann et West (2006) proposent d'instrumenter la taille des classes dans une classe i par la taille moyenne des classes dans une école j qui inclut la classe i . Ainsi, si l'on dispose de

plusieurs classes au sein d'une école, il est intéressant d'utiliser un tel instrument. Celui-ci est fortement corrélé avec la taille des classes et il n'est pas directement relié avec la performance des élèves, puisqu'il s'agit d'une moyenne au sein de chaque école. Cette moyenne de la taille des classes peut agir indirectement sur la performance de l'élève, via la taille de la classe dans laquelle il étudie. Mais cela n'interfère aucunement avec la validité de l'instrument, bien au contraire, sa validité s'en trouve renforcée. Comme le souligne Wößmann (2002), il se peut que les meilleurs élèves soient placés dans les écoles où la taille des classes est faible, ce qui remettrait en question la validité de l'instrument. Nous appliquons la même stratégie d'identification que Akerhielm (1995) tout en tentant de corriger le possible effet de sélection de l'école par les élèves issus de parents à fort niveau d'éducation. Par conséquent, nos instruments sont le niveau *moyen* d'éducation du père ou de la mère au sein de chaque école. Nous utilisons également la variable semi-continue relative à l'emploi occupé par le père ou la mère. Nous calculons pour chaque école la moyenne de l'éducation des parents. Il est possible de tester au moins en partie la validité de ces instruments. Pour ce faire, une régression par la méthode des MCO de notre variable potentiellement endogène par ces instruments ainsi que les autres variables exogènes est possible. Si les instruments candidats sont significativement corrélés avec la variable potentiellement endogène, alors une condition de la validité de l'instrument est remplie.

Pour autant, un autre problème subsiste. Comme souligné plus haut, il est effectivement possible que les parents ayant un niveau élevé d'éducation puissent choisir l'école de leur enfant soit directement (si la réglementation du pays le permet) soit indirectement (par exemple en se localisant géographiquement de telle façon à occuper une aire géographique où les niveaux économiques des familles sont élevés). Par là même, la moyenne du niveau d'éducation dans une école peut avoir une forte corrélation avec l'habileté des parents et donc des élèves. Fait qui invaliderait l'instrument. Nous n'avons aucune information concernant le fait que les parents ont choisi ou non le lieu d'études de leurs enfants. Néanmoins, le test de Hansen de suridentification des instruments nous permet de voir dans quelle mesure cette hypothèse est vérifiée. Ci-dessous, nous présentons les résultats des estimations économétriques.

5. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Cette section présente les estimations économétriques de l'impact des facteurs familiaux sur la performance scolaire. Comme annoncé dans la section 3, nous commençons tout d'abord par l'estimation économétrique avec des variables indicatrices et la méthode des moindres carrés ordinaires. Malgré la possibilité d'endogénéiser des variables catégorielles, nous pensons qu'une

estimation classique en utilisant la variable d'éducation des parents sous une forme quasi-linéaire peut servir d'alternative. Par conséquent, après une estimation par les MCO de cette variable quasi-linéaire de l'éducation des parents, nous procédons à une prise en compte de l'endogénéité de celle-ci par la méthode des variables instrumentales.

5.1. ESTIMATION STANDARD DE LA FONCTION DE PRODUCTION ÉDUCATIVE

Avant toute prise en compte de l'endogénéité, nous avons recours à la méthode standard, c'est-à-dire à l'estimation de l'impact de l'éducation des parents sur la performance des élèves aux tests PIRLS avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Il faut rappeler que dans la totalité des estimations, une prise en compte de la répétition des observations de niveau école ou classe est effectuée (par le biais de la méthode des *clusters*). Par ailleurs, une pondération de chaque élève selon sa représentativité est introduite afin de ne pas surestimer une catégorie de population par rapport à une autre. Enfin, les écarts-types sont robustes selon la méthode de White.

Les résultats de cette première estimation sont présentés dans le TABLEAU 4.8. L'éducation des parents est découpée en trois niveaux atteints (primaire, secondaire et supérieur). Comme souligné dans la section 2, il est possible que ces découpages ne reflètent pas exactement la même année pour tous les pays. Effectivement, les niveaux éducatifs varient beaucoup entre les pays, ce qui rend très difficile une homogénéisation des niveaux entre chacun des pays. La variable de référence est le niveau primaire pour chacun des parents. La principale observation faite est l'effet positif des études supérieures de chacun des parents sur la performance de leur élève. Si l'on cumule les effets des deux parents, un élève en Allemagne dont les parents ont été à l'université a, toute chose égale par ailleurs, 83 points de plus qu'un élève dont les deux parents n'ont pas été à l'université. Pour ce pays, l'impact de l'éducation de la mère est quasiment identique à celui de l'éducation du père (environ 41 points). L'effet positif du secondaire sur la performance par rapport au primaire n'est pas systématique. Cependant, le fait qu'un des parents ait été scolarisé au secondaire a un effet positif d'une amplitude moindre en comparaison des parents qui ont été à l'université. De façon moyenne, l'effet positif est réduit de moitié. Par exemple, les élèves dont le père a été jusqu'au secondaire ont 17 points de plus que ceux dont le père n'a étudié que dans le primaire, tandis que l'effet est proche du double pour les élèves dont le père a étudié jusqu'au niveau supérieur (environ 33 points). La comparaison des coefficients entre les pays est possible dans la mesure où l'éducation des parents est assez proche pour une grande partie des pays (à l'exception de la Turquie, de la Macédoine ou de la Bulgarie). Par exemple, l'effet du père qui a été au niveau supérieur est plus important en République Tchèque ou en Hongrie (environ 45

points), tandis qu'il est plus faible en Slovaquie ou en Suède (environ 24 points). De façon similaire, l'effet de l'éducation de la mère est proche de celui du père. Contrairement à ce qui existe dans la littérature, l'éducation de la mère n'a pas d'impact systématiquement supérieur à celle du père. Cette hypothèse est toutefois vérifiée pour certains pays (par exemple Bulgarie, Angleterre, Grèce, République Slovaque, Slovénie et Turquie), tandis que l'effet inverse existe pour deux pays seulement (Italie, Écosse).

Comme souligné en début du paragraphe précédent, le découpage de la variable relative à l'éducation des parents possède des limites dues à la grande hétérogénéité des systèmes éducatifs européens. Afin de combler ces différences, l'utilisation d'une variable semi-continue de l'éducation des parents est utilisée. Les résultats sont présentés dans le TABLEAU 4.9. Le calcul de la variable semi-continue a été présenté en section 2. De façon similaire à l'estimation avec des variables indicatrices, les variables semi-continues décrivant les deux parents sont insérées de manière simultanée afin de diminuer les biais dus à la possibilité de variables omises. De manière générale, l'éducation du père et celle de la mère ont un impact positif et significatif sur la performance des élèves pour tous les pays. L'impact moyen de l'éducation du père est de 4,6 points. Cela signifie que lorsque l'indice d'éducation du père augmente d'un point, le score de l'élève augmente de 4,6 points. On peut également interpréter cet effet en utilisant la différence de score moyen. Un élève dont le père n'a été qu'à l'école secondaire s'est vu attribuer un score égal à 5, tandis que celui dont le père a été au niveau 2 de l'université a obtenu un score de 10. Dans ce cas, la différence entre les deux scores est de 5. Cela revient à dire que, toute chose égale par ailleurs, un élève dont le père a le niveau d'éducation le plus élevé a en moyenne $4,6 \times 5 = 23$ points de plus qu'un élève dont le père a le niveau d'éducation moyen (ici le niveau secondaire). Cette analyse sera reprise en fin de paragraphe. L'effet de l'éducation du père sur la performance de l'élève est très élevé pour certains pays (Hongrie, Allemagne, Norvège, Chypre, Turquie), tandis qu'il apparaît plutôt faible pour d'autres pays (Moldavie, Suède, Lituanie, Roumanie). Lorsque l'on se penche sur l'éducation de la mère, les effets sont tous positifs et significatifs. L'effet moyen de l'éducation de la mère sur la performance des élèves est de 4,9, effet légèrement supérieur à celui de l'éducation du père. De façon similaire à l'éducation du père, on constate que, toute chose égale par ailleurs, un élève dont la mère a le niveau d'éducation le plus élevé possède en moyenne $4,9 \times 5 = 24,5$ points de plus que l'élève dont la mère s'est arrêtée au niveau secondaire. L'effet de l'éducation de la mère varie entre les pays. Pour certains, il apparaît relativement élevé (Turquie, Slovaquie, Slovénie), tandis qu'il reste assez faible pour d'autres pays (République Tchèque, Lituanie, Suède). La troisième partie du TABLEAU 4.9 présente les résultats de la prise en compte de l'endogénéité de la variable "éducation des parents". Celle-ci est

construite en faisant la moyenne arithmétique de l'éducation du père et de la mère. De façon identique à ces deux variables, son amplitude est comprise entre 0 et 10. De façon logique, les effets de chacun des parents doivent se cumuler lorsqu'on crée cette variable. C'est approximativement le cas pour la plupart des pays. L'augmentation d'un point du score de l'éducation des parents augmente, toute chose égale par ailleurs, le score de l'élève d'environ 9 points. Si l'on additionne les effets moyens de l'éducation du père et de la mère (soit $4,6 + 4,9 = 9,5$ points), nous obtenons approximativement l'effet moyen de l'éducation des parents sur la performance de l'élève (soit 9,1 points).

5.2. PRISE EN COMPTE DE L'ENDOGENÉITÉ

Comme nous l'avons souligné en section 3, les estimations par la méthode des moindres carrés ordinaires peuvent être biaisées pour au moins trois raisons (erreurs de mesure, possibilité de variables omises, possible endogénéité de l'éducation des parents). Afin de corriger ces biais, nous avons recours à la méthode des variables instrumentales. Etant donné que la méthode des variables instrumentales corrige les effets dus aux valeurs manquantes, il n'est plus nécessaire d'inclure dans l'estimation les variables de contrôle. Nous avons testé les deux types de spécification (avec ou sans variables de contrôle) : les coefficients relatifs aux variables d'éducation ne changent que très peu.

Il est malheureusement très difficile d'estimer l'éducation des parents sous la forme des variables indicatrices, car cela nécessite de trouver des instruments valides pour l'ensemble des variables endogènes. Comme le souligne Angrist (2000), il est possible d'endogénéiser une variable indicatrice par la méthode des variables instrumentales. Cependant, lorsque l'on tente d'instrumenter plusieurs variables indicatrices qui représentent une même variable (ici l'éducation des parents), il est nécessaire de trouver des instruments qui soient *tous* corrélés avec *chacune* des variables. Or, ces instruments n'ont pu être trouvés. Du fait de cette difficulté, nous estimons uniquement la variable semi-continue par la méthode des variables instrumentales. Par ailleurs, cette estimation est préférée à celle avec variables indicatrices. Il est important d'avoir à l'idée que la séparation de l'éducation des parents entre trois niveaux seulement est sujette à question. En effet, du fait de la forte hétérogénéité des systèmes éducatifs européens, il est préférable d'utiliser une variable semi-continue de l'éducation des parents. Dans le TABLEAU 4.10, nous présentons les résultats de la prise en compte de l'endogénéité des variables semi-continues. Cette prise en compte de l'endogénéité est d'abord opérée séparément pour chacun des parents. Il aurait été préférable d'introduire l'éducation des deux parents dans la même estimation, mais cela nécessitait

de trouver des instruments qui soient *tous* corrélés avec *chaque* variable endogène. Nous détournerons cette difficulté en estimant la variable d'éducation des parents (qui regroupe l'éducation de la mère et du père). La colonne (1) montre les résultats issus de la prise en compte de l'endogénéité de l'éducation du père. En colonne (2), nous effectuons la même estimation mais en endogénéisant l'éducation de la mère. La non prise en compte de l'éducation de la mère (du père) a tendance à être absorbée par l'effet de l'éducation du père (de la mère). Comme on peut le constater en colonne (3), lorsqu'on endogénéise l'éducation des parents sous une seule variable, ses coefficients sont assez proches de l'éducation de la mère ou du père. Ainsi, nous baserons notre argumentation sur les résultats de la colonne (3). Les colonnes (4), (5) et (6) présentent les résultats des tests d'endogénéité. Du fait de la structure complexe de nos bases de données (en *clusters* et pondérées), seul un test de Chi Deux nommé *C Statistics* est disponible sous Stata 9. Par là même, les résultats de l'endogénéité sont assez fragiles, même si la possible endogénéité est très souvent confirmée à un seuil d'erreur de 10 %. En colonne (8), le test de Hansen de sur-identification des instruments est présenté. Lorsque les échantillons répondent à une structure de groupement (*clustérisés*) et *pondérés*, le test de Sargan est remplacé par le test de Hansen. Très souvent, les instruments sont valides (à l'exception de la Moldavie et de la Suède). Si l'on compare les coefficients de l'éducation des parents avec ceux trouvés dans les résultats de la colonne (3) du TABLEAU 4.9, on constate que l'effet de l'éducation des parents est significativement augmenté. Tandis que l'effet moyen de l'augmentation d'un point dans l'éducation des parents était de 9 points aux tests en lecture avec la méthode des MCO, après prise en compte de l'endogénéité, cet effet passe à 18 points, soit le double. La non prise en compte des biais dans l'estimation avec la méthode des MCO a donc plus tendance à *sous-estimer* le véritable impact de l'éducation des parents sur la performance des élèves. Cet impact est le plus fort en Macédoine et en Turquie, tandis qu'il est assez faible à Chypre, en Islande et en Suède.

5.3. SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

Afin d'avoir des résultats synthétiques sur l'impact de l'éducation des parents sur la performance des élèves, nous étudions la différence moyenne des scores entre les élèves issus de familles fortement éduquées (c'est-à-dire ayant étudié jusqu'au niveau 2 de l'université) et ceux issus de familles peu éduquées (c'est-à-dire ayant étudié jusqu'au niveau 2 du secondaire). Les résultats sont présentés dans le TABLEAU 4.12. Pour ce faire, nous calculons tout d'abord l'effet moyen de cette différence d'éducation sur la performance des élèves, ainsi que la part qu'a cette différence moyenne dans le score moyen des élèves dans chaque pays.

En colonne (1), les résultats de l'estimation par la méthode des MCO est reprise, tandis que dans la colonne (2) sont présentés les résultats de l'estimation par la méthode des variables instrumentales. Etant donné que la différence moyenne de score entre un élève dont les parents ont atteint le niveau 2 du secondaire et un autre élève dont les parents ont été jusqu'au niveau 2 du supérieur est de 5 points, ces coefficients sont multipliés par 5 pour voir l'amplitude de l'écart en termes d'effet sur la performance des élèves. Ces effets sont présents dans les colonnes (3) et (4). Si l'on compare les effets entre l'estimation par les MCO et celle par la méthode des VI, il apparaît que l'effet est quasiment doublé. Après prise en compte des biais d'estimation, il ressort que la différence entre les deux types d'élèves est d'environ 100 points. Ainsi, toute chose égale par ailleurs, le fait que les parents poursuivent leurs études jusqu'au niveau 2 de l'université augmente de 100 points le score de l'élève dont les parents se sont arrêtés au niveau secondaire. Cet effet est plus ou moins prononcé selon les pays. Tandis qu'il est très fort pour la Macédoine, la Turquie et la Slovaquie (respectivement 192, 138 et 108 points de différence de score), l'effet est plus réduit pour Chypre, l'Islande ou encore la Slovénie (respectivement 54, 62 et 70 points de différence de score). La France se situe en dessous de la moyenne des pays européens avec un effet moyen de 75 points.

Il est possible de rapporter cet effet moyen sur le score moyen des élèves dans chaque pays. Cela permet par ailleurs de voir non pas l'effet absolu, mais plutôt un effet relatif. Les résultats sont présentés dans les colonnes (6) et (7). L'ordre des pays en termes d'effet n'est pas modifié. La Macédoine ressort nettement par rapport aux autres pays : plus de 40 % du score d'un élève est expliqué par l'éducation de ses parents (lorsque l'on compare les deux niveaux d'éducation cités plus haut). La Turquie présente également de fortes inégalités, où près du tiers du score d'un élève est déterminé par le score des parents. Ainsi, ces deux pays qui sont des candidats (officiels ou non) à l'entrée dans l'Union Européenne, présentent encore de fortes différences en termes d'inégalités en éducation. D'autres pays semblent avoir un niveau d'inégalité plus faible : la République de Chypre présente le niveau le plus bas, suivie de la Suède et de l'Islande. La France se situe dans une position relativement égalitaire : elle est classée en sixième position, loin devant l'Allemagne, classée en treizième position.

6. CONCLUSION

Ce chapitre a eu pour objectif de mesurer l'impact des facteurs socio-économiques sur la performance des élèves. Pour ce faire, nous avons utilisé l'enquête internationale PIRLS. Celle-ci mesure la performance des élèves en lecture d'élèves étudiant au quatrième grade du niveau primaire. La prise en compte du niveau primaire nous a semblé importante dans la mesure où les inégalités entre élèves devraient y être plus faibles que dans des niveaux scolaires plus élevés. Par ailleurs, la mesure des inégalités semble plus appropriée en lecture que dans les matières scientifiques, comme les mathématiques. L'estimation de l'impact des facteurs familiaux s'est faite à travers l'éducation des parents, prise d'abord séparément puis simultanément.

L'estimation classique à partir des moindres carrés ordinaires montre un impact positif des facteurs familiaux sur la performance scolaire. En moyenne, la différence d'impact entre un élève dont les parents ont été à l'université et celui dont les parents se sont arrêtés au secondaire est de 45 points. Rapportée au score moyen des élèves, cette forme d'inégalité représente environ 8 % du score des élèves. Cet effet d'inégalité semble ainsi assez limité.

Cependant, trois types de biais sont possibles. Effectivement, très souvent seule 30 % de la variance des scores est expliquée. Une grande partie de celle-ci reste inexpliquée malgré la prise en compte de multiples facteurs, tant au niveau élève qu'au niveau école. Par ailleurs, les erreurs de mesure constituent une source de biais fondamentale. Ne serait-ce que la mesure de l'éducation des parents peut être biaisée. Enfin, la possible endogénéité de l'éducation des parents peut avoir tendance à surévaluer son effet sur la performance des élèves. Toutefois, l'effet global du biais est indéterminé, selon le "poids" de chaque biais. Si le biais relatif à l'endogénéité des parents l'emporte sur les autres biais, une surestimation est probable. Dans le cas contraire, l'impact global est indéterminé.

La correction de ces biais est effectuée via l'utilisation de la méthode des variables instrumentales. Une fois les biais corrigés par une estimation par la méthode des variables instrumentales, l'impact des familles sur la performance des élèves est non seulement préservé, mais il est de surcroît augmenté. Tandis que l'inégalité "moyenne" était de 45 points avec la méthode des moindres carrés ordinaires, elle passe à 94 points avec la méthode des variables instrumentales. Cela revient à dire que près de 18 % du score d'un élève est directement dû à l'éducation de ses parents. Cet effet est très important, surtout si celui-ci est mesuré dans l'éducation primaire. Pour certains pays, les inégalités semblent très importantes et représentent parfois près de 30 % du score des élèves (à l'exemple de la Turquie et de la Macédoine), tandis

que pour d'autres, le niveau des inégalités semble plus limité (à l'image de Chypre, de la Suède ainsi que de l'Islande).

Nos résultats montrent qu'il semble primordial de se focaliser sur les inégalités au tout début de l'école primaire. Les fortes différences de résultats entre élèves ayant des capitaux économiques et sociaux différents soulignent la nécessité de cibler les élèves en difficulté dès la première année du cycle primaire. Là où la principale partie des études sur les inégalités scolaires se focalisent sur le niveau secondaire, nous montrons qu'une partie de ces inégalités sont présentes dès le niveau primaire. Une fois l'analyse de l'impact des facteurs familiaux sur la performance scolaire des élèves, il apparaît utile de rechercher les autres voies possibles pour une amélioration de la qualité des systèmes éducatifs. La première voie qui apparaît la plus légitime consiste à se demander dans quelle mesure la réduction de la taille des classes peut-elle constituer un choix optimal de politique éducative. C'est l'objet du chapitre suivant.

BIBLIOGRAPHIE

Akerhielm, K. (1995), "Does Class Size Matter?", *Economics of Education Review*, 14(3), p.229-241.

Angrist, J. (2000), "Estimation of Limited-Dependent Variable Models with Dummy Endogenous Regressors: Simple Strategies for Empirical Practice", *NBER Technical Working Paper Series*, 248, Cambridge.

Antonovics, K.L., Goldberger, A.S. (2003), "Do Educated Women Make Bad Mothers? Twin Studies and the Intergenerational Transmission of Human Capital", Mimeo.

Behrman, J., Foster, A., Rosenzweig, M., Vashishtha, P. (1999), "Women's schooling, home teaching and economic growth", *Journal of Political Economy*, 107, p.682-714.

Behrman, J., Taubman, P. (1989), "Is Schooling "mostly in the genes?" Nature-nurture decomposition using data on relatives", *Journal of Political Economy*, 107, p.682-714.

Behrman, J., Rosenzweig, M. (2002), "Does Increasing women's schooling raise the schooling of the next generation", *American Economic Review*, 92, p.323-334.

Behrman, J., Wolfe, B. (1987), "Investments in schooling in two generations in pre-revolutionary Nicaragua: the roles of family background and school supply", *Journal of Development Economics*, 27, p.395-419.

Black, S., Devereux, P., Salvanes, K. (2005), "Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital", *American Economic Review*, 95, p.437-449.

Blau, F., Kahn, L. (1996), "International differences in male wage inequality: institutions versus market forces", *Journal of Political Economy*, 104(4), p.791-837.

Blau, D. (1999), "The effect of income on child development", *The Review of Economics and Statistics*, 81, p.261-276.

Blow, L., Goodman, A., Kaplan, G., Walker, I., Windmeijer, F. (2005), "How important is income in determining outcomes? A methodology review of econometric approaches", mimeo.

Chevalier, A. (2004), "Parental Education and child's education: a natural experiment", Discussion Paper 1153, IZA.

Coleman, J. S. (1966), *Equality of Educational Opportunity*, Report for the United States Department of Health, Education, and Welfare, Washington.

Dahl, G., Lochner, L. (2005), "The impact of family income on child achievement", Working Paper Series 11279, NBER.

Deaton, A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.

Domingues Dos Santos M., Wolf F.-C. (2007), "Human Capital Background and the Educational Attainment of the second generation of immigrants in France", mimeo, Université de Nantes.

Dumas, C., Lambert S. (2005), "Patterns of Intergenerational Transmission of Education: the case of Senegal", INRA LEA Working Paper, Paris.

DuMouchel, W.H., Duncan, G.J. (1983), "Using Sample Survey Weights in Multiple Regression Analyses of Stratified Samples", *Journal of the American Statistical Association*, 78 (383), p.535-543.

Duru-Bellat, M. (2002), *Les inégalités sociales à l'école. Génèse et Mythes*, Presses Universitaires de France, Paris.

Feldman, M., Otto S., Christiansen, F. (2000), "Genes, culture and inequality" in *Meritocracy and economic inequality*, K. Arrow, S. Bowles and S. Durlauf (Eds), Princeton University Press.

Freeman, R. (1980), "Unionism and the dispersion of wages", *Industrial and Labor Relations Review*, 34, p.3-23.

Ganzeboom, H.B., de Graaf, P.M., Treiman, D.J. (1992), "A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status", *Social science research*, 21, p.1-56.

Glewwe, P. (2002), "Schools and Skills in Developing Countries: Education Policies and Socioeconomic Outcomes", *Journal of Economic Literature* 40 (2), p.436-482.

Glewwe, P., Kremer, D. (2005), "Schools, Teachers, and Education Outcomes in Developing Countries" in Eric A. Hanushek et F. Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education*. Amsterdam: North-Holland.

Hanushek, E.A. (2002), "Publicly Provided Education" In Alan J. Auerbach, Martin Feldstein (eds.), *Handbook of Public Economics, Volume 4*, p. 2045-2141. Amsterdam: North-Holland.

Juhn, C., Murphy K., Pierce B. (1993), "Wage inequality and the rise in return to skills", *Journal of Political Economy*, 101, p.410-442.

Lillard, L., Willis, R. (1994), "Intergenerational education mobility: Effect of family and states in Malaysia", *Journal of Human Resources*, 29, p.1126-1166.

Meuret, D., Morlaix, S. (2006), "L'influence de l'origine sociale sur les performances scolaires : par où passe-t-elle ?", *Revue Française de Sociologie*, 47(1), p.49-79.

Morris, P., Duncan, G., Rodrigues C. (2004), "Does money really matter? Estimating impacts of family income on children's achievement with data from random-assignment experiments", MRDC, mimeo.

Moulton, B.R. (1986), "Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates", *Journal of Econometrics* 32 (3), p.385-397.

Oreopoulos, P., Page, M., Stevens, A. (2003), "Does Human Capital transfer from parent to child ? The intergenerational effects of compulsory schooling", NBER Working Paper, 10164.

Plug, E. (2002), "How do parents raise the educational attainment of future generations?", *Timbergen Institute*, Mimeo.

Raudenbush, S.W., Bryk, A.S. (1986), "A hierarchical model for studying school effects", *Sociology of Education*, 59, p.1-17.

Rosenzweig, M., Wolpin, K. (1994), "Are there increasing returns to the production of human capital?", *Journal of Human Resources*, 29, p.670-693.

Rutter, M. (1983), "Schools effects on pupil progress: Research findings and policy implications", *Child Development*, 53, p.1-29.

Sacerdote, B. (2002), "The nature and nurture of economic outcomes", *American Economic Review*, 92, p. 344-348.

Todd P. E., Wolpin, K.I. (2003), "On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement", *Economic Journal* 113 (485), F3-F33.

Van de Ven B. (2007), "Netherlands" in Hörner W., Döbert H., von Kopp B., Mitter W. (eds) *The Education systems of Europe*, Springer, p.555-573.

Vandenberghe, V. (2007), "[Family Income and Tertiary Education Attendance across the EU. An empirical assessment using sibling data](#)", Case DP No 123, Case-Sticerd, LSE, London.

Willms, D., Raudenbush, S.W. (1989), "A longitudinal hierarchical linear model for estimating schools effects and their stability", *Journal of Educational Measurement*, 26(3), p.209-232.

Willms, D. (2006), *Learning Divides : Ten policy questions about the performance and equity of schools and schooling systems*, Unesco-UIS.

Wooldridge, J. M. (2001), "Asymptotic Properties of Weighted M-Estimators for Standard Stratified Samples", *Econometric Theory* 17 (2), p.451-470.

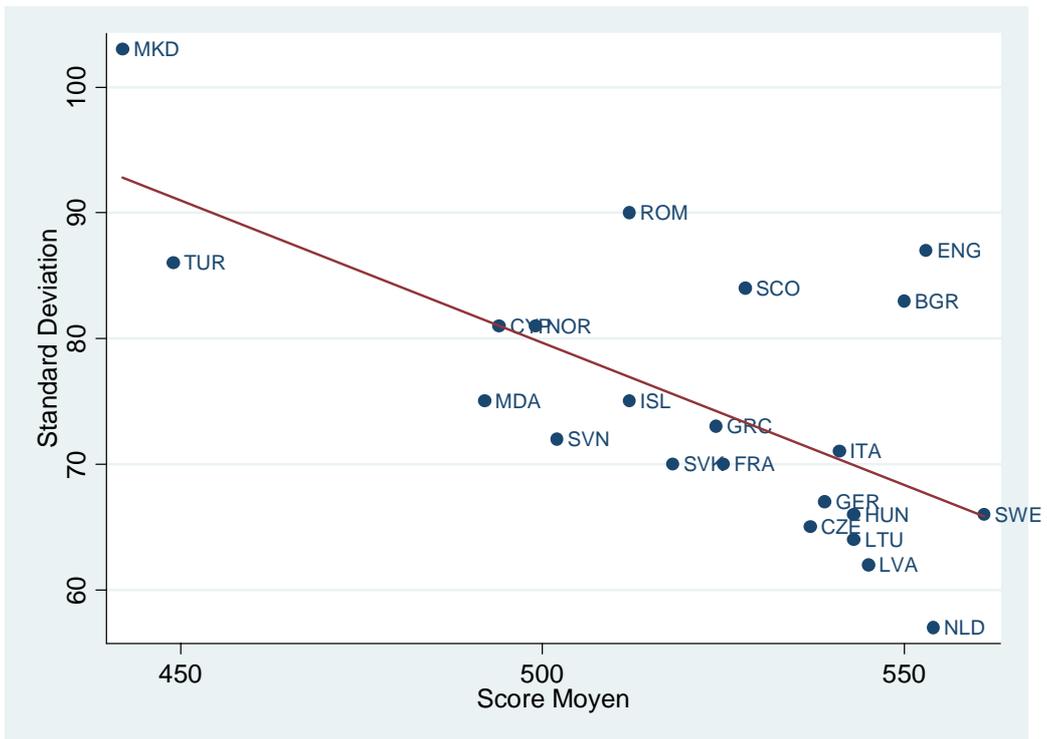
Wooldridge, J.M. (2002), *Introductory Econometrics*, Second Edition, South-Western Edition.

Wößmann, L. (2003), "European 'education production functions': what makes a difference for student achievement in Europe? ", *European Economy Economic Papers*, 190.

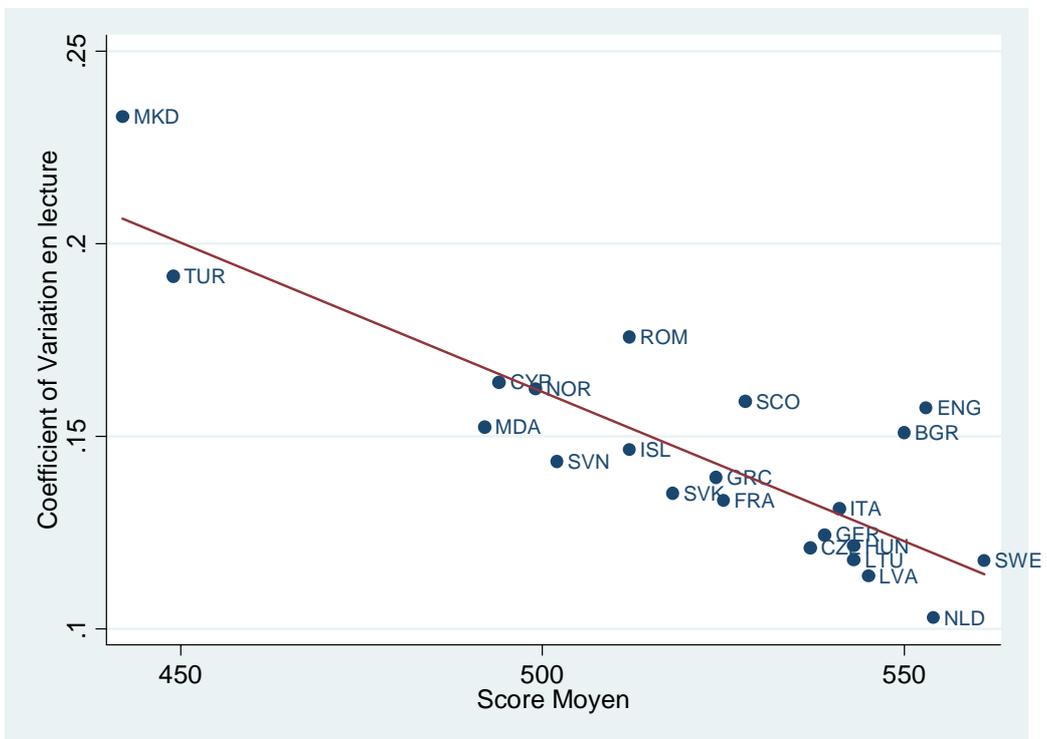
Wößmann, L. (2005), "Families, schools, and primary-school learning: evidence for Argentina and Colombia in an international perspective", *World Bank Policy Research Working Paper*, 3537, March.

Wößmann, L., West, M. (2006), "Class-size effects in school systems around the world : Evidence from between-grade variation in TIMSS", *European Economic Review*, 50, p.695-736.

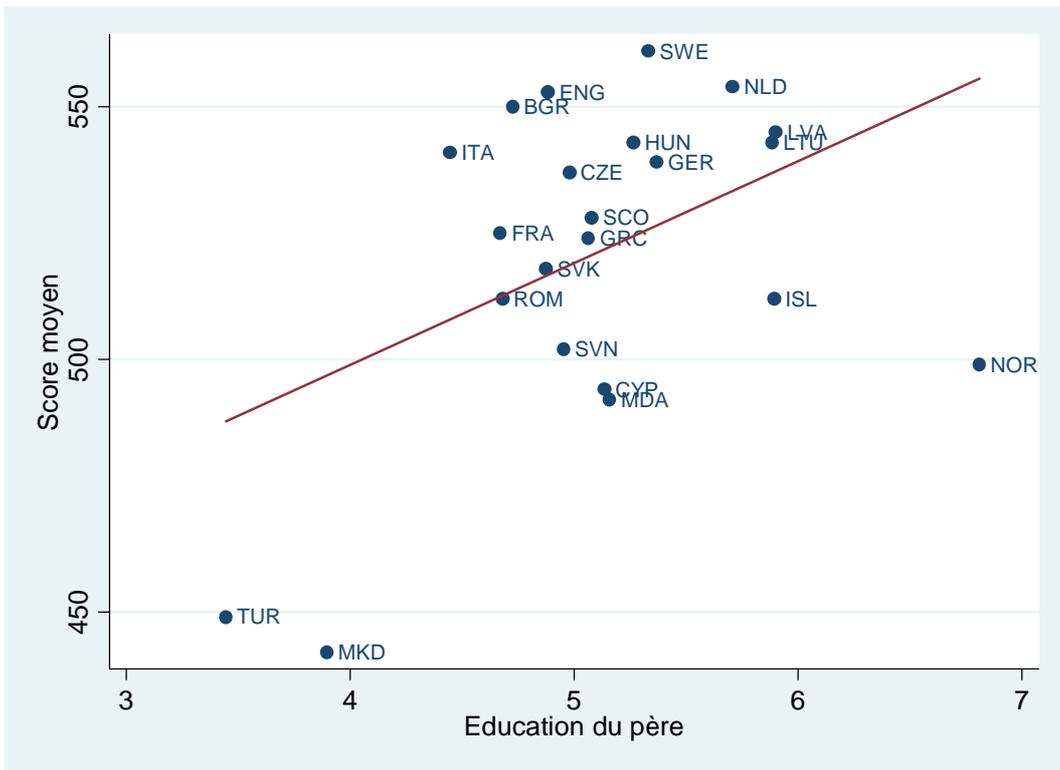
GRAPHIQUE 4.1
SCORE MOYEN ET ÉCART-TYPE DU SCORE



GRAPHIQUE 4.2
SCORE MOYEN ET COEFFICIENT DE VARIATION DU SCORE



GRAPHIQUE 4.3
SCORE MOYEN ET ÉDUCATION DU PÈRE



GRAPHIQUE 4.4
SCORE MOYEN ET ÉDUCATION DE LA MÈRE

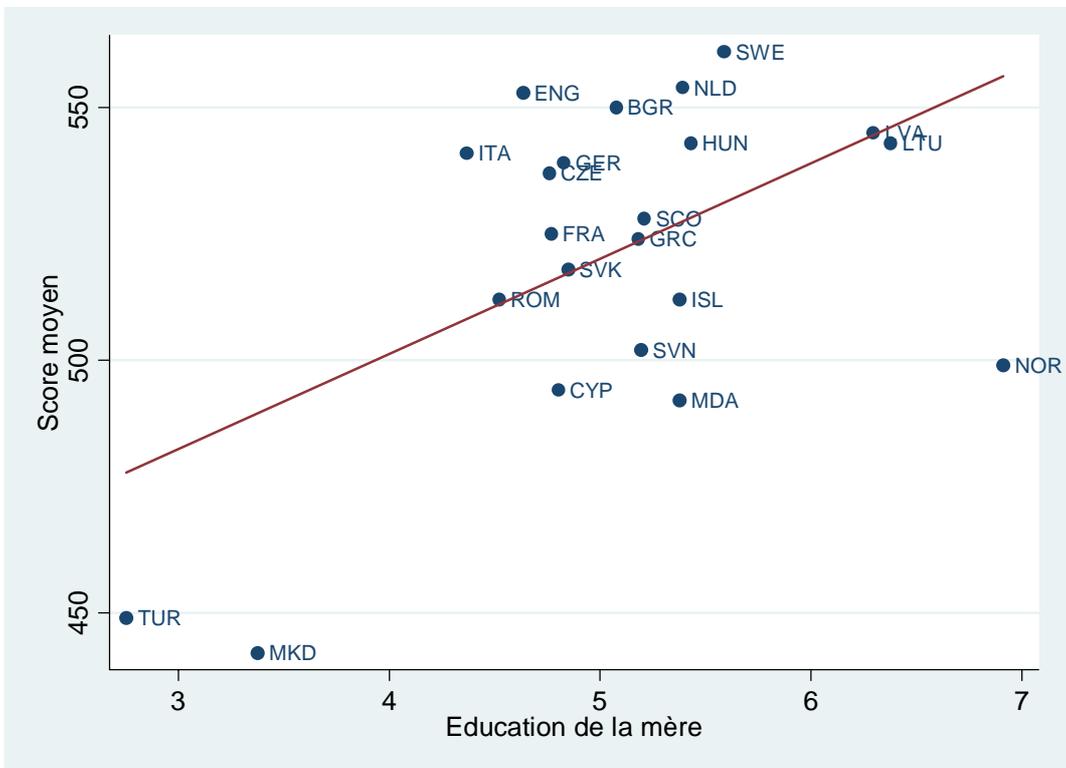


TABLEAU 4.1
TYPE D'EMPLOI OCCUPÉ

<i>Type d'emploi</i>	<i>Nature</i>
Never Worked	-
Small Business Owner	Cols blancs
Clerk	Cols bleus
Service or Sales Worker	Cols bleus
Skilled Agricultural	Cols bleus
Craft/Trade Worker	Cols bleus
Plant or Machine Operator	Cols bleus
General Laborers	Cols bleus
Corporate Manager/Senior Official	Cols blancs
Professional	Cols blancs
Technician/Assistant Professional	Cols blancs

Note : Afin d'éviter les mauvaises interprétations en ce qui concerne les professions, celles-ci sont présentées dans leur version internationale.

TABLEAU 4.2
ÉDUCATION DES PARENTS

<i>Éducation</i>	<i>Points</i>
No school or incomplete primary	1
Lower Secondary Education	3
Vocational Upper Secondary	4
General Upper Secondary	5
Vocational post-Secondary Education	6
General post-Secondary Education level 1	7
General post-Secondary Education level 2	10

TABLEAU 4.3
STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES SCORES EN LECTURE, L'INDEX DE PERFORMANCE PRÉSCOLAIRE ET L'ÉDUCATION DES PARENTS

	<i>Score en lecture</i>			<i>Index de performance préscolaire</i>			<i>Éducation du père</i>			<i>Éducation de la mère</i>		
	Moy.	É.T.	Coef.Var	Moy.	É.T.	Coef.Var	Moy.	É.T.	Coef.Var	Moy.	É.T.	Coef.Var
Allemagne	550	83	0,15	5,81	2,88	0,50	4,727	1,967	0,409	5,077	2,429	0,468
Angleterre	494	81	0,16	5,14	2,88	0,56	5,135	2,665	0,550	4,802	2,459	0,537
Bulgarie	537	65	0,12	3,61	2,55	0,71	4,979	2,356	0,466	4,760	2,095	0,436
Chypre	553	87	0,16	6,28	2,38	0,38	4,883	3,040	0,633	4,634	2,736	0,599
Écosse	525	70	0,13	5,94	2,34	0,39	4,671	3,108	0,645	4,769	2,861	0,584
France	539	67	0,12	4,35	2,58	0,59	5,369	2,262	0,420	4,828	2,024	0,415
Grèce	524	73	0,14	6,46	2,77	0,43	5,065	3,016	0,573	5,181	2,856	0,532
Hongrie	543	66	0,12	3,41	2,61	0,77	5,265	2,231	0,441	5,431	2,354	0,451
Islande	512	75	0,15	4,89	2,61	0,53	5,893	3,316	0,560	5,378	3,034	0,561
Italie	541	71	0,13	5,12	2,53	0,49	4,446	2,374	0,530	4,367	2,238	0,510
Lettonie	545	62	0,11	6,14	2,33	0,38	5,901	2,032	0,338	6,297	2,198	0,343
Lituanie	543	64	0,12	5,73	2,55	0,45	5,885	2,355	0,393	6,379	2,361	0,365
Macédoine	442	103	0,23	6,72	2,56	0,38	3,896	2,303	0,580	3,375	2,426	0,700
Moldavie	492	75	0,15	4,6	2,65	0,58	5,159	2,156	0,412	5,378	2,265	0,417
Norvège	499	81	0,16	5,36	2,58	0,48	6,811	2,394	0,346	6,914	2,357	0,338
Roumanie	512	90	0,18	4,96	2,77	0,56	4,680	2,169	0,441	4,522	1,943	0,408
Slovaquie	528	84	0,16	5,00	2,26	0,45	5,079	2,937	0,574	5,210	2,768	0,531
Slovénie	518	70	0,14	3,63	2,46	0,68	4,874	2,298	0,461	4,848	2,163	0,438
Suède	502	72	0,14	5,85	2,58	0,44	4,953	1,871	0,374	5,195	2,141	0,408
Tchèque (Rép.)	561	66	0,12	5,98	2,57	0,43	5,332	2,588	0,455	5,588	2,441	0,416
Turquie	449	86	0,19	5,06	3,02	0,60	3,444	2,376	0,681	2,752	1,856	0,664
Moyenne	519	76	0,15	5,24	2,59	0,51	5,069	2,467	0,490	5,033	2,381	0,482

Note : "Moy." = Moyenne ; "É.T." = Ecart-type, "Coef. Var." = Coefficient de Variation.

TABLEAU 4.4
STATISTIQUES DESCRIPTIVES POUR LES VARIABLES RELATIVES AUX FACTEURS FAMILIAUX

	Éducation du père			Éducation de la mère			Livres à la maison			Emploi du père		Emploi de la mère	
	Primaire ou moins	Secon-daire	Supé-rieur	Primaire ou moins	Secon-daire	Supé-rieur	0-25	26-200	200 ou +	Cols Bleus	Cols Blancs	Cols Bleus	Cols Blancs
Allemagne	2,69	71,98	28,08	2,88	80,16	15,69	18,34	57,78	23,88	61,09	38,91	81,82	18,18
Angleterre	14,43	49,43	30,16	10,42	63,06	22,65	13,75	70,63	15,62	46,2	53,8	54,55	45,45
Bulgarie	19,95	63,22	16,09	21,76	57,52	20,33	28,14	42,39	29,47	65,65	34,35	57,72	42,28
Chypre	27,41	44,48	28,11	27,09	44,82	28,09	26,86	69,91	8,23	59,78	40,22	68,69	31,31
Écosse	13,23	44,91	37,33	8,77	69,91	34,58	22,68	63,25	14,07	48,13	51,87	59,62	40,38
France	15,44	43,41	27,58	11,12	48,97	28,12	23,78	55,54	20,69	49,94	50,06	63,13	36,87
Grèce	19,84	60,59	19,04	15,43	65,03	19,18	24,81	60,72	14,47	60,9	39,1	66,36	33,64
Hongrie	12,36	66,44	20,7	16,4	57,76	25,1	11,01	49,62	39,38	63,47	36,53	66,98	33,02
Islande	4,31	71,3	22,91	2,95	71,23	24,26	5,54	56,95	37,51	52,72	47,28	54,41	45,59
Italie	6,99	79,95	12,57	6,7	80,36	12,45	32,99	50,49	16,51	66,99	33,01	73,12	26,88
Lettonie	8,86	74,42	18,73	2,36	75,67	23,02	9,96	56,02	34,02	72,52	27,48	64,69	35,31
Lituanie	3,09	75,98	18,73	2,36	73,62	23,02	23,54	57,47	18,99	71,08	28,92	71,56	28,44
Macédoine	53,78	39,28	6,95	66,19	26,57	7,23	52,75	40,75	6,51	74,11	25,89	81,11	18,89
Moldavie	8,58	74,97	11,76	8,84	74,58	14,37	61,54	31,11	7,35	81,63	18,37	70,66	29,34
Norvège	0,53	58,01	40,04	0,6	59,19	39,49	6,74	50,71	42,55	48,11	51,89	51,21	48,79
Roumanie	4,79	79,44	14,23	5,37	82,27	10,35	49,33	38,2	12,47	80,06	19,94	74,11	25,89
Slovaquie	7,22	76,66	14,23	8,84	77,81	11,75	18,91	64,55	16,53	64,55	35,45	66,66	33,34
Slovénie	13,37	69,15	9,43	18,01	60,82	14,04	26,44	60,88	12,68	62,63	37,37	63,53	36,47
Suède	2,1	61,51	34,99	0,95	55,52	42,57	10,4	48,94	40,66	47,01	52,99	52,06	47,94
Tchèque (Rép.)	0,17	80,21	17,03	0,15	85,08	13,4	7,97	63,35	28,68	59,39	40,61	63,67	36,33
Turquie	65,2	23,89	10,92	81,96	12,36	3,45	67,62	27,81	4,57	67,97	32,03	90,68	9,32
Moyenne	14,49	62,34	20,93	15,20	62,97	20,63	25,86	53,19	21,18	62,09	37,91	66,49	33,51

TABLEAU 4.5
STATISTIQUES DESCRIPTIVES POUR LES VARIABLES DE CONTRÔLE

	<i>Score</i>	<i>Est une fille</i>	<i>A utilisé un ordinateur</i>	<i>Personnes à la maison</i>	<i>Est né dans le pays</i>	<i>Scolarisé en maternelle</i>	<i>Taille des classes</i>	<i>Biblioth. dans l'école</i>	<i>Genre de l'enseignant</i>	<i>Ecole dans une zone urbaine</i>	<i>Collège à proximité</i>
	Moyenne	Probabilité	Probabilité	Moyenne	Probabilité	Probabilité	Moyenne	Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité
Allemagne	539	49,84	84,78	3,59	79,24	96,11	22,19	52,53	81,85	72,56	-
Angleterre	553	51,65	97,10	3,58	84,67	88,20	29,00	91,08	79,72	80,30	98,89
Bulgarie	550	51,50	60,07	3,64	92,55	86,70	21,48	83,46	92,46	78,95	95,67
Chypre	494	48,50	59,41	3,89	82,11	96,02	24,88	61,70	82,80	69,06	98,62
Écosse	528	51,52	95,26	3,42	61,25	90,38	25,55	83,58	88,50	78,88	98,86
France	525	48,47	94,87	3,68	94,62	98,46	23,50	79,57	63,38	75,98	99,19
Grèce	524	49,59	62,41	3,65	88,28	95,34	19,90	87,74	67,92	82,34	-
Hongrie	543	51,06	76,46	3,57	88,57	99,74	23,68	95,20	95,62	73,62	28,50
Islande	512	49,51	91,02	3,77	83,56	-	19,49	96,41	96,34	94,25	88,97
Italie	541	47,88	74,70	3,50	95,44	97,51	20,49	90,83	97,50	97,48	98,83
Lettonie	545	47,81	58,19	3,63	90,86	77,48	23,08	98,74	97,18	64,20	94,58
Lituanie	543	51,05	53,26	3,44	95,11	59,41	21,52	97,86	97,37	80,58	-
Macédoine	442	48,79	59,83	4,60	91,46	75,56	25,60	92,12	64,04	66,65	92,64
Moldavie	492	50,07	21,12	3,78	60,21	84,90	25,15	99,61	91,54	55,79	78,77
Norvège	499	48,11	92,46	3,53	91,02	85,66	20,11	98,23	85,49	77,20	95,27
Roumanie	512	50,68	42,15	3,76	96,46	92,02	22,09	96,05	84,03	58,91	69,14
Slovaquie	518	49,69	54,17	3,85	90,65	92,90	23,35	95,35	93,36	98,49	91,46
Slovénie	502	50,07	78,34	3,77	88,75	99,40	20,77	-	95,80	86,29	96,28
Suède	561	48,91	96,52	3,60	87,80	94,70	25,72	89,86	84,76	88,98	94,39
Tchèque (Rép.)	537	48,55	75,06	3,41	95,40	95,20	23,31	91,71	94,13	54,85	95,93
Turquie	449	48,18	43,63	4,67	95,51	24,19	35,44	62,60	49,47	78,74	86,57
Moyenne	519	49,50	70,04	3,73	87,31	86,49	23,63	87,21	84,92	76,86	89,03

TABLEAU 4.6
DÉCOMPOSITION DE VARIANCE DES SCORES ET DE L'INDICE DE PERFORMANCE PRÉSCOLAIRE

	<i>Score en lecture</i>						<i>Indice de performance préscolaire</i>					
	Moyenne	Variance totale	Variance intra	Variance inter	Var.Intra (%)	Var. Inter (%)	Moyenne	Variance totale	Variance intra	Variance inter	Var.Intra (%)	Var. Inter (%)
Allemagne	539	4843	4053	790	0,837	0,163	4,35	5,602	4,347	1,255	0,776	0,224
Angleterre	553	6982	5529	1454	0,792	0,208	6,28	6,082	5,468	0,614	0,899	0,101
Bulgarie	550	6510	4448	2062	0,683	0,317	5,81	8,482	6,249	2,233	0,737	0,263
Chypre	494	7251	6090	1161	0,840	0,160	5,14	6,492	6,045	0,447	0,931	0,069
Écosse	528	7016	5521	1495	0,787	0,213	5,00	5,330	4,879	0,451	0,915	0,085
France	525	5202	4257	945	0,818	0,182	5,94	5,660	5,353	0,306	0,946	0,054
Grèce	524	5602	4347	1255	0,776	0,224	6,46	7,631	7,190	0,440	0,942	0,058
Hongrie	543	4747	3651	1096	0,769	0,231	3,41	7,110	6,604	0,506	0,929	0,071
Islande	512	7461	6572	889	0,881	0,119	4,89	6,791	6,441	0,350	0,948	0,052
Italie	541	4896	3654	1242	0,746	0,254	5,12	6,724	6,002	0,722	0,893	0,107
Lettonie	545	4179	3197	982	0,765	0,235	6,14	5,672	4,970	0,702	0,876	0,124
Lituanie	543	4156	3151	1005	0,758	0,242	5,73	6,810	6,098	0,712	0,895	0,105
Macédoine	442	11538	6402	5136	0,555	0,445	6,72	5,522	5,100	0,422	0,924	0,076
Moldavie	492	6786	4056	2730	0,598	0,402	4,60	7,260	5,621	1,639	0,774	0,226
Norvège	499	6919	6954	866	0,875	0,125	5,36	6,929	6,569	0,360	0,948	0,052
Roumanie	512	7654	5229	2425	0,683	0,317	4,96	7,950	6,568	1,383	0,826	0,174
Slovaquie	518	5194	3993	1201	0,769	0,231	3,63	6,288	5,852	0,437	0,931	0,069
Slovénie	502	5620	5017	603	0,893	0,107	5,85	6,960	6,479	0,482	0,931	0,069
Suède	561	4621	3959	662	0,857	0,143	5,98	6,756	6,437	0,318	0,953	0,047
Tchèque (Rép.)	537	4982	3996	986	0,802	0,197	3,61	6,764	6,402	0,362	0,946	0,054
Turquie	449	8394	5847	2547	0,697	0,303	5,06	9,338	7,727	1,612	0,827	0,173
Moyenne	519	6217	4758	1502	0,771	0,229	5,24	6,769	6,019	0,750	0,893	0,107

TABLEAU 4.7
DÉCOMPOSITION DE VARIANCE DE L'ÉDUCATION DES PARENTS

	<i>Éducation du père</i>						<i>Éducation de la mère</i>					
	Moyenne	Variance totale	Variance intra	Variance inter	Var.Intra (%)	Var. Inter (%)	Moyenne	Variance totale	Variance intra	Variance inter	Var.Intra (%)	Var. Inter (%)
Allemagne	5,391	5,248	4,512	0,736	0,860	0,14	4,873	4,354	3,767	0,587	0,865	0,135
Angleterre	4,804	9,788	8,050	1,738	0,822	0,178	4,565	7,766	6,238	1,528	0,803	0,197
Bulgarie	4,814	3,906	2,833	1,073	0,725	0,275	5,195	5,987	4,092	1,896	0,683	0,317
Chypre	4,843	5,489	4,459	1,030	0,812	0,188	4,575	4,699	3,917	0,782	0,833	0,167
Écosse	5,120	8,778	6,646	2,130	0,757	0,243	5,211	7,858	6,334	1,524	0,806	0,194
France	4,821	9,809	7,760	2,049	0,791	0,209	4,899	8,391	6,642	1,749	0,792	0,208
Grèce	5,261	8,924	6,858	2,067	0,768	0,232	5,365	8,013	6,195	1,818	0,773	0,227
Hongrie	5,057	5,100	3,746	1,354	0,734	0,266	5,224	5,695	4,341	1,354	0,762	0,238
Islande	5,917	10,996	8,780	2,217	0,798	0,202	5,407	9,118	7,531	1,587	0,826	0,174
Italie	4,480	5,912	5,073	0,839	0,858	0,142	4,388	5,307	4,426	0,839	0,834	0,166
Lettonie	6,017	4,274	3,447	0,827	0,807	0,193	6,417	5,075	4,263	0,812	0,84	0,16
Lituanie	5,986	5,755	4,492	1,263	0,781	0,219	6,464	5,796	4,612	1,184	0,796	0,204
Macédoine	3,972	4,710	3,839	0,871	0,815	0,185	3,465	5,012	3,581	1,431	0,715	0,285
Moldavie	5,237	4,833	3,979	0,854	0,826	0,174	5,433	5,325	4,398	0,927	0,826	0,174
Norvège	6,917	5,970	5,044	0,925	0,845	0,155	6,981	5,783	5,033	0,75	0,87	0,13
Roumanie	4,916	4,696	3,165	1,531	0,674	0,326	4,759	3,779	2,544	1,531	0,674	0,326
Slovaquie	4,984	5,431	4,698	0,733	0,865	0,135	4,943	4,784	4,111	0,673	0,859	0,141
Slovénie	5,007	3,681	3,175	0,506	0,863	0,137	5,248	4,841	4,201	0,64	0,868	0,132
Suède	5,688	6,886	5,443	1,443	0,79	0,21	5,861	6,148	5,176	0,972	0,842	0,158
Tchèque (Rép.)	5,055	5,694	4,824	0,869	0,847	0,153	4,806	4,52	3,868	0,652	0,856	0,144
Turquie	3,487	5,466	3,752	1,714	0,686	0,314	2,794	3,33	2,305	1,025	0,692	0,308
Moyenne	5,132	6,255	4,980	1,275	0,796	0,204	5,089	5,790	4,646	1,155	0,801	0,199

TABLEAU 4.8
RÉGRESSION STANDARD DE L'ÉDUCATION DES PARENTS AVEC VARIABLES INDICATRICES

	(1) MCO		(2) MCO		(3) MCO		(4) MCO		(5) R ²	(6) Obs.	(7) Écoles
	Père ¹				Mère ¹						
	Secondaire		Supérieur		Secondaire		Supérieur				
Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type				
Allemagne	22,324*	(3,112)	41,726*	(3,815)	28,029*	(3,579)	41,477*	(5,063)	0,306	3852	210
Angleterre	18,261*	(5,978)	28,009*	(5,350)	14,553*	(5,310)	36,204*	(6,295)	0,31	1312	131
Bulgarie	2,428	(5,762)	18,045*	(6,669)	28,479*	(7,092)	51,763*	(7,574)	0,276	2963	168
Chypre	19,268*	(4,477)	41,981*	(5,588)	17,666*	(4,846)	34,374*	(5,661)	0,244	1932	112
Écosse	22,249*	(4,497)	39,820*	(5,566)	11,611*	(4,413)	22,984*	(5,633)	0,243	1481	116
France	17,080*	(3,553)	30,690*	(4,711)	20,222*	(3,752)	33,365*	(4,287)	0,264	2336	144
Grèce	16,714*	(3,907)	29,681*	(4,088)	12,626*	(4,801)	37,722*	(5,636)	0,275	1912	135
Hongrie	22,307*	(4,047)	45,622*	(4,884)	24,120*	(3,338)	44,826*	(3,822)	0,345	3985	214
Islande	13,697*	(4,995)	36,029*	(4,501)	25,331*	(5,015)	40,484*	(5,127)	0,300	1631	120
Italie	20,633*	(2,867)	36,939*	(4,907)	19,097*	(2,447)	28,763*	(4,746)	0,223	2992	184
Lettonie	12,972*	(4,520)	30,582*	(4,766)	11,878*	(5,495)	28,651*	(5,963)	0,368	2255	140
Lituanie	4,526	(7,867)	20,089†	(8,019)	-1,324	(11,46)	12,459	(11,522)	0,301	2125	145
Macédoine	12,587†	(4,918)	29,752*	(7,343)	13,102*	(4,645)	2,769	(6,746)	0,403	2067	109
Moldavie	6,953	(9,358)	12,747	(8,267)	5,888	(10,186)	32,009*	(9,619)	0,224	2881	149
Norvège	20,594*	(6,327)	37,567*	(6,669)	12,257†	(5,553)	33,177*	(6,243)	0,244	2859	136
Roumanie	5,885	(7,690)	31,946*	(10,519)	5,352	(7,655)	15,133	(9,896)	0,251	2742	144
Slovaquie	5,791	(8,888)	24,581†	(9,666)	24,450*	(7,023)	46,907*	(7,815)	0,230	3319	150
Slovénie	14,080*	(4,071)	27,600*	(5,268)	17,172*	(3,893)	39,168*	(4,627)	0,293	2463	148
Suède	6,406†	(2,920)	24,067*	(3,874)	12,994*	(3,766)	26,316*	(4,851)	0,240	4787	145
Tchèque (Rép.)	21,958*	(7,687)	47,209*	(8,665)	17,059†	(7,035)	35,889*	(7,828)	0,230	2236	139
Turquie	14,673*	(4,898)	37,641*	(6,791)	24,018*	(6,712)	47,564*	(9,391)	0,246	3635	154
Moyenne	17,238		32,979		18,592		36,758				

Note : ¹Référence : Primaire ou non scolarisé.

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%.

TABLEAU 4.9
RÉGRESSION CLASSIQUE DE L'ÉDUCATION DES PARENTS AVEC VARIABLES SEMI-CONTINUES

	(1) MCO <i>Éducation du père</i>		(2) MCO <i>Éducation de la mère</i>		(3) MCO <i>Éducation des parents</i>		(4) R ²	(5) Obs.	(6) Écoles
	Coef.	Ecart-type	Coef.	Ecart-type	Coef.	Ecart-type			
Allemagne	5,566*	(0,607)	4,360*	(0,695)	10,007*	(0,627)	0,282	3852	210
Angleterre	4,329*	(0,825)	5,815*	(0,952)	10,052*	(0,842)	0,324	1312	131
Bulgarie	3,097*	(0,797)	5,699*	(0,685)	9,126*	(0,885)	0,271	2963	168
Chypre	5,844*	(0,800)	4,411*	(0,800)	10,324*	(0,708)	0,243	1932	112
Écosse	5,047*	(0,731)	4,664*	(0,792)	9,726*	(0,952)	0,262	1481	116
France	4,132*	(0,622)	4,765*	(0,600)	8,865*	(0,578)	0,261	2336	144
Grèce	4,817*	(0,627)	4,903*	(0,783)	9,716*	(0,762)	0,276	1912	135
Hongrie	5,291*	(0,526)	5,762*	(0,497)	11,062*	(0,539)	0,343	3985	214
Islande	4,964*	(0,582)	4,762*	(0,637)	9,731*	(0,612)	0,297	1631	120
Italie	5,217*	(0,703)	5,193*	(0,697)	10,411*	(0,613)	0,221	2992	184
Lettonie	4,857*	(0,575)	3,907*	(0,683)	8,697*	(0,725)	0,377	2255	140
Lituanie	3,070*	(0,634)	3,888*	(0,702)	6,955*	(0,721)	0,311	2125	145
Macédoine	5,217*	(0,898)	3,937*	(0,870)	9,141*	(1,083)	0,417	2067	109
Moldavie	0,572	(0,689)	4,989*	(0,729)	5,740*	(0,811)	0,218	2881	149
Norvège	5,711*	(0,775)	5,846*	(0,812)	11,556*	(0,785)	0,259	2859	136
Roumanie	3,489†	(1,369)	3,927*	(1,344)	7,384*	(1,052)	0,254	2742	144
Slovaquie	3,342*	(0,594)	5,983*	(0,606)	9,250*	(0,724)	0,235	3319	150
Slovénie	3,169*	(0,799)	5,967*	(0,708)	3,430*	(0,771)	0,291	2463	148
Suède	2,784*	(0,620)	3,883*	(0,610)	6,644*	(0,706)	0,24	4787	145
Tchèque (Rép.)	4,734*	(0,611)	3,693*	(0,559)	8,493*	(0,750)	0,221	2370	139
Turquie	5,293*	(0,910)	7,158*	(1,353)	12,131*	(0,992)	0,247	3635	154
Moyenne	4,589		4,903		9,075				

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%.

TABLEAU 4.10

ESTIMATION PAR LA MÉTHODE DES VARIABLES INSTRUMENTALES

	(1) <i>Éducation du père</i>		(2) <i>Éducation de la mère</i>		(3) <i>Éducation des parents</i>		(4) <i>Endogénéité pour</i> (1)		(5) <i>Endogénéité pour</i> (2)		(6) <i>Endogénéité pour</i> (3)		(7) <i>Test de Hansen</i> <i>pour (3)</i>	
	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Chi2	[Prob]	Chi2	[Prob]	Chi2	[Prob]	Chi2	[Prob]
Allemagne	16,996*	(2,235)	17,676*	(2,665)	18,954*	(2,756)	12,14	[0,00]	8,46	[0,00]	7,82	[0,01]	0,29	[0,59]
Angleterre	12,610*	(3,029)	16,187*	(2,153)	15,854*	(2,625)	5,78	[0,02]	13,58	[0,00]	9,6	[0,00]	1,65	[0,20]
Bulgarie	16,689*	(3,830)	14,089*	(2,738)	16,330*	(3,278)	6,84	[0,01]	8,16	[0,00]	4,62	[0,03]	0,98	[0,32]
Chypre	8,942*	(2,517)	11,665*	(2,964)	10,757*	(2,870)	0,05	[0,83]	1,47	[0,23]	1	[0,99]	0,17	[0,68]
Ecosse	16,143*	(2,170)	20,088*	(2,352)	18,788*	(2,356)	21,67	[0,00]	22,72	[0,00]	17,38	[0,00]	0,01	[0,94]
France	13,422*	(1,526)	15,452*	(1,356)	14,998*	(1,427)	16,63	[0,00]	17,49	[0,00]	10,79	[0,00]	3,54	[0,06]
Grèce	14,478*	(1,546)	15,557*	(1,579)	15,587*	(1,511)	15,23	[0,00]	17,02	[0,00]	13,76	[0,00]	0,2	[0,66]
Hongrie	18,445*	(1,219)	18,298*	(1,235)	19,132*	(1,143)	27,44	[0,00]	24,93	[0,00]	21,58	[0,00]	0,05	[0,82]
Islande	11,194*	(1,422)	10,741*	(1,467)	12,468*	(1,466)	10,22	[0,00]	7,57	[0,01]	5,01	[0,03]	0,2	[0,65]
Italie	18,299*	(2,524)	18,241*	(2,255)	19,421*	(2,391)	19,68	[0,00]	19,19	[0,00]	17,22	[0,00]	0,1	[0,75]
Lettonie	17,642*	(2,485)	18,586*	(2,413)	20,126*	(2,557)	14,73	[0,00]	18,43	[0,00]	15,99	[0,00]	0,35	[0,56]
Lithuanie	16,308*	(1,814)	16,899*	(1,799)	18,862*	(1,871)	35,45	[0,00]	29,45	[0,00]	33,88	[0,00]	0	[0,96]
Macédoine	36,929*	(5,945)	34,107*	(4,670)	38,465*	(5,607)	20,16	[0,00]	33,4	[0,00]	23,28	[0,00]	3,72	[0,05]
Moldavie	9,585‡	(5,374)	18,765*	(4,037)	15,223*	(4,909)	1,59	[0,21]	10,16	[0,00]	6,75	[0,01]	6,16	[0,01]
Norvège	13,524*	(2,718)	12,551*	(2,904)	15,797*	(2,466)	4,01	[0,04]	2,28	[0,13]	2,12	[0,15]	0,59	[0,44]
Roumanie	14,775*	(2,995)	13,751*	(3,795)	14,132*	(3,289)	6,77	[0,01]	1,89	[0,17]	3,28	[0,07]	0,51	[0,48]
Slovaquie	19,311*	(2,877)	21,302*	(3,376)	21,439*	(3,268)	11,81	[0,00]	11,84	[0,00]	10,02	[0,00]	0,29	[0,59]
Slovenie	13,482*	(2,160)	11,741*	(2,082)	14,022*	(2,230)	8,59	[0,00]	2,08	[0,15]	2,12	[0,15]	0	[0,99]
Suède	10,433*	(1,648)	16,392*	(1,796)	13,326*	(1,786)	10,51	[0,00]	23,54	[0,00]	14,99	[0,00]	4,96	[0,03]
Tchèque (Rép.)	16,803*	(2,249)	17,695*	(2,583)	19,028*	(2,378)	13,43	[0,00]	10,99	[0,00]	11,49	[0,00]	0,34	[0,56]
Turquie	24,935*	(1,913)	28,965*	(2,215)	27,689*	(2,014)	30,75	[0,00]	25,1	[0,00]	30,57	[0,00]	0,25	[0,62]
Moyenne	16,235		17,559		18,114									

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Le test d'endogénéité suit une distribution de ChiDeux. Les nombres entre crochets indiquent les probabilités d'acceptation de l'endogénéité. Ainsi, dès lors que ce coefficient est inférieur à 0,10, cela indique que l'endogénéité ne peut être refusée au seuil de 10 %. Le test de Hansen correspond au test de sur-identification des instruments et suit une distribution ChiDeux. Les nombres entre crochets indiquent la probabilité d'acceptation de la sur-identification des instruments : un nombre supérieur à 0,05 indique par conséquent que la validité des instruments est rejetée au seuil de 5 % d'erreur.

TABLEAU 4.11
ÉCHANTILLONS UTILISÉS DANS LES RÉGRESSIONS

	⁽¹⁾ <i>Données pour (1), (2), (3), tableau 4.6</i>		⁽⁴⁾ <i>Données pour (1), tableau 4.7</i>		⁽⁵⁾ <i>Données pour (2), tableau 4.7</i>		⁽⁶⁾ <i>Données pour (3), tableau 4.7</i>		⁽⁶⁾ <i>Données pour (1), tableau 4.8</i>		⁽⁶⁾ <i>Données pour (2), tableau 4.8</i>		⁽⁶⁾ <i>Données pour (3), tableau 4.8</i>	
	Obs.	Ecoles	Obs.	Ecoles	Obs.	Ecoles	Obs.	Ecoles	Obs.	Ecoles	Obs.	Ecoles	Obs.	Ecoles
Allemagne	3852	210	4410	210	4316	210	3852	210	4135	198	4057	198	3616	198
Angleterre	1312	131	1434	131	1484	131	1312	131	1316	122	1368	122	1202	122
Bulgarie	2963	168	3057	168	3155	168	2963	168	2870	159	2968	159	2783	159
Chypre	1932	112	1982	112	2024	112	1932	112	1878	108	1923	108	1834	108
Ecosse	1481	116	1525	116	1609	116	1481	116	1416	107	1501	107	1373	107
France	2336	144	2541	144	2675	144	2336	144	2365	137	2495	137	2169	137
Grèce	1912	135	1987	136	2003	135	1912	135	1883	129	1898	128	1810	128
Hongrie	3985	214	4112	214	4192	214	3985	214	3902	204	3968	204	3775	204
Islande	1631	120	1832	121	2609	123	1631	120	1711	117	2451	116	1521	116
Italie	2992	184	3192	184	3143	184	2992	184	3025	176	2981	176	2837	176
Lettonie	2255	140	2355	140	2567	140	2255	140	2222	134	2425	135	2124	134
Lithuanie	2125	145	2187	145	2398	145	2125	145	2057	138	2259	138	1997	138
Macédoine	2067	109	2187	109	2252	109	2069	109	2065	105	2131	105	1951	105
Moldavie	2881	149	2979	150	3182	150	2881	149	2787	143	2985	143	2691	142
Norvège	2859	136	2931	136	3026	136	2859	136	2757	130	2850	130	2686	130
Roumanie	2742	144	2965	144	3005	144	2742	144	2747	137	1783	137	2532	137
Slovaquie	3319	150	3424	150	3457	150	3319	150	3242	142	3270	142	3139	142
Slovénie	2463	148	2606	148	2653	148	2463	148	2483	141	2520	141	2347	141
Suède	4787	145	5662	146	5426	146	4787	145	5366	140	5153	140	4541	139
Tchèque (Rép.)	2370	139	2435	139	2493	139	2370	139	2279	132	2337	132	2218	132
Turquie	3635	154	4106	154	4012	154	3635	154	3856	146	3760	146	3391	146
Moyenne	2662	147	2853	147	2937	148	2662	147	2684	140	2718	140	2502	140

TABI 4.12

SYNTHÈSE DES ESTIMATIONS DE L'EFFET DES FACTEURS FAMILIAUX SUR LA PERFORMANCE SCOLAIRE

Estimation Echantillon	(1) Coefficients		(2) Effet d'une augmentation de 5 points		(5) Score moyen	(6) Part de l'effet d'une augmentation de 5 points dans le score moyen (en %)		(8) Classement selon (7)
	MCO Complet	VI Complet	MCO Complet	VI Complet		MCO Complet	VI Complet	
Allemagne	9,126	16,330	45,630	81,650	550	8,30	14,85	13
Angleterre	10,324	10,757	51,620	53,785	494	10,45	(10,89)	7
Bulgarie	8,493	19,028	42,465	95,140	537	7,91	17,72	8
Chypre	10,052	15,854	50,260	79,270	553	9,09	14,33	1
Ecosse	8,865	14,998	44,325	74,990	525	8,44	14,28	16
France	10,007	18,954	50,035	94,770	539	9,28	17,58	6
Grèce	9,716	15,587	48,580	77,935	524	9,27	14,87	9
Hongrie	11,062	19,132	55,310	95,660	543	10,19	17,62	14
Islande	9,731	12,468	48,655	62,340	512	9,50	12,18	3
Italie	10,411	19,421	52,055	97,105	541	9,62	17,95	17
Lettonie	8,697	20,126	43,485	100,630	545	7,98	18,46	18
Lithuanie	6,955	18,862	34,775	94,310	543	6,40	17,37	12
Macédoine	9,141	38,465	45,705	192,325	442	10,34	43,51	21
Moldavie	5,740	15,223	28,700	76,115	492	5,83	(15,47)	10
Norvège	11,556	15,797	57,780	78,985	499	11,58	(15,83)	11
Roumanie	7,384	14,132	36,920	70,660	512	7,21	13,80	4
Slovaquie	9,726	18,788	48,630	93,940	528	9,21	17,79	19
Slovénie	9,250	21,439	46,250	107,195	518	8,93	20,69	5
Suède	3,430	14,022	17,150	70,110	502	3,42	(13,97)	2
Tchèque (Rép.)	6,644	13,326	33,220	66,630	561	5,92	(11,88)	15
Turquie	12,131	27,689	60,655	138,445	449	13,51	30,83	20
Moyenne	9,075	18,843	45,376	94,216	521	8,75	18,30	

Les nombres entre parenthèses dans les colonnes (6) et (7) signifient que l'exogénéité n'a pas été refusée et/ou que les instruments ne sont pas valides à un seuil de 10 %. Les sources des résultats sont les suivants : pour la colonne (1) : tableau 4.9, colonne (3) ; pour la colonne (2) : tableau 4.10, colonne (3).

CHAPITRE 5

L'EFFET TAILLE DES CLASSES REVISITÉ : UNE APPROCHE À EFFETS-FIXES-ÉLÈVES¹⁴

1. INTRODUCTION

Dans le précédent chapitre, nous avons étudié l'impact des inégalités socio-économiques sur la performance des élèves en lecture au niveau de l'école primaire. Il en est ressorti la présence d'inégalités dès la quatrième année du cycle primaire, soulignant la nécessité de cibler les politiques de lutte contre les inégalités dès le début de l'école. Une fois l'étude des inégalités sociales effectuées, il convient de se demander s'il n'existe pas d'autres formes de politique éducative efficaces afin d'améliorer la performance des systèmes éducatifs. La première politique éducative qui peut être entreprise consiste à modifier la taille des classes. Nous étudions la légitimité d'une telle politique dans ce chapitre. Pour ce faire, nous utilisons une estimation à effets-fixes-élèves de l'impact de la taille des classes sur la performance scolaire, ceci en mettant en oeuvre des données transversales du score des élèves dans différentes matières. Cette estimation est similaire à une estimation de panel, à la différence que nous utilisons non pas le temps comme seconde dimension, mais la matière évaluée dans le test de performance scolaire. Cette approche possède des atouts à la fois en termes méthodologiques et des avantages en termes de difficultés par rapport à l'approche classique du panel. Les atouts méthodologiques de cette approche sont d'éviter le problème de la non-répartition aléatoire des élèves et des classes dans le temps et par conséquent d'éviter l'affectation non aléatoire des élèves avec la taille des classes à l'intérieur d'une école, deux problèmes que connaissent les études de panel. Ces avantages sont discutés plus en détail à la fin de la section 3. L'avantage en termes de coûts est que notre approche permet l'identification des effets de la taille des classes en utilisant des données *transversales* sur la performance des élèves à chaque domaine de compétence. De tels types de données sont disponibles dans des enquêtes telles que TIMSS, mais non disponibles dans la plupart des enquêtes collectées sur des données longitudinales.

Nous examinons l'effet de la taille des classes sur la performance des élèves en utilisant la fonction de production éducative classique en coupe transversale, mais l'innovation réside dans le

¹⁴ Ce chapitre a été écrit durant ma visite à l'Université d'Oxford en janvier/février 2007. Il a par ailleurs beaucoup profité de mes échanges avec Geeta Kingdon (ILS-IFE, University of London).

fait de pouvoir utiliser des effets-fixes-élèves. Ceci est possible du fait de la base de données de TIMSS qui fournit plusieurs scores par élèves pour chaque matière évaluée (au moins pour deux matières, les mathématiques et les sciences). Etant donné que chaque matière est enseignée dans des classes différentes, il existe pour chaque couple élève-score, une relation entre taille des classes et score à l'intérieur d'une école. Cette approche nous permet de contrôler toutes les variables invariantes entre les matières, que ce soit au niveau élève ou au niveau de la famille. Notre base de données permet de vérifier si la taille des classes dans différents domaines de compétence à une année donnée dans une école est corrélée aux scores d'un élève pour les domaines de compétences à l'intérieur de l'école. En d'autres termes, nous estimons une équation de type intraélève intermatière (*within-pupil across-subject*) de la fonction de production éducative plutôt qu'une estimation intraélève intertemporelle (*within-pupil across-time*) généralement utilisée dans la littérature.

Le chapitre est structuré comme suit. Nous discutons tout d'abord les principales controverses concernant l'effet de la taille des classes sur la performance des élèves. La technique d'estimation est ensuite présentée. Celle-ci est suivie de la présentation de la base de données TIMSS.

2. CONTROVERSES ACTUELLES SUR L'EFFET DE LA TAILLE DES CLASSES

Cette section a pour objet de présenter brièvement les controverses actuelles en ce qui concerne l'impact véritable de la taille des classes sur la performance des élèves. Pour des raisons d'espace, nous ne procédons pas à l'énumération de l'ensemble des études sur l'effet de la taille des classes. Pour une revue de littérature plus complète, voir notamment Meuret (2001) et Hattie (2005).

Réduire la taille des classes est une politique simple, mais qui peut s'avérer très onéreuse. Son efficacité semble logique et le corps enseignant se dit favorable à une telle baisse afin d'améliorer ses conditions de travail. En France et dans la plupart des pays développés, la démographie a mécaniquement entraîné une réduction très importante de la taille des classes. Cette évolution contribue fortement à l'augmentation du coût par élève sur une longue période du fait de la part dominante, estimée entre 66% et plus de 90% suivant les indicateurs de l'OCDE, des dépenses de salaires enseignants dans la dépense éducative aux niveaux primaire et secondaire. Aux Etats-Unis, une politique volontariste de réduction des effectifs a été mise en œuvre à partir de la fin des années 1990. Comme nous pouvons le constater dans le TABLEAU 5.1, la taille des classes au niveau secondaire passe de 19 à 15 élèves entre 1970 et 2000, soit une réduction de plus de 23 %. Dans le même temps, la taille des classes au niveau primaire baisse quant à elle de 31 %. Il est

possible de comparer l'évolution de cette taille des classes à la performance du système éducatif américain. Le NAEP (National Assessment of Educational Progress) est une enquête sur la performance en lecture, mathématiques et sciences des jeunes élèves américains. Cette enquête a commencé en 1973 et se poursuit encore aujourd'hui. Elle permet ainsi de suivre l'évolution de la performance des élèves. Si l'on regarde l'évolution de la performance des élèves de 9 ans en mathématiques, on constate une très légère augmentation (soit 4 %) en l'espace de trente ans. Pour les élèves de 17 ans, l'effet global est même négatif sur cette même période. Bien évidemment, il s'agit ici uniquement d'observer une évolution sans en analyser la relation de causalité. Néanmoins, nous pouvons constater qu'à première vue, la taille des classes n'a pas permis l'augmentation de la performance des élèves aux Etats-Unis dans les trente dernières années.

Les études économétriques cherchant à estimer une fonction de production éducative se comptent par centaines. Les méta-analyses effectuées par Hanushek (1997, 2006) permettent de faire un bilan assez mitigé de l'impact de la taille des classes. Le TABLEAU 5.2 synthétise les résultats les plus intéressants en ce qui concerne les estimations de l'effet de la taille des classes dans les analyses économétriques. Dans la première partie du tableau, nous reportons les résultats des analyses effectuées sur le territoire américain. Sur les 276 études recensées par Hanushek, seules 28 % donnent des résultats significatifs. Par ailleurs, le signe de l'effet semble ne pas faire l'unanimité puisqu'il est partagé entre un effet négatif et un effet positif. Les études ne concernant qu'un seul Etat des Etats-Unis renvoient à des conclusions encore plus pessimistes. Enfin, même si les effets agrégés au niveau Etat donnent des résultats plus significatifs, ils peuvent être dus uniquement à des problèmes de spécification, car dans ces études les variables de ressources scolaires sont agrégées au niveau Etat et donc ne permettent pas de prendre en compte les spécificités d'emploi des enseignants à l'intérieur des Etats. Les résultats pour les pays développés sont ici repris uniquement de l'analyse de Hanushek et Luque (2003). Bien qu'il existe plusieurs études dans ce domaine, Hanushek et Luque (2003) fournissent les principaux résultats. Sur une estimation à partir de la base de données TIMSS 1995 qui mesure les performances des élèves de grade 8 en mathématiques et en sciences, ils démontrent que 52 % des études soulignent une relation positive de la taille des classes, tandis que 42 % renvoient à des relations non significatives. Enfin, les résultats pour les pays en développement conduisent également à remettre en cause un véritable effet significatif de la taille des classes. Krueger (2002) a apporté de nombreuses critiques à ces méta-analyses dans la mesure où elles comparent des facteurs d'impact sans prendre en compte la qualité des études économétriques qui conduisent à ces estimations. En ne prenant en compte que les études techniquement les plus sérieuses, Krueger souligne que les ressources scolaires ont bien un effet sur la performance scolaire.

Cependant, très peu d'études tentent de prendre en compte les biais existants dans de telles analyses. Par exemple, il est possible que les effets positifs mesurés dans les pays développés ne renvoient qu'à une politique spécifique de groupement des élèves. Supposons que les élèves les plus "doués" sont groupés ensemble et que la taille de leur classe est en moyenne plus élevée. Une estimation "standard" de la fonction de production éducative conduira alors à un effet positif et significatif de la taille des classes, alors qu'il est probable qu'il n'y a aucun effet réel. Afin de contourner ce type de biais, deux options sont envisageables.

La première option renvoie aux recours aux méthodes d'économie expérimentale. Le projet STAR (Student/Teacher Achievement Ratio) mené dans le Tennessee à la fin des années 1980 est probablement le plus important dispositif de cet ordre. Plus de 11 000 élèves ont été affectés aléatoirement dans des classes de 13 à 17 élèves ou dans des classes de 22 à 26 élèves, depuis l'équivalent de la dernière année de maternelle (kindergarten) jusqu'à l'équivalent du CE2 (third grade). Les élèves comme les enseignants ont été tirés de façon aléatoire et chaque école devait accueillir au moins une classe de chaque groupe, ce qui permettait de neutraliser les effets spécifiques aux établissements. Les résultats du Projet STAR ont été largement diffusés. Sous forme de synthèse, Hanushek (2006) livre les résultats suivants :

- Les élèves dans les petites classes réussissent mieux que ceux dans des classes plus nombreuses
- L'effet est le plus élevé en classe de maternelle mais semble s'atténuer dès le troisième grade (c'est-à-dire au CE2)
- En prenant chaque grade séparément, la différence de performance entre les petites et grandes classes est significative.

Ces résultats sont induits à partir du résultat d'études économétriques sur le projet STAR (voir par exemple Finn et Achilles, 1990 ; Mosteller, 1995). Krueger (1999) démontre que l'avantage des classes réduites est surtout obtenu la première année dans laquelle la classe est petite, en suggérant notamment que les effets tirés de la réduction de la taille des classes ne sont pas généralisables à tous les grades. Les gains de la réduction de la taille des classes en termes de performance sont par ailleurs assez limités. Baisser la taille des classes d'environ huit élèves conduirait à une amélioration du score des élèves de seulement 0,2 écart-type aux tests de performance. Par conséquent, même si l'on admettait la validité du projet STAR, ses impacts seraient limités. Un autre inconvénient de taille à ce type d'étude est qu'elle suppose que les individus ne réagissent pas à l'expérience qu'ils sont en train de vivre. Par exemple, Hoxby (2000) souligne la modification des comportements. Du fait de l'expérience, les enseignants et les administrateurs avaient conscience qu'ils participaient à une expérience qui pouvait avoir des

implications en termes de politique éducative et adaptaient leur comportement pédagogique. Comme le notent Todd et Wolpin (2003), ce type d'analyses a un coût très élevé et de nouvelles études expérimentales sont nécessaires afin de vérifier les résultats trouvés dans le projet STAR. Kremer (2003) fournit une synthèse des analyses expérimentales dans les pays en développement.

La deuxième option consiste à contrôler les biais d'endogénéité en ayant recours à des méthodes instrumentales, notamment en s'appuyant à des variations exogènes de la taille des classes. Si celle-ci varie, non pas du seul fait de l'habileté des élèves, mais en fonction de règles politiques exogènes, la mesure de l'effet de la taille des classes peut alors être considérée sans biais d'endogénéité. Ces études utilisent le plus fréquemment des politiques éducatives visant à déterminer un seuil de la taille des classes à ne pas dépasser. La solution consiste alors à rechercher une variable corrélée avec la taille des classes et non corrélée avec le score de l'élève. En utilisant cette variable dans une estimation à variables instrumentales, le véritable effet de la taille des classes peut être détecté. Angrist et Lavy (1999) exploitent une règle du système scolaire israélien selon laquelle le seuil maximum de la taille des classes est fixé à quarante élèves. Par conséquent, lorsque l'effectif dans une école passe de 40 à 41 élèves, la taille des classes passe mécaniquement de 40 à 20-21. Nous pouvons penser que le passage de 40 à 41 élèves ne dépend pas des biais d'endogénéité et que les deux types de classes résultant de ce mouvement ne diffèrent systématiquement que par leurs effectifs. Les auteurs appliquent ce principe en le généralisant et obtiennent un effet important de la réduction de taille des classes. Piketty (2004) exploite le même principe sur des données françaises en utilisant le fait que le seuil de 30 élèves semble respecté pour les classes de CE1 (même si la règle n'est pas aussi stricte en France). Il observe que les résultats aux tests sont fortement corrélés aux effectifs des écoles le long des seuils qui entraînent l'ouverture d'une classe supplémentaire. D'autres études utilisent quant à elles des variations dites "naturelles" c'est-à-dire des variations exogènes qui proviennent d'éléments aléatoires. Par exemple, Hoxby (2000) utilise le fait qu'il y ait des grandes rivières rendant difficile pour les parents de choisir efficacement l'école. Ces restrictions naturelles permettent alors de prendre en compte de façon assez intuitive les biais d'endogénéité. Cependant, une importante limite à ce type d'études est l'impossibilité de généraliser les résultats à l'ensemble de la population. Etant donné que ces analyses se basent uniquement sur une période donnée (par exemple avant et après une loi spécifique), pour une population spécifique (par exemple les élèves qui habitent à proximité de grandes rivières), ou encore pour une taille de classe bien définie (par exemple, les écoles israéliennes ayant un nombre d'élèves propice à l'ouverture d'une nouvelle classe), toute généralisation est remise en question.

La troisième forme de prise en compte des biais d'estimation regroupe toutes les autres techniques originales tentant de mesurer le réel effet de la taille des classes. Une d'entre elles

consiste à utiliser des données permettant de trouver des instruments valides pour la taille des classes. Par exemple, Wößmann et West (2006) estiment l'effet de la taille des classes sur la performance scolaire pour 11 pays en combinant les effets-fixes-écoles et la méthode des variables instrumentales, ceci pour identifier la variation aléatoire de la taille des classes entre deux grades consécutifs à l'intérieur d'une même école. Ils régressent ainsi la *variation* de la performance de chaque élève par la *variation* de la taille des classes entre les septièmes et huitièmes grades. Les auteurs démontrent notamment que les estimations conventionnelles sont fortement biaisées par la répartition non-aléatoire des élèves *entre* et *à l'intérieur* des écoles. Les instruments utilisés sont le nombre moyen d'élèves pour chaque grade au sein de l'école. Tandis que Wößmann et West (2006) trouvent des effets significatifs et d'une amplitude élevée pour la Grèce et l'Islande, ils concluent à des effets mitigés ou inexistants pour les neuf autres pays. Cependant leur méthode d'estimation n'élimine pas tous les biais possibles. S'ils parviennent à prendre en compte les effets de causalité, les relations trouvées peuvent être biaisées par la non-prise en compte d'effets-fixes-élèves. En incluant des variables indicatrices pour les écoles, les auteurs prennent en compte des effets-fixes-écoles. Il reste possible dans ce cas que les biais présents *à l'intérieur* de l'école et notamment *entre* les élèves d'une *même* école persistent et remettent en cause la validité des résultats. Par ailleurs, il apparaît assez surprenant qu'aucun test d'endogénéité n'ait été effectué dans les estimations. Il est possible que les estimations à effets-fixes-écoles par la méthode des variables instrumentales soient elles-mêmes biaisées dans le cas d'un rejet de l'endogénéité.

Une autre technique d'estimation est possible. En régressant la *différence* du score d'un élève entre deux *matières* et la *différence* de la taille des classes entre ces deux *matières*, nous procédons à une estimation à effets-fixes-élèves. D'autres études ont utilisé cette technique d'estimation (Dee, 2005 ; Holmlund et Sund, 2005 ; Kingdon, 2006, Ammermüller et Dolton, 2007, Aslam et Kingdon, 2007). Une fois l'estimation effectuée à effets-fixes-élèves, les biais d'endogénéité sont en grande partie purgés, car s'il existe une politique de sélection de l'école par les familles, celle-ci est invariante entre les différentes *matières*. Nous discutons ci-dessous de la technique d'estimation utilisée.

3. TECHNIQUE D'ESTIMATION

L'objectif de cette section est d'estimer une fonction de production éducative de manière robuste. L'approche standard de la fonction d'achèvement scolaire est spécifiée comme suit :

$$A_{ik} = \alpha + \beta X_{ik} + \delta S_k + \mu_i + \eta_k \quad (1)$$

où le score de l'élève i présent dans l'école k est déterminé par un vecteur de ses caractéristiques personnelles (X) et un vecteur des caractéristiques de l'école et de la taille classes en particulier (S). μ_i capture l'ensemble des facteurs inobservables au niveau élève et η_i tous les inobservables au niveau école. De façon traditionnelle dans la littérature, les variables de niveau école (y compris la taille des classes) dans un grade déterminé sont incluses dans le vecteur S , c'est-à-dire que ces variables ont uniquement un indice k . Etant donné que tous les élèves d'un grade sont présents dans une même classe pour une matière ; pour chaque élève, la variable de taille des classes est en fait une variable d'école, c'est-à-dire qu'elle ne varie pas par élève. Par conséquent, on ne peut pas estimer une relation entre le score des élèves et la taille des classes *à l'intérieur* d'une école, ou en d'autres termes un modèle à effets-fixes-écoles. C'est la raison pour laquelle la littérature existante sur la fonction de production éducative utilisant des données de coupe transversale fournit des estimations *interécoles* et non *intraécoles*.

Néanmoins, nous disposons de données sur le score des élèves *par matière* pour tous les élèves d'un même grade présents dans les écoles de l'échantillon, c'est-à-dire pour chaque élève d'un grade, il existe autant de scores qu'il existe de matières différentes. Ainsi, il existe une variation possible de la taille des classes pour un même élève à l'intérieur d'une école étant donné que les différentes matières sont enseignées dans différentes classes, et il devient possible d'inclure la taille des classes comme variable explicative dans une estimation à effets-fixes-écoles. Avec cette approche, il est également possible d'introduire des effets-fixes-élèves sachant qu'il s'agit de variables qui varient pour un même élève (entre les matières). C'est cette approche que nous utilisons.

Nous estimons une équation à effets-fixes-élèves car les données que nous disposons fournissent des scores différents pour les mêmes élèves à des matières différentes. En regroupant les tailles des classes avec les matières correspondantes, nous pouvons estimer l'équation suivante :

$$A_{ijk} = \alpha + \beta X_{ik} + \gamma C_{jk} + \delta S_k + (\mu_{ij} + \varepsilon_{jk} + \eta_{jk}) \quad (2)$$

A_{ijk} est le score de l'élève i dans la matière j de l'école k , X est un vecteur des caractéristiques pour l'élève i , C la taille des classes pour la matière j et S un vecteur regroupant les caractéristiques de l'école k . Les termes d'erreurs sont présents entre parenthèses. μ_{ij} , ε_{jk} et η_{jk} représentent respectivement les caractéristiques inobservables de l'élève i , de la taille des classes pour la matière considérée j ainsi que de l'école k . Ces caractéristiques inobservables de l'élève peuvent être de plusieurs sortes. Par exemple, on pourrait penser au niveau socio-économique de l'élève, à la distance entre son domicile et l'école fréquentée, à son niveau de motivation pour étudier ou encore à d'autres facteurs difficilement quantifiables. Une estimation à effets-fixes-élèves implique, pour le cas simplifié où deux différentes matières sont disponibles, 1 et 2, que nous avons la relation suivante :

$$(A_{i2k} - A_{i1k}) = \beta(C_{2k} - C_{1k}) + \{(\mu_{i2} - \mu_{i1}) + (\varepsilon_{k2} - \varepsilon_{k1}) + (\eta_{k2} - \eta_{k1})\} \quad (3)$$

Les effets-fixes-élèves conduisent à une estimation intraécole, étant donné qu'un élève étudie uniquement à l'intérieur d'une même école. Si les facteurs inobservables ne sont pas spécifiques aux matières (c'est-à-dire que η n'a pas d'indice j) et si les facteurs inobservables des élèves ne sont pas également spécifiques aux matières (μ n'a pas d'indice j) alors à l'intérieur de l'école k , nous avons :

$$(A_{i2} - A_{i1}) = \beta(C_2 - C_1) + (\varepsilon_2 - \varepsilon_1) \quad (4)$$

En régressant la *différence* du score d'un élève entre les différentes matières avec la *différence* de la taille des classes entre les matières, on élimine tous les effets des caractéristiques inobservables de l'élève. Cependant, si l'habileté de l'élève varie entre les matières, elle n'est pas totalement épurée alors $(\mu_{i2} - \mu_{i1})$ reste dans le terme d'erreur et peut en principe causer un biais dû aux variables omises si elle est corrélée avec $(C_2 - C_1)$. Néanmoins, pour que cela se produise, les élèves devraient être capables de sélectionner les classes sur la base de leurs caractéristiques inobservables. Dans notre approche, par construction, cela est peu probable, étant donné que chaque score pour une matière possède les caractéristiques moyennes des variables de classe de tous les domaines de compétence enseignés dans la classe de l'élève. Ainsi, la présence de variation de l'habileté entre matières n'est pas un biais dans notre estimation. Nous verrons comment vérifier cette hypothèse. Un autre biais est pour autant possible. Les facteurs inobservables des écoles qui varient entre les matières $(\eta_{k2} - \eta_{k1})$ restent dans le terme d'erreur et peuvent être corrélés avec $(C_2 - C_1)$. Par exemple, supposons des écoles avec une réputation d'excellence en mathématiques qui attirent les élèves à fort niveau de capacités cognitives en

mathématiques et supposons que dans le but de préserver leur réputation, ces écoles ont des tailles de classes moins élevées que les autres écoles. Dans ce cas, l'habileté spécifique à une matière d'un élève dans le terme d'erreur peut être corrélée avec à la fois le score en mathématiques et la taille des classes, entraînant dans ce cas précis à une surestimation du coefficient relatif à la taille des classes. Dans une approche à effets-fixes-élèves, ce type de biais reste possible mais uniquement à un faible niveau car la plupart des aspects qui varient entre les matières devraient être dus uniquement aux seules variables de classe étudiées et non aux caractéristiques d'école, c'est-à-dire que les écoles sont connues pour être fortes dans un domaine, car elles disposent de tailles de classe réduites dans ce domaine précis et cela surestimerait l'effet taille de classe spécifique aux matières.

Même si l'on n'a pas à s'inquiéter des facteurs inobservables aux niveaux élève et école, afin d'obtenir des estimations robustes de l'effet des facteurs de classe, il est requis que les caractéristiques inobservables des classes ne soient pas corrélées avec la taille des classes :

$$E[(\varepsilon_2 - \varepsilon_1)(C_2 - C_1)] = 0 \quad (5)$$

Etant donné que les caractéristiques omises des variables de classe présentes dans ε_1 et ε_2 peuvent être corrélées avec la taille de classe C_1 , C_2 et la performance de l'élève A_1 , A_2 ; nous ne pouvons pas affirmer que l'estimation de la performance scolaire à effets-fixes-élèves – même sans hétérogénéité inobservée spécifique à une matière pour un élève – nous permet d'interpréter les effets des variables de classe comme une relation de causalité. Tandis que l'estimateur intermatières à effets-fixes-élèves résout une source d'endogénéité (la corrélation entre les facteurs invariants entre matières μ et C), il ne résout pas la seconde source potentielle d'endogénéité (la possible corrélation entre ε et C). Cette situation est analogue à l'analyse classique en panel où les facteurs inobservables au niveau classe restent dans le terme d'erreur, bien que cette faiblesse est très peu soulignée dans ce type d'étude. Néanmoins, il nous sera possible d'introduire des variables de classes autres que la taille des classes pour voir si le biais existe ou non.

L'approche détaillée ci-dessus ressemble de très près à l'approche classique de panel sur plusieurs aspects. Dans les deux approches, les facteurs inobservables du niveau classe restent dans le terme d'erreur et les coefficients de la taille des classes peuvent être biaisés par l'endogénéité. Les deux approches intermatières et intertemporelle éliminent les facteurs inobservables des élèves (qui sont invariants entre matières pour l'un et invariants dans le temps pour l'autre, respectivement), ce qui est leur principal objectif. Néanmoins, étant estimés en

différences, les deux types d'études obtiennent une atténuation possible des biais dus aux erreurs de mesure. A l'intérieur d'une école, les caractéristiques des variables de classe peuvent être fortement corrélées dans le temps ou entre les matières, mais l'erreur de mesure ne sera pas fortement corrélée. L'approche intermatières retient les facteurs inobservables qui varient entre matières au niveau élève et école dans le terme d'erreur, et de façon équivalente, l'approche intertemporelle retient les facteurs inobservables qui varient dans le temps au niveau élève et école dans le terme d'erreur. Les deux types d'étude peuvent être biaisées par la possibilité de variables omises.

Cependant, la différenciation entre les matières a deux importants avantages méthodologiques en comparaison à la différenciation dans le temps. Premièrement, l'approche intermatières n'est pas confrontée au problème de la non-répartition aléatoire des enseignants et des élèves dans le temps qui est connue par l'approche intertemporelle. En effet, dans une estimation de panel dynamique, il apparaît complexe de regrouper les classes les plus "semblables" afin d'avoir des estimations robustes. L'approche intermatières élimine ce problème car l'estimation s'effectue pour *un même* élève à une période donnée. Tandis que le biais de sélection endogène à l'intérieur d'une école est le même pour les deux approches, l'estimation intertemporelle relie les changements de la taille des classes dans le temps (dans lesquels une variation non aléatoire de la taille des classes peut survenir) comme base de la stratégie d'estimation. Au contraire, la technique d'estimation intermatières ne l'utilise pas. Il peut toutefois exister des biais spécifiques intermatières liées à des dimensions cachées dans l'école. Par exemple, par rapport aux mathématiques, l'organisation des cours de physique peut être contrainte par la dimension équipement et un goulot d'équipement peut remettre en cause l'idée que la variation du score entre les matières est à renvoyer à l'unique taille des classes. Afin de vérifier la possibilité d'un tel biais, nous ré-estimerons la fonction de production éducative en éliminant successivement une ou plusieurs matières. Si les résultats trouvés pour la taille des classes persistent, cela témoignera que le biais est faible sinon inexistant.

Le second avantage méthodologique est que l'approche intermatières peut fournir le moyen d'éviter le potentiel problème du regroupement non-aléatoire des élèves à des enseignants et classes particuliers à l'intérieur d'une école sur la base de leurs caractéristiques inobservables – par exemple, le fait d'être des élèves plus "doués" regroupés avec des enseignants plus doués et une taille des classes plus restreinte ou une politique de l'école qui décide délibérément de regrouper les moins bons étudiants avec les meilleurs enseignants ou des classes plus réduites. L'approche intermatières surpasse en grande partie ce problème soit en effectuant une moyenne des caractéristiques des variables de classe par grade et par matière à l'intérieur de l'école, soit en

restreignant l'échantillon aux écoles où chaque matière n'est enseignée à l'élève du grade considéré que par un enseignant à l'intérieur de l'école. Autre voie possible, l'élève est par construction regroupé à un groupe de variables de classes dans chaque matière à l'intérieur de l'école. Il devient alors possible de contrôler la variation de ces variables de classes. Une technique équivalente n'est pas disponible dans les données de panel classique.

4. LA BASE DE DONNÉES TIMSS

La stratégie d'estimation présentée ci-dessus nécessite une base de données spécifique. Deux conditions sont requises. Tout d'abord, il est nécessaire d'avoir des scores de performance pour des matières différentes. Si nous disposons d'une seule matière pour un même élève, il devient impossible de recourir à un estimateur à effets-fixes-élèves. Il ne nous sera possible que d'effectuer une estimation à effets-fixes-écoles. Deuxième condition, il faut que l'on observe une variation de la taille des classes entre les matières. Si celle-ci ne varie pas ou varie très peu, l'estimateur des doubles différences sera biaisé vers zéro et donc reportera des résultats non significatifs.

Une base de données répond à ces deux nécessités. Il s'agit de l'enquête TIMSS (Trends in International Mathematics and Science Study) qui a initialement débuté en 1995. Cette enquête s'est poursuivie en 1999 et en 2003. Dans le cas de cette étude, nous utilisons l'enquête effectuée en 2003. L'enquête TIMSS a été conduite par l'Association Internationale sur l'Evaluation de la Performance Scolaire (IEA = *International Association for the Evaluation of Educational Achievement*) et constitue à ce jour la plus grande enquête sur les acquis des élèves. L'enquête a été effectuée pour environ 50 pays différents, et ce, aux grades 4 et 8 du cycle éducatif. Etant donné que le nombre de matières évaluées ne varie qu'au grade 8, nous avons choisi ce grade pour notre estimation. Chaque pays participant a fait administrer un test à un échantillon représentatif de ses élèves au grade 8. Les tests administrés sont standardisés par l'IEA et les résultats sont donc comparables entre eux. Les élèves ont ainsi été testés en mathématiques et en sciences. Si une seule évaluation a été effectuée en mathématiques pour l'ensemble des pays, tel n'est pas le cas pour les sciences. En fonction de la structure des systèmes éducatifs, le nombre de matières scientifiques – autres que les mathématiques – varie de 1 à plus de 8. De façon générale, il existe deux types de systèmes éducatifs : les systèmes que nous appellerons "unifiés" où seule une matière "sciences" est enseignée à l'élève et les systèmes dits "diversifiés" où plusieurs matières sont enseignées et se rapportent aux sciences. Par exemple, nous pouvons différencier l'Angleterre où seules 2 matières scientifiques sont enseignées (mathématiques et sciences) et la Hongrie où il existe 5 différentes matières scientifiques (Mathématiques, Physique, Biologie, Chimie et Géographie). Si nous

disposons de scores et de la taille des classes relatifs à chaque matière, alors il devient possible de procéder à une estimation à effets-fixes-élèves.

Sur les 48 pays participants à l'enquête, nous avons retenu 34 pays qui remplissaient les deux conditions énumérées ci-dessus. Pour 8 pays, la taille des classes ne varie quasiment pas entre les matières (Indonésie, Israël, Italie, Japon, Philippines, Singapour, Syrie, Taïwan). Dans d'autres pays, de trop faibles variations de la taille des classes sont observées, ce qui nous pousse à ne pas les retenir dans les estimations. En règle générale, dès lors que moins de 10 % des classes ont des tailles différentes entre matières, nous ne les retenons pas. Quatre pays sont dans cette situation (Arabie Saoudite, Ghana, Japon, Norvège). Enfin nous ne retenons pas le Maroc car la complexité de son système éducatif rend quasiment impossible une estimation à effets-fixes-élèves. Pour ce pays, les deux situations concernant les cours de sciences coexistent. Il serait alors tentant d'essayer d'estimer chacun des sous-groupes d'élèves pour voir quelles différences il y a, mais les échantillons pour lesquels nous avons l'ensemble des informations tendent à être trop réduits pour espérer avoir une représentativité des élèves. Par ailleurs, la variable de taille des classes a trop de valeurs manquantes pour espérer obtenir des échantillons suffisamment élevés. Le nombre de matières utilisées varie de 2 à 5. Bien que pour certains pays, plus de 5 matières soient disponibles, nous n'avons pas des scores spécifiques à ces matières. Il faut noter que ce sont surtout dans les pays de l'Europe de l'Est et d'Asie Centrale que 4 ou 5 matières scientifiques sont enseignées (mis à part les mathématiques).

Pour ces raisons, nous retenons 34 pays dans nos estimations. Des éléments de statistique descriptive en ce qui concerne le nombre de matières utilisées et les scores moyens par matières sont présents dans le TABLEAU 5.3. Dans les GRAPHIQUES 5.1 à 5.4, nous représentons les densités de kernel pour 4 pays (Australie, Etats-Unis, Bulgarie, Egypte). Comme on peut le constater, les distributions des scores ne sont pas homogènes entre les différentes matières. Par exemple, les résultats en sciences semblent plus élevés et plus concentrés que les résultats en mathématiques pour l'Egypte. Si nous utilisons la différence des deux scores comme variable explicative, il est nécessaire de recourir à une standardisation des scores. Nous recourons alors à une standardisation du score dans chaque matière par la moyenne du score dans la matière, c'est-à-dire que nous utilisons des z-scores de la performance scolaire comme variable dépendante. Le z-score correspond au score d'un élève dans une matière donnée moins la moyenne nationale dans cette matière, divisé par l'écart-type du score national de cette matière. Par construction, la moyenne du score standardisé dans chaque matière est égale à 0 et son écart-type est égal à 1. La partie droite des GRAPHIQUES 5.1 à 5.4 montre qu'une fois les scores standardisés, la distribution entre les scores devient comparable. Par ailleurs, étant donné que nous utilisons un certain

nombre de variables de contrôle, on pourra retrouver dans le TABLEAU 5.4 les principales valeurs de celles-ci pour les 34 pays étudiés.

5. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS DE LA FONCTION DE LA PRODUCTION ÉDUCATIVE

Nous commençons par discuter des principaux résultats obtenus. Ensuite, nous vérifions la robustesse des estimations pour enfin effectuer une synthèse des effets obtenus.

5.1. DISCUSSION DES RÉSULTATS

Les résultats des régressions sont présentés dans les TABLEAUX 5.6 à 5.11. Afin de simplifier la lecture, nous avons regroupé les pays en trois catégories : les pays développés, les pays de l'Europe de l'Est et d'Asie Centrale et les autres pays en développement. Par ailleurs, seuls les coefficients relatifs à la taille des classes sont présentés. Des indications relatives à l'inclusion d'autres variables sont présentes dans les dernières lignes des tableaux. Afin de ne pas réduire l'échantillon, lorsque ces variables de contrôle sont introduites, nous les transformons de telle sorte que chaque valeur manquante soit marquée par la valeur 0. Pour contrôler cette transformation, une variable indicatrice qui est égale à 0 si la valeur est présente et 1 si la valeur est manquante est également incluse pour chaque variable de contrôle. En opérant ainsi, nous contrôlons à la fois par des variables susceptibles de réduire les biais dus aux variables omises et évitons de réduire la taille de l'échantillon.

En premier lieu, nous procédons à une estimation classique par la méthode des moindres carrés ordinaires. Afin de corriger les répétitions des variables-écoles et classes pour chaque élève, les erreurs types ont été corrigées par la méthode des *clusters*. Par ailleurs, nous corrigeons les erreurs types de l'hétéroscédasticité par la méthode de Huber-White. Cette première estimation consiste à régresser séparément chaque résultat des élèves avec leur performance respective dans les matières concernées. Comme les pays ont des structures éducatives différentes, certains d'entre eux n'ont que deux matières à évaluer (par exemple l'Australie) tandis que d'autres peuvent en avoir au total cinq (c'est le cas de la Hongrie par exemple). Comme souligné ci-dessus, afin de simplifier la lecture des résultats, seuls les effets relatifs à la variable de la taille des classes sont montrés dans les tableaux. D'autres variables de contrôle sont introduites. De manière générale, la plupart des estimations renvoient à des effets significatifs de la taille des classes sur la performance scolaire. Pour autant, l'amplitude de l'effet ainsi que sa nature (positive ou négative) change entre les pays. Pour les pays développés, la tendance est plutôt à une relation positive de

la taille des classes (à l'exception de la Hongrie). L'effet semble le plus élevé pour les Pays-Bas tandis qu'il semble très circonscrit pour les Etats-Unis. La standardisation des scores permet un calcul de l'amplitude de l'effet assez simple. Par exemple, l'augmentation d'un écart-type de la taille des classes aux Pays-Bas (soit environ 3,7 élèves) permet l'augmentation du score des élèves de 0,28 écart-type ($3,7 \times 0,075 = 0,28$), ce qui est très élevé étant donné que l'écart-type moyen du score est de 1 par construction. Ceci revient donc à dire qu'en supposant que l'estimation par la méthode des moindres carrés n'est pas biaisée, augmenter la taille des classes de moins de 4 élèves augmenterait le score de plus de son quart. A l'inverse, l'effet pour les Etats-Unis semble assez limité (0,03 écart-types pour une hausse d'environ 7 élèves). Il faut toutefois remarquer que la taille des classes ne semble pas avoir d'effet en Corée du Sud. Les résultats des estimations pour les pays de l'Europe de l'Est et d'Asie Centrale sont présentés dans le TABLEAU 5.7. De façon similaire aux pays développés, dans la plupart des pays des relations significatives apparaissent. Néanmoins, pour quatre pays (Chypre, Roumanie, Serbie, Slovaquie), l'effet taille des classes ne semble pas évident. A l'exception de l'Arménie et de la Bulgarie, l'effet semble davantage positif. Mais son amplitude moyenne est largement plus faible en comparaison avec les pays développés. Enfin, le TABLEAU 5.8 présente les résultats pour les autres pays en développement. L'effet est presque toujours négatif et significatif, sauf pour la Malaisie et la Tunisie où aucun effet n'est détecté et le Liban où l'effet est positif. L'amplitude de l'effet semble plus élevée pour Bahreïn et assez faible pour l'Egypte ainsi que l'Afrique du Sud.

Les résultats les plus importants se trouvent dans les TABLEAUX 5.9 à 5.11 qui consistent en un empilement des résultats des élèves aux différentes matières évaluées. Nous commençons par une estimation d'empilement des résultats avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Cette méthode peut uniquement expliquer les différences entre élèves présents dans des écoles différentes. La possibilité de variables inobservables au niveau école peut par conséquent biaiser les résultats et souvent surestimer l'amplitude des effets. Pour corriger ces biais, une estimation à effets-fixes-écoles est par la suite entreprise. Cette estimation consiste à ne mesurer que les variations à l'intérieur des écoles et non celles entre les écoles. Mais, il est également possible que des effets significatifs ne soient dus qu'à des variations à l'intérieur des écoles et non pour un même individu. Pour ce faire, nous entreprenons une estimation à effets-fixes-élèves.

Comme indiqué ci-dessus, la première étape consiste à regrouper les résultats dans les différentes matières afin d'estimer une seule équation. Nous contraignons ainsi les effets à être similaires entre les différentes matières. Cette méthode est similaire à un simple empilement des données pour un même pays, mais pour des années différentes. Néanmoins, au lieu d'avoir des

années, nous utilisons des matières différentes. Par conséquent, nous procédons à un simple empilement des résultats des élèves pour les différentes matières dans lesquelles ils ont été évalués. Afin de capter les variables inobservables dues spécifiquement aux matières évaluées, des variables indicatrices relatives à celles-ci sont incluses dans toutes les estimations. De façon identique à l'estimation précédente, une série de variables de contrôle de niveau élève et école sont introduites dans l'estimation. La colonne (1) des TABLEAUX 5.9 à 5.11 montre les résultats de l'estimation classique. Dans la plupart des estimations, la taille des classes semble avoir un effet significatif. Ainsi, dans 27 pays sur 34 au total, la taille des classes est corrélée significativement avec la performance des élèves aux tests de compétence. Pour autant, la nature de l'effet change selon le pays. De manière assez intuitive, l'effet de la taille des classes semble corrélé positivement avec les pays à revenu élevé : sur les 11 pays étudiés dans ce groupe, dans 9 d'entre eux, l'effet de la taille des classes est positif et significatif. Pour les Etats-Unis, il ne semble pas y avoir d'effet significatif (comme c'était le cas dans l'estimation avec les sciences comme matière de performance scolaire). L'amplitude de l'effet varie selon les pays : l'effet est le plus fort pour Hong-Kong et l'Ecosse (respectivement 0,25 et 0,28 écart-types de changement suite à l'augmentation d'un écart-type de la taille des classes), tandis qu'il est plutôt faible pour la Hongrie et l'Australie (respectivement 0,06 et 0,08 écart-types). Le second groupe de pays analysé concerne les pays de l'Europe de l'Est et d'Asie Centrale. Sur les 12 pays comprenant ce second groupe, seuls 8 d'entre eux ont un effet significatif pour la taille des classes. Pour 3 pays (Arménie, Bulgarie, Macédoine), l'effet est négatif, tandis que pour les 6 autres pays (Estonie, Lettonie, Lituanie, Moldavie, Serbie et Slovaquie), la taille des classes est corrélée positivement à la performance des élèves. L'amplitude des effets est très faible, à l'exception de la Bulgarie et de la Slovaquie où ils sont plus élevés (respectivement -0,11 et 0,10 écart-type). Le dernier groupe de pays estimé – à savoir les pays en développement – souligne une relation négative entre taille des classes et performance scolaire. A l'exception du Liban, l'effet est significatif et négatif pour 7 pays sur les 11 pays constituant ce troisième groupe. Une première remarque peut ainsi être faite : il apparaît qu'en règle générale, l'effet taille des classes varie selon le niveau économique des pays. Tandis qu'il est positif pour les pays développés, il semble être négatif pour les pays en développement. L'effet est variable pour les pays de l'Europe de l'Est et d'Asie Centrale.

Lorsque nous passons des simples effets aléatoires aux effets-fixes-écoles, les effets se modifient. Les deuxièmes colonnes (2) des TABLEAUX 6.8 à 6.10 montrent les résultats des coefficients associés à la variable de taille des classes. Pour les pays développés, l'effet n'est significatif que pour 6 pays, tandis qu'il l'était pour 10 pays avec l'estimateur à effets aléatoires. En restreignant l'estimateur à ne rechercher que des variations à l'intérieur des écoles, l'effet taille des

classes perd de sa significativité. La différence est similaire pour les deux autres groupes de pays. Au total, 6 des 8 pays de l'Europe de l'Est et d'Asie Centrale ont des effets taille des classes avec l'estimateur à effets-fixes-écoles. Pour autant, alors qu'en Macédoine l'effet était négatif avec l'estimateur à effets aléatoires, il devient positif une fois les effets-fixes-écoles introduits. L'effet semble également se réduire pour les autres pays en développement où seuls 4 des 8 pays ont toujours des effets significatifs. Un impact positif et de forte amplitude de la taille des classes apparaît pour la Malaisie, alors qu'avec l'estimateur des moindres carrés, il n'y avait aucun effet. En règle générale, l'amplitude de l'effet taille des classes est réduit pour les autres pays lorsque l'estimateur est à effets-fixes-écoles. Cela implique que les relations à effets aléatoires sont surtout dues à des différences entre écoles et non à l'intérieur des écoles.

Pour autant, il est tout à fait possible que les effets trouvés avec l'estimateur à effets-fixes-écoles ne soient dus qu'à des différences *entre* élèves d'une *même* école et non à des différences pour un *même* élève à l'intérieur d'une *même* école. Pour vérifier cette hypothèse, nous utilisons désormais l'estimateur à effets-fixes-élèves. Par ailleurs, afin de vérifier la non-linéarité de l'effet taille des classes, deux formes alternatives sont introduites. La première est la forme logarithmique de l'effet taille des classes couramment utilisée dans les estimations précédentes (colonne 4). La deuxième est la forme quadratique qui peut également être utile pour observer des effets divergents à partir d'un certain seuil (colonnes 5 et 6). Les résultats sont présents dans les colonnes (3)-(6) des TABLEAUX 5.9-5.11. Lorsque seules les variations pour un *même* élève sont prises en compte, l'amplitude de l'effet taille des classes diminue fortement pour la totalité des pays où l'effet était significatif avec l'estimateur à effets aléatoires. Cela implique donc que l'effet taille des classes est surtout dû à une différence *entre* élèves présents dans des écoles *différentes*, plus que pour un *même* élève présent dans la *même* école. Même si l'effet est diminué, il est intéressant de noter qu'il subsiste pour 19 pays sur les 27 pour lesquels il existe une relation significative avec l'estimateur des moindres carrés. De manière générale, l'effet est positif pour les pays développés ; tandis qu'il reste négatif pour les pays en développement. Pour autant, pour seulement 5 pays développés, la relation significative persiste (Australie, Belgique, Ecosse, Hongrie et Suède). De manière assez surprenante, le coefficient relatif à la Belgique devient négatif une fois les effets-fixes-élèves pris en compte : la correction du biais dû à la répartition non aléatoire des élèves dans des classes renverse donc la nature de l'effet taille des classes : l'effet devient même assez élevé puisque la réduction d'un écart-type de la taille des classes (soit environ 4 élèves) augmenterait la performance scolaire de 0,05 écart-types. Pour les 5 autres pays (Angleterre, Corée du Sud, Hong-Kong, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas), l'effet disparaît lorsque les effets-fixes-élèves sont pris en compte. L'effet diffère selon les pays pour la région d'Europe de l'Est et d'Asie Centrale. Pour quatre pays, l'effet taille des classes est de la forme quadratique (Bahrain, Bulgarie, Slovénie et

Suède). L'effet semble négatif jusqu'à un certain seuil puis redevient positif après ce seuil pour les trois premiers pays, tandis que l'inverse se produit pour la Suède. Le seuil se calcule entre utilisant la valeur absolue du nombre obtenu en divisant le coefficient de la variable linéaire par le coefficient de la variable quadratique multiplié par 2. Par exemple le seuil pour la Bulgarie est de 28 élèves ($0,0508/(0,0009 \times 2) = 28,22$). Les différents seuils sont présentés entre parenthèses dans la dernière colonne du TABLEAU 5.14. Aucun effet significatif n'est mesuré pour l'Estonie, la Lituanie et la Macédoine, mais pour les autres pays de l'Europe de l'Est et d'Asie Centrale, avec l'estimateur à effets-fixes-élèves, l'effet taille des classes semble persister. Enfin, l'effet taille des classes est toujours existant pour 6 pays dans le groupe des pays en développement, tandis qu'il était significatif pour 8 d'entre eux avec l'estimateur à effets aléatoires. De façon similaire aux colonnes précédentes, l'effet semble négatif pour tous les pays sauf la Malaisie. Pour seulement le Chili, l'estimateur à effets-fixes tend à augmenter l'amplitude de l'effet. La prise en compte d'effets-fixes-élèves ne corrige ainsi pas dans le même sens l'effet taille des classes. Cela dépend en grande partie du sens de l'effet (c'est-à-dire s'il est positif ou négatif).

5.2. ROBUSTESSE DES RÉSULTATS

Afin de vérifier la robustesse de nos résultats, nous procédons à trois types de vérification. En premier lieu, nous vérifions le biais possible suite à la possibilité de niveaux d'habiletés différents entre matières. En second lieu, nous introduisons des variables spécifiques aux enseignants afin de voir si les effets trouvés pour la taille des classes ne sont pas surestimés. Enfin, nous vérifions la robustesse des effets en estimant la fonction de production éducative avec un nombre de matières différentes pour les pays où au moins trois matières sont disponibles.

Comme indiqué dans la section précédente, si les niveaux d'habileté des élèves diffèrent entre matières et si *en moyenne* ces différences sont semblables entre individus, alors l'estimateur à effets-fixes-élèves peut être biaisé et peut reporter uniquement des différences moyennes d'habiletés des élèves entre matières. Notons que la probabilité d'un tel biais est faible car il faudrait qu'une *grande partie* des élèves aient un niveau d'habileté significativement *différent* entre matières et de manière identique pour chacun d'entre eux. L'idéal aurait été d'avoir des indicateurs d'habileté pour chaque matière et de contrôler les différences possibles entre matières. Malheureusement, de tels indicateurs ne sont pas disponibles. Il est toutefois possible d'utiliser une *proxy* des habiletés. Par exemple, si l'élève se sent davantage en phase avec une matière par rapport à une autre, s'il pense qu'il a des "facilités" dans cette matière et qu'il pense travailler moins pour mieux réussir en comparaison aux autres matières qu'il étudie, nous pouvons supposer que ces "facilités" peuvent

servir de mesure d'approximation du niveau d'habileté dans la matière considérée. Du fait de la richesse de la base de données TIMSS, un tel indicateur de "facilité" peut être construit. Celui-ci est calculé à partir de cinq questions posées directement à l'élève. Celles-ci sont détaillées en annexe. Il reste évident que le fait de demander à l'élève son propre niveau peut être source de biais, mais au vu des résultats que nous obtenons, il apparaît que les variables construites mesurent de façon assez précise le niveau de "facilités" de l'élève dans une matière. Par conséquent, comme il est possible d'avoir une mesure de "facilités" pour chaque matière évaluée, et puisque la valeur de chaque "facilité" évolue entre matières, il devient possible de l'introduire dans le modèle à effets-fixes-élèves et de voir dans quelle mesure il peut exister un biais dû à la possibilité de différences moyennes des habiletés entre matières. C'est ce que nous faisons dans la colonne (7) des TABLEAUX 5.9-5.11. Lorsque seule la forme quadratique de la taille des classes est significative, nous la ré-utilisons avec l'introduction de la variable de "facilités" pour comparer son coefficient. Pour la totalité des estimations, les coefficients associés à la variable de "facilités" sont significatifs et positifs. Cela signifie que les "facilités" des élèves leur permettent d'avoir de meilleurs résultats aux examens, ce qui semble assez logique. Mais ce qui nous intéresse est davantage la significativité de la variable de taille des classes. Il en ressort que l'amplitude de l'effet semble diminuer ou rester identique pour la plupart des pays. Mais pour tous les pays, l'effet taille des classes subsiste. Il apparaît donc qu'un biais de cette nature ne tend pas systématiquement à biaiser les coefficients associés à la taille des classes.

Une autre forme de biais est possible. Si d'autres variables de classe sont corrélées avec la variable de taille des classes, la relation significative trouvée dans les régressions avec effets-fixes-élèves peut être due en partie à l'absence de ces variables. Les autres variables qui changent de classe en classe laissent penser à des variables caractérisant les enseignants. Effectivement, mise à part la taille des classes, seuls les enseignants peuvent varier entre les classes d'une même école. Un exemple de biais possible est alors la possibilité qu'il existe une corrélation entre la taille des classes et les caractéristiques des enseignants. A titre d'exemple, si les proviseurs d'école tendent à surcharger les classes des enseignants les plus expérimentés et à réduire la taille des classes avec des enseignants débutants, nos coefficients trouvés peuvent renvoyer davantage à l'expérience des enseignants qu'à la taille des classes. Afin de vérifier le bien-fondé de cette hypothèse, nous décidons d'introduire dans l'estimation des variables caractérisant les enseignants. Celles-ci sont au nombre de quatre : le genre de l'enseignant, la détention d'un diplôme de niveau master ou davantage, le fait que l'enseignant ait plus de quarante ans et l'expérience de l'enseignant entrée sous une forme quadratique. Etant donné que les enseignants n'ont pas les mêmes caractéristiques entre les matières, il est possible d'inclure ces variables dans l'estimateur à effets-

fixes-élèves. Les résultats sont présentés dans la colonne (8). De manière similaire à l'inclusion des variables de "facilités", la significativité des coefficients n'est pas remise en cause pour la totalité des pays. L'amplitude des effets n'est pas non plus modifiée, ou lorsque c'est le cas, le plus souvent les coefficients sont plus élevés. Nous pouvons ainsi en déduire que les effets trouvés renvoient à de véritables effets relatifs à la taille des classes.

Nous poursuivons l'analyse de la robustesse des résultats en vérifiant la persistance des effets lorsque le nombre de matières est modifié. Il est possible par exemple que dans un pays où cinq matières sont utilisées pour la régression à effets-fixes-élèves, seule une matière est différemment distribuée au niveau des résultats, ce qui conduirait à conférer à un effet taille des classes, alors qu'il n'y a pas lieu d'être. Remarquons qu'en théorie, ce type de biais est peu probable dans la mesure où les scores sont standardisés pour chaque matière. Dans le TABLEAU 5.12 est présenté l'ensemble des résultats pour tous les pays ayant au moins trois matières utilisées dans les régressions. Comme un grand nombre de spécifications sont testées, les pays sont classés par ordre alphabétique. De façon générale, les résultats n'évoluent pas si l'on modifie le nombre de matières prises en compte. Etant donné que c'est surtout pour les pays de l'Europe de l'Est et de l'Asie Centrale que nous disposons de plus de deux matières, la robustesse des résultats ne peut être vérifiée principalement que pour ces pays. Deux pays à revenu élevé seulement ont plus de deux matières évaluées. Les résultats issus de la robustesse soulignent la persistance de l'absence de relation lorsque les effets-fixes-élèves sont pris en compte. Seul le Liban figure dans le tableau pour les pays en développement. Les résultats sont très robustes quelles que soient les matières prises en compte, même si la relation quadratique n'est plus significative avec deux matières. Si nous regardons désormais les pays de l'Europe de l'Est et d'Asie Centrale, les effets sont en grande majorité assez stables pour l'ensemble des pays. Les significativités disparaissent lorsque seules deux matières sont prises en compte, mais ceci ne concerne que 4 pays (Arménie, Serbie, Slovénie, Slovaquie). Pour autant, l'effet taille des classes trouvé pour la Hongrie apparaît fortement fragile, car il disparaît dès lors que le nombre de matières prises en compte est inférieur à cinq. Enfin, les résultats pour la Slovénie et la Slovaquie ne sont significatifs que pour la moitié des régressions, mais ceci peut s'expliquer notamment par la faible variation des classes entre les deux premières matières évaluées.

6. ÉLÉMENTS DE SYNTHÈSE

Dans cette section, nous discutons des effets relatifs à la modification de la taille des classes, de leur amplitude et des effets moyens pour chaque groupe de pays étudiés. En premier lieu, nous réestimons la fonction de production éducative en effectuant des groupes de pays. Comme précédemment, trois groupes de pays sont construits : les pays à revenu élevé, les pays de l'Europe de l'Est et les pays en développement. Etant donné que les coefficients trouvés pour l'Arménie et la Bulgarie sont plus proches des pays en développement que des pays de l'Europe de l'Est, nous préférons placer ces deux pays dans le groupe des pays en développement. Les groupements imposent que le même nombre de matières soit présent pour chaque pays inclus. Par conséquent, nous ne gardons que les deux premières matières pour la Belgique, la Hongrie et les Pays-Bas en ce qui concerne les pays à revenu élevé (pour la Belgique, nous ne gardons que les scores en mathématiques et en biologie). Pour les pays de l'Europe de l'Est, seules les 4 premières matières sont retenues. Par ailleurs, pour le Liban, l'Arménie et la Bulgarie, seules les 2 premières matières sont prises en compte. Enfin, en plus des variables indicatrices pour chaque matière évaluée, des variables indicatrices relatives à chaque pays sont incluses dans les estimations afin de contrôler les effets-fixes-pays.

Les résultats sont présentés dans le TABLEAU 5.13. Nous constatons que l'estimateur des MCO donne des résultats significatifs quel que soit le groupe de pays. L'effet taille des classes semble être positif pour les pays à revenu élevé et les pays de l'Europe de l'Est, tandis qu'il est négatif pour les pays en développement. L'amplitude des effets est la plus forte pour les pays développés. Lorsque les effets-fixes-écoles sont pris en compte, l'amplitude des effets diminue à l'exception des pays d'Europe de l'Est. Les résultats les plus intéressants sont figurés dans les colonnes suivantes qui présentent les estimations à effets-fixes-élèves. L'amplitude des coefficients est fortement diminuée pour les pays à revenu élevé et les pays en développement, tandis qu'elle est approximativement la même pour les pays de l'Europe de l'Est. Des relations quadratiques existent pour les trois groupes de pays, laissant supposer l'existence d'un seuil au-delà duquel l'effet s'inverse. Ces seuils sont de 24 élèves pour les pays développés, 46 élèves pour les pays de l'Europe de l'Est et de 47 élèves pour les pays en développement. Cela signifie par exemple qu'à partir de 24 élèves, l'effet de la taille des classes redevient positif pour les pays développés. Cependant, l'amplitude de l'effet est quasiment proche de zéro.

Afin de voir l'amplitude des effets lorsqu'ils sont significatifs, nous avons calculé pour chaque régression, l'effet taille des classes exprimé en écarts-types. Les résultats de tous les effets robustes trouvés dans les tableaux précédents sont synthétisés dans le TABLEAU 5.14. Nous

commençons tout d'abord par les effets des groupes de pays. Si l'on regarde les estimations standards avec les moindres carrés, les effets de la taille des classes semblent très élevés pour les pays développés, tandis qu'ils sont mitigés pour les pays en développement et très faibles pour les pays de l'Europe de l'Est. L'augmentation d'un écart-type de la taille des classes pour les pays à revenu élevé (soit environ 8 élèves) augmenterait la performance des élèves de plus de 0,15 écart-type. Or, dès lors que les effets-fixes-écoles sont pris en compte, l'amplitude baisse de 0,15 à 0,07. L'effet disparaît quasiment totalement une fois l'estimateur des effets-fixes-élèves utilisé : la diminution de 8 élèves de la taille des classes augmenterait le score des élèves de seulement 0,01 écart-type. L'effet est positif pour les pays de l'Europe de l'Est : l'augmentation de la taille des classes d'un écart-type (soit environ 7 élèves), augmente la performance des élèves de seulement 0,02 écart-type. Les résultats ne diffèrent pas pour les pays en développement où l'effet passe de -0,06 à -0,02 lorsque les effets-fixes-élèves sont pris en compte.

Dès lors que l'on analyse les pays séparément, deux constats s'imposent. En premier lieu, ni la nature, ni l'amplitude de l'effet de la taille des classes ne sont similaires entre les pays. Par ailleurs, même lorsque les effets sont présents, leur amplitude apparaît en grande majorité très faible. Sur les 34 pays étudiés, pour seulement 19 d'entre eux, un réel effet taille de classes existe (c'est-à-dire avec l'estimateur à effets-fixes-élèves). L'effet de la taille des classes semble relativement élevé pour seulement cinq pays (Moldavie, Slovaquie, Bahreïn, Chili et Malaisie). Tandis que l'effet est positif pour la Moldavie, la Slovaquie et la Malaisie, il est fortement négatif pour le Chili et Bahreïn. Sur les 34 pays étudiés, la politique de réduction de la taille des classes n'aurait d'effet significatif et d'amplitude forte que pour le Chili et Bahreïn. L'amplitude des effets reste très faible pour les autres pays. Dans le groupe des pays à revenu élevé, seules la Belgique, l'Ecosse et la Suède semblent détenir un effet assez fort de la taille des classes. Il faut remarquer que l'effet est déjà très élevé avec l'estimateur des moindres carrés (respectivement 0,15 ; 0,22 et 0,11 écart-type). Mais le signe de l'effet est positif et non négatif pour l'Ecosse et la Suède. Lorsque l'estimateur à effets-fixes-élèves est utilisé, aucun effet n'est mesuré pour l'Angleterre et les Etats-Unis. Les GRAPHIQUES 5.5 et 5.6 permettent d'observer dans quelle mesure les effets de la taille des classes sur la performance des élèves varient par rapport à la taille des classes des pays. Dans le GRAPHIQUE 5.5, nous pouvons constater une relation négative entre l'effet taille des classes trouvé avec l'estimateur des moindres carrés exprimé en écart-type et la taille des classes. Cette relation est toutefois assez faible puisque le coefficient de corrélation n'avoisine que 0,2. Lorsque l'estimateur à effets-fixes-élèves est utilisé, la relation devient au contraire positive et le coefficient de corrélation est égal à 0,35. Plus la taille des classes serait élevée, plus l'effet de sa modification tendrait à être élevée. Il reste évident qu'ici la relation n'est pas parfaite et qu'il subsiste des différences d'amplitudes à taille des classes similaire. Par exemple, la taille des classes est assez

proche entre la Serbie et la Slovaquie, pourtant l'effet du changement de celle-ci varie fortement entre les deux pays. La variation de la taille des classes semble jouer négativement sur l'amplitude de l'effet du changement d'un écart-type de la taille des classes : plus la taille des classes serait homogène dans le pays, plus son effet se ferait sentir suite à une modification de celle-ci. Ce résultat est assez contre-intuitif dans la mesure où si la variation de la taille des classes est élevée, on aurait supposé qu'une plus grande variation de celle-ci aurait causé une plus grande amplitude de la variation sur la performance scolaire. Il faut ici néanmoins souligner de nouveau l'absence d'une relation parfaite.

7. CONCLUSION

L'impact sur la performance scolaire d'une réduction de la taille des classes reste une question épineuse pour les économistes et décideurs politiques. Si la réduction de la taille des classes pouvait apporter un surplus de savoirs et compétences aux élèves, les décideurs seraient tentés d'agir en ce sens. Or, la littérature récente sur ce domaine laisse perplexes autant les économistes que les décideurs politiques. Dans son travail de méta analyse, Hanushek (1997, 2006) montre de façon nette à quel point il n'existe aucune relation unique et forte entre la taille des classes et la performance scolaire.

Dans cette étude, nous tentons de vérifier la véracité de cette hypothèse. Pour ce faire, nous mesurons l'effet de la taille des classes sur la performance des élèves dans les matières scientifiques (mathématiques, sciences, physique, chimie, etc.). L'estimation d'une fonction de production éducative est entreprise. Les biais d'estimation sont nombreux dans ce type de spécification. Par exemple, il est tout à fait possible que les familles aisées tendent à envoyer leurs enfants dans des écoles ou classes spécifiques. Si ces classes sont moins nombreuses que les classes des autres élèves, un effet négatif peut être trouvé, mais il ne sera peut-être dû qu'au niveau économique des parents. Il faut donc parvenir à séparer ces effets du réel impact de la taille des classes sur la performance des élèves.

Nous procédons en plusieurs étapes. Tout d'abord, l'estimation standard renvoie à un effet significatif de la taille des classes pour 25 pays sur les 34 étudiés. L'amplitude de l'impact est plutôt élevée pour les pays. En moyenne, l'augmentation de 8 élèves de la taille des classes entraîne une augmentation de 0,14 écart-types les résultats aux tests des élèves issus des pays à revenu élevé. L'effet est plus circonscrit pour les pays de l'Europe de l'Est où en moyenne l'augmentation est de 0,02 écart-type. Sans prise en compte des biais d'estimation, l'effet semble négatif pour les pays en développement, mais son amplitude n'est pas pour autant très forte (seulement 0,6 écart-types). L'innovation de notre chapitre est la prise en compte des effets-fixes-

élèves, c'est-à-dire que nous estimons l'impact de la *différence* de la taille des classes entre plusieurs matières sur la *différence* du score d'un élève dans ces mêmes matières. En faisant ainsi, nous purgeons l'ensemble des variables inobservables à tous les niveaux (élève, classe et école), à condition que celles-ci ne varient pas entre les matières. Plusieurs tests de robustesse sont effectués afin de confirmer les résultats obtenus. L'estimation de la fonction de production éducative nous permet de conclure à un effet significatif de la taille des classes pour 18 pays sur les 32 étudiés. Cependant, même si des effets significatifs persistent une fois les effets-fixes-élèves pris en compte, l'amplitude de ceux-ci est très faible. En moyenne, la réduction de 9 élèves de la taille des classes pour les pays en développement permet l'augmentation des scores de seulement 0,02 écart-type. Les effets pour les autres groupes de pays sont de même amplitude en valeur absolue. Seuls cinq pays ont apparemment un effet de taille des classes assez élevé (Moldavie, Slovaquie, Bahrein, Chili et Malaisie). La nature de l'effet change néanmoins selon les pays.

Notre étude confirme ainsi la principale conclusion que Hanushek (2006) tire dans son travail de synthèse : la taille des classes n'a pas d'effet significatif suffisamment fort pour espérer obtenir de réels gains en terme de performance scolaire. Au vu des coûts économiques qu'une réduction de la taille des classes engendre, il est légitime de se demander dans quelle mesure d'autres formes de politiques éducatives peuvent être plus judicieuses. L'investissement en livres scolaires, mais également la mise en valeur des enseignants, de leurs pratiques d'enseignement seraient plus judicieux qu'une simple modification de la taille des classes. Assurément, la dimension pédagogique, souvent ignorée des économistes, reste la pierre angulaire de la performance scolaire. Des analyses complémentaires dans ce domaine sont présentées dans le chapitre suivant.

BIBLIOGRAPHIE

Ammermüller, A., Dolton, P. (2007), "Pupil-teacher gender interaction effects on scholastic outcomes in England and the USA", Center for European Economic Research (ZEW) Discussion Paper 06-060.

Angrist, J.D., Lavy, V. (1999), "Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), p.533-575.

Aslam, M., Kingdon, G. (2007), "What can Teachers do to Raise Pupil Achievement?", *CSAE Working Papers Series*, 2007-14.

Dee, T. (2005), "Teachers and Gender Gaps in Student Achievement", NBER Working Paper 11660.

Finn, J.D., Achilles, C.M. (1990), "Answers and questions about class size: A statewide experiment", *American Educational Research Journal*, 27(3), p.557-577.

Hattie, J. (2005), "The Paradox of Reducing Class Size and Improving Learning Outcomes", *International Journal of Educational Research*, 43, p.387-425.

Hanushek, E.A. (1997), "Assessing the effects of school resources on student performance: An Update", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19(2), p.141-164.

Hanushek, E.A. (2006), "School Resources" in E.A. Hanushek and F. Welch (Eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier Edition, Chapter 4, p.865-908.

Hanushek, E.A., Luque, J.A. (2003), "Efficiency et Equity in Schools around the World", *Economics of Education Review*, 22(5), p.481-502.

Holmlund, H., Sund, K. (2005), "Is the Gender Gap in School Performance Affected by the Sex of the Teacher?", Swedish Institute for Social Research (SOFI) Working Paper 5.

Hoxby, C.M. (2000), "The effect of class size on student achievement: New evidence from population variation", *Quarterly Journal of Economics*, 115(3), p.1239-1285.

Kingdon, G. (2006), "Teacher characteristics and student performance in India: A pupil fixed effects approach", *GPRG Working Paper Series*, 59.

Kremer, M. (2003), "Randomized evaluations of educational programs in developing countries: Some lessons", *American Economic Review*, 93(2), p.102-106.

Krueger, A. (1999), "Experimental estimates of education production functions", *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), p.497-532.

Krueger, A. (2002), "Understanding the magnitude and effect of class size on student achievement", in: Mishel, L., Rothstein, R. (eds), *The Class Size Debate*, Economic Policy Institute, Washington, DC, p.7-35.

Meuret, D. (2001), *Les recherches sur la réduction de la taille des classes*, Rapport pour le Haut Conseil de l'évaluation, Paris.

Mosteller, F. (1995), "The Tennessee study class size in the early school grades", *The Future of Children*, 5(2), p.113-127.

Picketty, T. (2004), "L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire dans les écoles françaises : une estimation à partir du panel primaire 1997", mimeo, EHESS, PSE.

Todd, P.E., Wolpin, K.I. (2003), "On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement", *The Economic Journal*, 113(485), p.F3-F33.

Wößmann, L., West, M. (2006), "Class-size effects in school systems around the world : Evidence from between-grade variation in TIMSS", *European Economic Review*, 50, p.695-736.

ANNEXE

MESURE DES NIVEAUX DE "FACILITÉS" DES ÉLÈVES

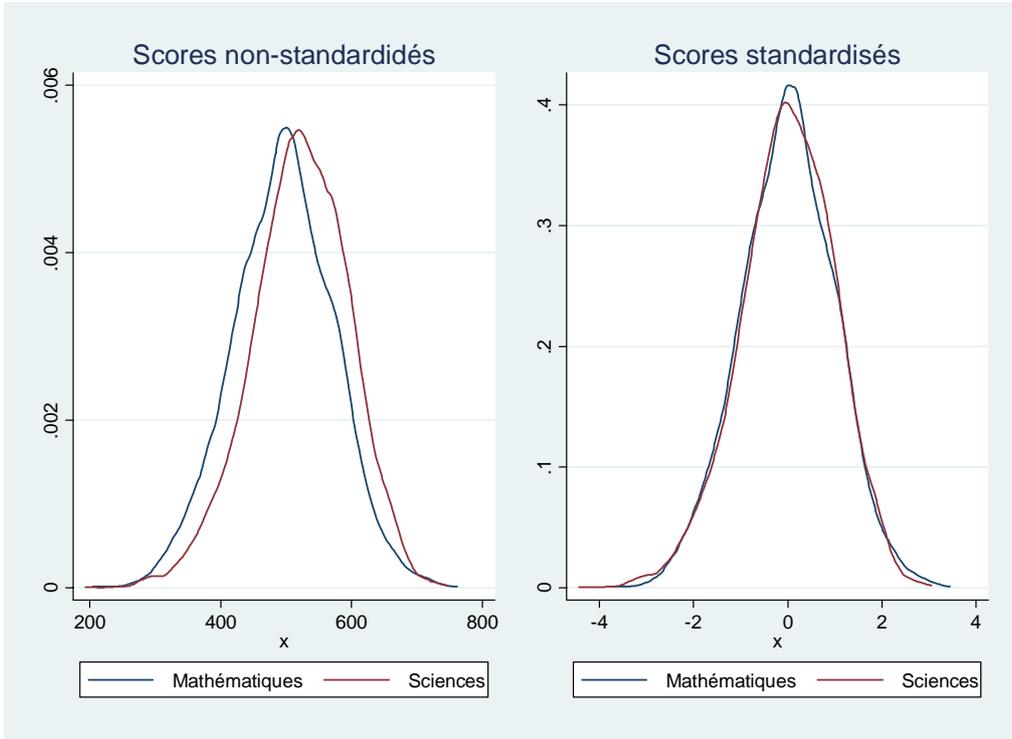
Comme indiqué dans le texte, afin de prendre en compte le niveau d'habilité des élèves et vérifier si les données sont biaisées, nous avons recours à une *proxy* de l'habilité des élèves. Cette proxy est calculée à partir de 4 questions posées directement à l'élève pour chaque matière évaluée. Comme l'élève doit répondre à chaque matière, le niveau "facilité" ainsi construit varie entre les matières.

Le coefficient de "facilités" varie entre 1 et 10 et il dépend de 4 variables détaillées ci-dessous. Les réponses possibles de l'élève sont basées sur une échelle de Likert à quatre occurrences (tout à fait d'accord, assez d'accord, pas trop d'accord, pas d'accord du tout). :

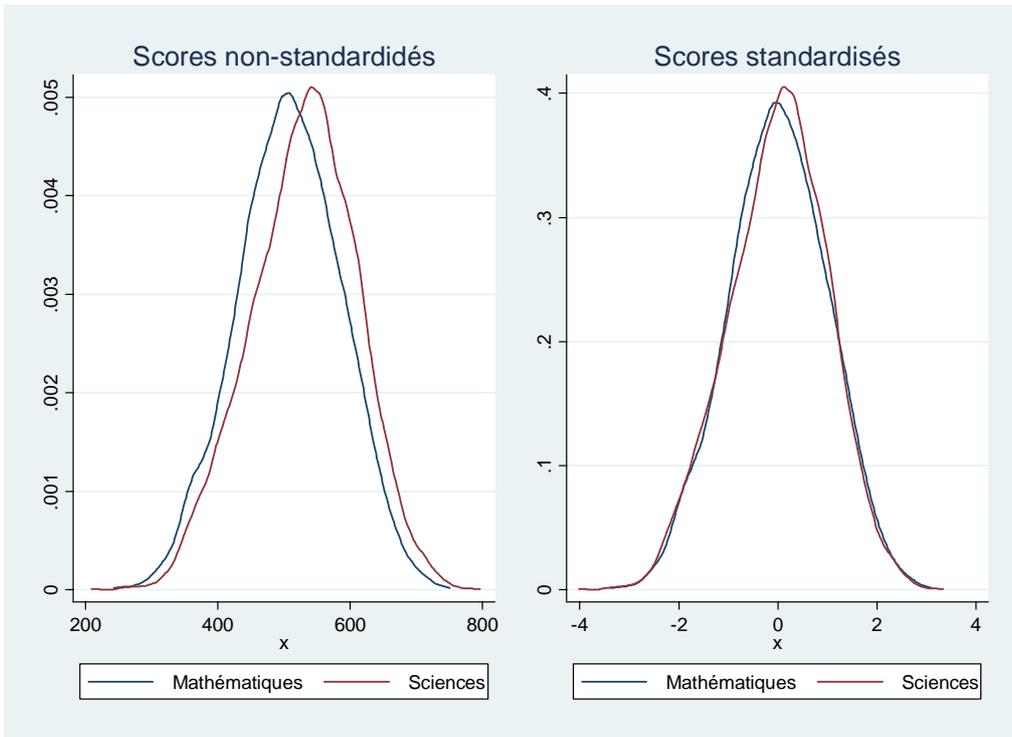
- "Je réussis généralement assez bien dans [cette matière]"
- "[Cette matière] est plus difficile pour moi en comparaison aux autres matières qui me sont enseignées"
- "[Cette matière] ne m'intéresse pas trop"
- "Je comprends rapidement [cette matière]"

Un score de 1 à 4 est donné pour chaque question, la valeur la plus élevée correspondant à la réponse "tout à fait d'accord". Le coefficient de "facilité" est calculé en effectuant la moyenne arithmétique des scores obtenus. Comme le score final doit être compris entre 0 et 10, nous procédons à un ré-ajustement de celui-ci en le multipliant par 10/16.

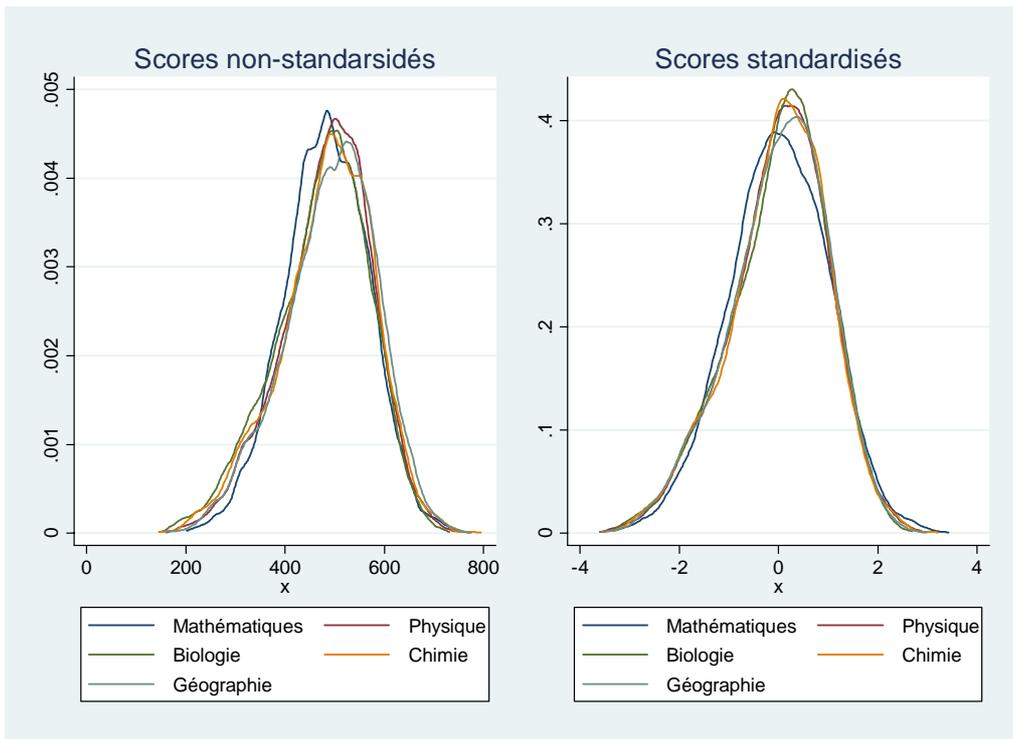
GRAPHIQUE 5.1
DENSITÉS DE KERNELL POUR LES SCORES DE L'AUSTRALIE



GRAPHIQUE 5.2
DENSITÉS DE KERNELL POUR LES SCORES DES ETATS-UNIS



GRAPHIQUE 5.3
DENSITÉS DE KERNELL POUR LES SCORES DE LA BULGARIE



GRAPHIQUE 5.4
DENSITÉS DE KERNELL POUR LES SCORES DE L'EGYPTE

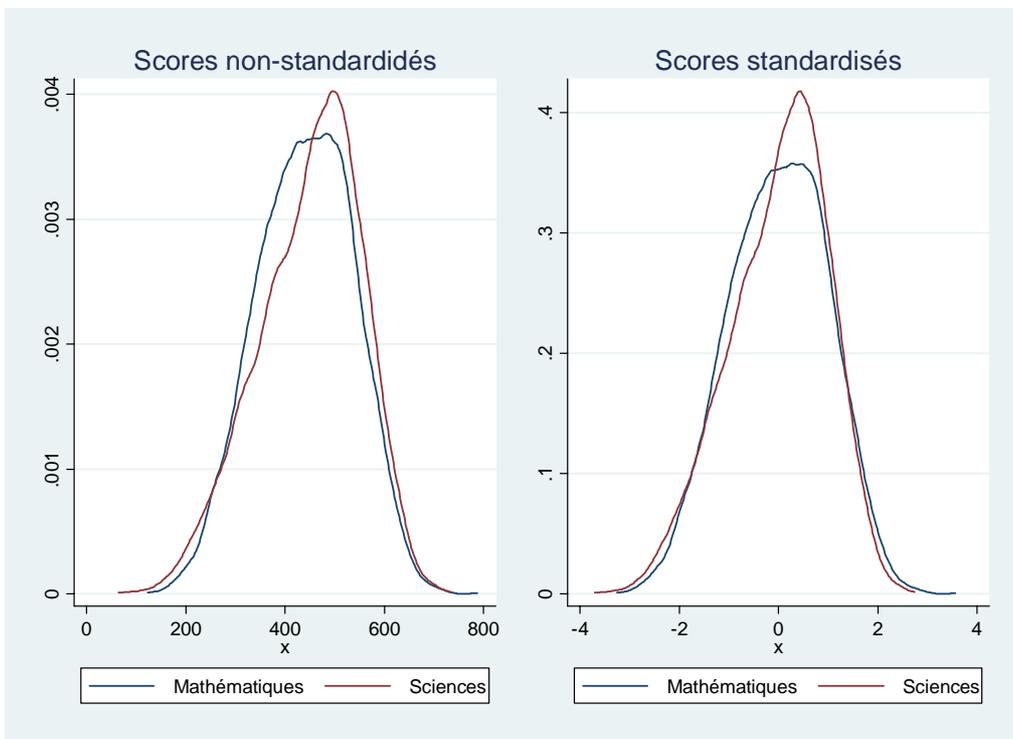


TABLEAU 5.1
**VARIATION DE LA TAILLE DES CLASSES ET DE LA PERFORMANCE SCOLAIRE,
 ÉTATS-UNIS (1970-2000)**

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	Variation 1970-2000
Taille des classes primaires	21,80	22,50	20,10	19,60	18,50	16,00	15,00	-31%
Taille des classes secondaires	19,40	18,50	13,60	13,40	14,30	15,00	15,00	-23%
NAEP Math-9 ans	219	219	219	222	230	224	228	4%
NAEP Math-13 ans	266	264	269	269	270	272	275	3%
NAEP Maths-17 ans	304	300	298	302	304	304	301	-1%

TABLEAU 5.2
SYNTHÈSE DES ESTIMATIONS SUR L'EFFET TAILLE DES CLASSES

	Nombre d'études/Pays	Effet significatif		Effet non significatif
		Positif	Négatif	
Etats-Unis				
Total	276	14 %	14 %	72 %
Echantillons sur un Etat	157	11 %	18 %	71 %
Echantillons sur plusieurs Etats	119	18 %	8 %	74 %
Effets désagrégés par Etat	109	14 %	8 %	78 %
Effets agrégés au niveau Etat	10	60 %	0 %	40 %
Pays développés				
Pays développés	33	52 %	6 %	42 %
Pays en développement				
Pays en développement	30	27 %	27 %	46 %

Note : Tableau repris et modifié de Hanushek (2006), à partir du tableau 4 p.892 (Partie A) , tableau 6 p.897 (Première ligne) et tableau 7 (Première ligne). Les proportions de la ligne concernant les pays développés ont été calculées à partir du tableau 7 qui ne recense qu'une seule étude (Hanushek et Luque, 2003).

TABLEAU 5.3
SCORES DES PAYS PAR MATIÈRES

<i>Pays</i>	<i>Matières</i>	<i>Scores de performance</i>					
		MAT	SCI	PHY	BIO	CHI	GEO
Afrique du Sud	2	268 (102)	248 (126)				
Angleterre	2	490 (74)	537 (75)				
Arménie	5	480 (83)		482 (74)	454 (85)	467 (102)	464 (91)
Australie	2	495 (78)	522 (75)				
Bahrain	2	404 (76)	439 (74)				
Belgique (Fl.)	3	544 (69)			543 (57)		522 (63)
Botswana	2	366 (70)	362 (86)				
Bulgarie	5	484 (85)		480 (83)	469 (88)	484 (89)	487 (87)
Chili	2	398 (84)	419 (85)				
Chypre	4	461 (80)		449 (75)		441 (78)	447 (77)
Corée du Sud	2	586 (84)	558 (71)				
Ecosse	2	500 (73)	512 (75)				
Egypte	2	439 (97)	449 (104)				
Estonie	5	534 (68)		547 (64)	547 (64)	553 (60)	558 (72)
Etats-Unis	2	504 (79)	526 (81)				
Hong Kong	2	587 (70)	556 (65)				
Hongrie	2	533 (79)		540 (76)	539 (72)	563 (76)	539 (75)
Iran	2	415 (75)	455 (73)				
Jordanie	2	423 (88)	473 (89)				
Lettonie	4	517 (72)		515 (62)	516 (65)	523 (73)	
Liban	3	439 (66)		434 (80)		448 (89)	
Lituanie	5	507 (76)		520 (62)	520 (70)	536 (70)	515 (76)
Macédoine	5	437 (88)		457 (82)	450 (95)	466 (100)	441 (100)
Malaisie	2	509 (67)	509 (71)				
Moldavie	4	460 (79)		479 (75)	474 (69)	510 (78)	467 (79)
N. Zélande	2	488 (76)	515 (75)				
Palestine	2	391 (91)	436 (93)				
Pays-Bas	3	541 (68)			543 (59)		541 (57)
Roumanie	5	480 (88)		475 (81)	477 (90)	472 (94)	472 (94)
Serbie	5	479 (89)		474 (85)	468 (85)	475 (90)	473 (94)
Slovaquie	5	522 (87)		531 (76)	526 (79)	529 (79)	537 (86)
Slovénie	4	494 (70)		508 (58)	520 (70)	533 (70)	
Suède	2	500 (72)	522 (77)				
Tunisie	2	411 (60)	403 (60)				

TABLEAU 5.4 (PARTIE 1/2)
STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES VARIABLES DE CONTRÔLE

	ARM	AUS	BFL	BHR	BWA	BGL	CHL	CYP	EGY	ENG	EST	HKG	HUN	IRN	JOR	KOR	LTV
Âge (en mois)	244,6	179,8	176,1	176,2	194,5	185,7	183,7	172,3	179,1	177,6	188,8	178,7	182,7	180,8	174,0	183,2	187,3
Genre (1=Féminin)	53,0	51,5	52,5	48,3	51,5	48,9	49,6	48,6	47,0	50,5	49,0	50,5	50,2	41,6	50,8	48,0	51,1
Langue nationale parlée à la maison																	
1=Toujours	79,9	83,4	77,1	65,6	4,8	81,8	87,0	78,0	56,8	88,1	90,0	77,2	94,6	55,4	71,6	70,1	77,6
2=Souvent	16,0	10,2	11,2	15,1	5,9	10,8	8,8	14,0	16,8	9,3	7,6	15,1	4,6	9,6	13,1	28,6	15,0
3=Parfois	3,6	5,4	8,2	15,0	80,3	6,3	3,7	6,1	22,9	2,1	1,7	6,5	0,4	20,7	11,6	1,2	5,5
4=Jamais	0,5	1,0	3,5	4,2	9,1	1,1	0,8	2,0	3,5	0,6	0,6	1,3	0,3	14,3	3,7	0,1	2,0
Livres à la maison																	
Moins de 10	14,6	5,2	12,6	11,3	49,4	11,2	19,6	11,1	25,9	11,3	2,6	27,4	4,3	38,6	23,2	15,2	3,2
11-25	22,5	10,3	24,3	25,9	29,4	14,0	33,9	27,6	35,0	16,3	10,8	28,0	13,3	30,5	32,8	10,2	10,5
26-100	29,2	29,4	35,2	31,0	12,8	24,8	30,0	34,9	22,3	28,0	22,4	26,7	27,9	17,7	27,4	33,2	30,2
101-200	14,0	23,5	15,7	14,3	4,4	18,2	9,3	15,5	8,7	18,1	17,7	8,7	21,4	5,5	7,6	22,7	26,0
Plus de 200	19,8	31,6	12,1	17,5	3,9	31,8	7,2	10,8	8,0	26,3	46,6	9,2	33,0	7,8	9,1	18,7	30,1
Possède un ordinateur	20,1	95,0	95,1	80,9	15,4	41,0	47,3	82,0	34,3	94,8	69,0	96,9	75,8	27,7	40,2	97,8	48,2
Mère née dans le pays	92,8	69,8	87,8	80,8	94,8	98,3	98,4	89,0	89,1	88,7	80,9	50,5	97,2	95,6	74,4	99,8	80,8
Père né dans le pays	93,6	67,5	87,0	83,9	93,2	98,3	97,8	90,7	87,2	87,6	80,8	53,7	97,5	96,8	70,6	99,9	79,5
Elève né dans le pays	95,8	86,8	93,7	89,2	96,4	94,7	95,5	87,4	78,6	93,8	96,3	73,9	97,0	98,5	75,4	98,7	95,7
Education des parents																	
Université	52,9	28,8	26,8	35,1	9,0	33,2	24,6	28,2	44,9	30,8	41,6	13,1	39,0	11,1	33,8	35,7	48,1
Supérieur technique	21,2	26,8	27,1	6,2	14,1	35,4	10,1	13,8	n,a,	13,2	38,3	11,9	n,a,	9,9	15,2	14,6	31,9
Niveau 2 second.	23,0	26,4	30,0	22,1	15,2	25,3	29,5	36,3	8,9	48,3	18,2	35,4	47,5	14,6	31,5	40,9	20,6
Niveau 1 second.	2,1	14,8	11,1	19,9	20,1	4,7	27,2	14,9	21,3	7,7	1,9	24,6	13,2	21,7	12,0	6,4	0,4
Primaire ou moins	0,9	3,2	4,9	16,6	41,6	1,4	8,6	6,8	24,9	n,a,	0,1	15,1	0,3	42,7	7,6	2,5	8,9
Taille de la ville																	
Plus que 500 000	17,4	32,6	2,9	8,7	2,2	15,0	24,8	n,a,	27,0	15,8	3,6	36,7	14,2	26,4	23,2	50,7	29,0
100 001-500000	10,1	19,5	8,0	4,3	2,9	21,6	30,6	20,3	12,8	22,2	27,9	52,3	14,9	19,5	6,6	26,1	7,2
50 001-100 000	6,0	12,4	16,8	11,5	11,7	16,9	15,7	19,5	12,6	27,7	12,3	3,2	7,6	10,2	12,2	8,7	7,5
15 001-50 000	15,5	15,7	53,7	32,0	25,0	14,4	14,5	12,9	17,4	14,5	18,5	7,8	23,5	10,5	18,2	9,9	13,5
3 001-15 000	36,3	13,5	18,6	34,4	34,3	16,9	8,5	44,3	22,7	17,5	24,3	n,a,	23,4	16,2	29,6	3,7	25,9
Moins de 3,000	14,7	6,3	0,0	9,1	24,0	15,3	5,8	3,0	7,6	2,4	13,4	n,a,	16,4	17,2	10,2	1,0	16,9
Ordinateurs dans l'école	9,5	118,4	47,3	16,5	15,6	12,7	18,3	23,0	9,7	200,0	25,6	93,6	19,8	0,9	16,1	56,9	24,4

Note : ARM = Arménie ; AUS = Australie ; BFL = Belgique (Fl.) ; BGL = Bulgarie ; BHR = Bahreïn ; BWA = Botswana ; CHL = Chili ; CYP = Chypre ; EGY = Egypte ; ENG = Angleterre ; EST = Estonie ; HKG = Hong-Kong ; HUN = Hongrie ; IRN = Iran ; JOR = Jordanie ; KOR = Corée du Sud ; LTV = Lettonie.

TABLEAU 5.4 (PARTIE 2/2)
STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR LES VARIABLES DE CONTROLE

	LBN	LIT	MKD	MAL	MOL	NLD	NZL	PSE	ROM	SCO	SER	SVK	SLO	SWE	ZAF	TUN	USA
Âge (en mois)	181,3	186,3	182,5	186,0	185,9	178,9	181,7	176,8	186,6	172,1	185,4	178,7	173,5	185,7	193,7	184,7	178,1
Genre (1=Féminin)	57,3	50,0	49,3	57,8	51,4	49,2	50,8	53,4	51,8	50,9	48,7	48,8	49,5	50,7	50,6	52,7	52,0
Langue nat. parlée à la maison																	
1=Toujours	4,9	88,3	88,8	50,4	68,3	83,1	80,2	73,4	86,1	92,0	93,0	79,8	80,7	82,5	20,7	50,9	82,6
2=Souvent	11,8	9,5	4,2	14,8	18,3	12,0	13,0	11,1	8,7	4,7	5,0	12,5	10,9	10,3	9,2	13,2	10,6
3=Parfois	68,6	1,6	5,1	27,9	12,0	4,3	5,9	13,1	3,4	2,5	1,6	6,2	6,0	5,9	57,2	27,3	5,5
4=Jamais	14,7	0,6	1,9	6,9	1,4	0,6	1,0	2,4	1,8	0,9	0,4	1,5	2,4	1,3	12,8	8,6	1,4
Livres à la maison																	
Moins de 10	21,5	9,0	16,5	17,1	21,3	9,3	8,9	26,1	16,4	16,1	19,7	4,1	7,6	6,7	43,7	23,3	13,0
11-25	34,7	27,1	39,5	40,1	36,1	17,8	14,9	36,4	24,2	20,5	37,5	20,5	26,2	13,8	32,3	44,3	17,8
26-100	27,2	35,7	28,3	28,2	24,8	31,7	30,4	24,7	30,8	29,3	26,8	39,7	38,6	27,8	13,7	22,4	27,6
101-200	8,1	15,7	7,9	8,9	9,5	20,1	21,1	6,2	14,7	16,7	9,0	20,3	15,2	20,5	4,6	6,4	18,1
Plus de 200	8,4	12,6	7,8	5,7	8,2	21,2	24,8	6,6	13,9	17,4	7,0	15,5	12,4	31,2	5,7	3,6	23,4
Possède un ordinateur	60,4	51,8	42,6	56,8	19,9	98,4	89,6	41,9	36,3	91,1	45,3	69,9	86,9	97,7	36,7	22,7	93,1
Mère née dans le pays	92,8	95,3	93,7	96,2	91,0	86,4	76,3	90,8	99,5	94,6	84,8	96,0	84,7	79,9	92,1	99,5	84,7
Père née dans le pays	94,3	93,1	94,4	96,6	89,5	84,9	74,6	93,4	99,1	94,9	86,9	95,7	83,3	79,8	89,7	99,4	83,9
Elève née dans le pays	88,1	96,1	92,5	95,1	88,0	93,1	86,4	76,3	98,1	94,7	89,8	96,9	95,8	89,7	66,8	99,5	90,9
Education des parents																	
Université	20,1	40,0	23,5	10,9	37,8	22,7	28,2	28,1	20,4	48,1	21,3	39,5	25,0	48,7	10,4	10,8	56,0
Supérieur technique	22,5	29,9	18,8	19,8	16,7	32,6	30,3	12,3	17,4	25,6	67,3	n,a,	31,1	17,8	13,2	12,2	9,4
Niveau 2 second.	19,2	27,7	41,9	27,3	20,3	42,0	33,7	36,1	46,5	20,9	2,1	58,9	35,6	21,6	29,7	16,0	25,1
Niveau 1 second.	14,6	1,6	10,6	24,5	15,4	n,a,	5,1	17,7	9,7	5,4	8,2	1,4	7,5	8,9	17,8	17,2	6,1
Primaire ou moins	23,7	0,8	5,3	17,5	9,8	2,6	2,6	5,9	6,0	n,a,	1,2	0,2	0,8	3,1	28,9	43,7	3,5
Taille de la ville																	
Plus que 500 000	21,5	8,2	13,1	9,8	19,5	5,1	18,5	6,3	18,4	8,2	10,2	3,0	3,1	8,2	12,5	2,8	12,5
100 001-500000	12,5	25,1	4,4	16,2	4,3	24,2	18,6	14,2	24,0	12,7	16,0	9,1	13,7	21,1	8,7	4,8	12,4
50 001-100 000	8,3	6,9	18,8	16,5	n,a,	20,8	10,4	20,0	9,1	14,0	13,4	13,8	1,2	12,2	13,5	12,9	13,7
15 001-50 000	18,7	21,1	19,1	25,5	17,8	44,9	17,7	19,9	14,8	26,5	29,6	29,9	13,9	30,5	24,1	41,9	30,9
3 001-15 000	25,7	23,1	36,3	29,5	38,8	5,0	22,7	31,3	14,3	34,0	22,2	23,0	38,4	21,4	29,8	37,7	21,6
Moins de 3,000	13,3	15,6	8,4	2,5	19,5	n,a,	12,2	8,3	19,5	4,7	8,8	21,2	29,7	6,7	11,4	n,a,	9,0
Ordina. dans l'école	18,4	22,0	4,7	15,6	18,8	67,8	90,4	8,9	12,3	203,0	8,1	9,4	15,9	33,3	7,9	7,9)	92,4

Note : LBN = Liban ; LIT = Lituanie ; LTV = Lettonie ; MOL = Moldovie ; MKD = Macédoine ; MAL = Malaisie ; NLD = Pays-Bas ; NZL = N. Zélande ; PSE = Palestine ; ROM = Roumanie ; SER = Serbie ; SCO = Ecosse ; SVK = Slovaquie ; SLO = Slovénie ; SWE = Suède ; TUN = Tunisie ; USA = Etats-Unis ; ZAF = Afrique du Sud.

TABLEAU 5.5
ECHANTILLONS UTILISÉS DANS LES RÉGRESSIONS PAR MATIÈRES

Pays	MAT	SCI	PHY	BIO	CHI	GEO
Afrique du Sud	6202	6134				
Angleterre	2003	2195				
Arménie	4343		4817	3132	4242	2926
Australie	4481	3922				
Bahrain	3988	4088				
Belgique (Fl.)	4618			3999		3988
Botswana	4527	4474				
Bulgarie	3806		3144	2722	2889	2714
Chili	6632	6249				
Chypre	3836		3341		4337	3328
Corée du Sud	3716	3909				
Ecosse	2988	2213				
Egypte	6791	6969				
Estonie	4087		3288	3241	2781	3040
Etats-Unis	7504	6419				
Hong-Kong	4900	4729				
Hongrie	3144		3022	2884	2894	2870
Iran	4827	4829				
Jordanie	4330	4465				
Lettonie	3266		2680	2789	2281	
Liban	3553		1508		1552	
Lituanie	4494		4270	4005	3991	4045
Macédoine	3667		3568	3474	3405	3498
Malaisie	5290	5210				
Moldavie	2860		2703			2507
N. Zélande	3390	3406				
Palestine	5107	5161				
Pays-Bas	2843			2126	2351	
Roumanie	3796		3751	3707	3892	3651
Serbie	3899		3746	3644	3804	3786
Slovaquie	4111		3718	3005	3275	3053
Slovénie	3341		3289	3282	3322	
Suède	2321	2339				
Tunisie	4332	4702				

Note : MAT = "Mathématiques", SCI = "Sciences", PHY = "Physique", BIO = "Biologie", CHI = "Chimie", GEO = "Géographie".

TABLEAU 5.6
RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS PAR MATIÈRES POUR LES PAYS DÉVELOPPÉS

Pays	Matières	Mathématiques (1)	Sciences (2)	Physique (3)	Biologie (4)	Chimie (5)	Géographie (6)	Taille de classe
Australie	2	-0,0272* (8,52)	-0,0002 (0,07)					26,07 (4,71)
Angleterre	2	0,0536* (20,23)	0,0073† (2,17)					27,54 (5,51)
Belgique (Fl.)	3	0,0575* (16,99)			0,0179* (4,65)		0,0209* (5,91)	
Corée du Sud	4	-0,0043 (1,16)	-0,0021 (0,53)					37,20 (5,34)
Ecosse	3	0,0612* (21,62)	0,0067‡ (1,88)					23,72 (7,16)
Etats-Unis	2	0,0048* (2,70)	-0,0018 (1,21)					24,72 (6,75)
Hong-Kong	2	0,0520* (15,32)	0,0880* (17,10)					39,59 (4,06)
Hongrie	3	0,0151* (5,34)		0,0081† (2,23)	0,0214* (6,03)	0,0094* (2,82)	0,0133* (3,91)	23,80 (5,56)
N. Zélande	2	0,0176* (5,10)	0,0240* (6,25)					25,88 (4,91)
Pays-Bas	5	0,0750* (15,68)		0,0663* (11,53)	0,0256* (5,33)			26,01 (3,74)
Suède	2	0,0353* (10,15)	0,0078* (3,23)					21,31 (7,22)

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %. Le nombre d'observations utilisées dans chaque régression est présent dans le tableau 6.6.

TABLEAU 5.7
RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS PAR MATIÈRES POUR LES PAYS DE L'EUROPE DE L'EST ET D'ASIE CENTRALE

Pays	Matières	Mathématiques (1)	Physique (2)	Biologie (3)	Chimie (4)	Géographie (5)	Taille de classe
Arménie	5	-0,0059* (3,85)	-0,0046* (3,42)	-0,0054* (3,75)	-0,0039* (3,11)	-0,0092* (5,72)	31,79 (11,66)
Bulgarie	5	-0,0018 (0,55)	-0,0226* (7,00)	-0,0295* (7,63)	-0,0247* (7,15)	-0,0345* (8,76)	23,15 (5,21)
Chypre	4	-0,0073 (1,44)	-0,0046 (0,74)		-0,0020 (0,94)	-0,0072 (1,10)	25,07 (4,88)
Estonie	5	0,0015 (0,70)	0,0151* (3,90)	0,0031‡ (1,66)	0,0169* (4,08)	0,0065‡ (1,64)	29,24 (6,95)
Lettonie	4	0,0054† (1,95)	0,0050* (3,43)	0,0006 (0,36)	0,0036† (2,27)		29,40 (12,29)
Lituanie	5	0,0091† (2,34)	0,0062‡ (1,76)	0,0059 (1,46)	-0,0037 (1,01)	0,0096† (2,27)	26,39 (4,52)
Macédoine	5	-0,0011 (0,36)	-0,0070† (2,42)	-0,0036 (1,20)	-0,0104* (3,43)	-0,0089* (2,86)	28,14 (5,19)
Moldavie	3	0,0094* (2,68)	0,0012 (0,43)	0,0149† (2,24)	0,0079 (1,48)	0,0245* (4,95)	26,51 (8,37)
Roumanie	5	0,0004 (0,13)	-0,0006 (0,18)	0,0013 (0,41)	-0,0053‡ (1,82)	-0,0023 (0,72)	25,06 (5,45)
Serbie	5	0,0046 (1,41)	0,0113* (3,36)	0,0022 (0,90)	0,0019 (0,76)	0,0046‡ (1,92)	26,68 (6,26)
Slovaquie	5	0,0233* (8,91)	0,0138* (4,90)	0,0190* (5,96)	0,0238* (7,39)	0,0199* (5,93)	25,80 (5,08)
Slovénie	4	-0,0031 (1,03)	-0,0021 (0,36)	-0,0050 (0,88)	-0,0028 (0,50)		22,07 (4,09)

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t robustes de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %. Le nombre d'observations utilisées dans chaque régression est présent dans le tableau 6.6.

TABLEAU 5.8
RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS PAR MATIÈRES POUR LES PAYS EN DEVELOPPEMENT

Pays	Matières	Mathématiques (1)	Sciences (2)	Physique (3)	Biologie (4)	Chimie (5)	Géographie (6)	Taille de classe
Afrique du Sud	2	-0,0057* (8,53)	-0,0057* (8,09)					45,03 (14,70)
Bahrain	2	-0,0294* (8,41)	-0,0114* (3,10)					30,70 (5,16)
Botswana	2	-0,0183* (5,77)	-0,0103* (3,48)					37,13 (4,84)
Chili	2	-0,0077* (5,42)	-0,0105* (6,91)					35,43 (7,34)
Egypte	2	-0,0023‡ (1,66)	-0,0052* (4,24)					37,40 (7,86)
Iran	2	0,0023 (1,17)	-0,0070* (3,26)					29,70 (6,78)
Jordanie	2	-0,0088* (4,70)	-0,0057* (3,14)					36,37 (8,23)
Liban	3	0,0058* (3,38)		0,0149* (4,49)		0,0114* (3,36)	0,0032 (1,20)	28,90 (7,84)
Malaisie	2	-0,0020 (0,74)	0,0025 (0,92)					37,10 (5,18)
Palestine	2	-0,0094* (4,81)	-0,0089* (5,06)					39,52 (8,63)
Tunisie	2	-0,0052 (1,36)	0,0035 (0,96)					34,09 (3,92)

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t robustes de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %. Le nombre d'observations utilisées dans chaque régression est présent dans le tableau 6.6.

TABLEAU 5.9
RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS POUR LES PAYS DÉVELOPPÉS

Pays	Obs. (Elèves)	Ma- tières	CR-OLS	Ecole EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Taille de classe
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Australie	7606 (4272)	2	0,0162* (6,11)	0,0091* (2,66)	0,0055‡ (1,67)	0,0836 (1,36)	0,0000 (0,00)	0,0001 (0,38)	0,0053‡ (1,67)	0,0061‡ (1,75)	26,16 (4,66)
Angleterre	2975 (1935)	2	0,0353* (9,35)	0,0347* (7,59)	-0,0005 (0,14)	-0,0267 (0,26)	-0,0029 (0,16)	0,0000 (0,14)	0,0008 (0,22)	-0,0005 (0,13)	27,30 (5,50)
Belgique (Fl)	12605 (4824)	3	0,0362* (13,04)	0,0074* (2,65)	-0,0128* (2,52)	-0,2027‡ (2,23)	0,0203 (0,71)	-0,0008 (1,17)	-0,0117‡ (2,30)	-0,0133* (2,59)	20,77 (4,15)
Corée du Sud	6389 (4134)	2	-0,0068‡ (2,14)	-0,0018 (0,33)	0,0017 (0,38)	0,0370 (0,25)	-0,0132 (0,42)	0,0002 (0,49)	0,0032 (0,75)	0,0019 (0,41)	37,16 (5,26)
Ecosse	4494 (3003)	2	0,0381* (14,21)	0,0156* (6,41)	0,0061‡ (2,27)	0,1228‡ (2,05)	0,0043 (0,40)	0,0000 (0,17)	0,0069* (2,59)	0,0056‡ (2,10)	24,08 (7,31)
Etats-Unis	13923 (8019)	2	0,0011 (0,88)	0,0065* (4,77)	0,0003 (0,24)	0,0015 (0,06)	-0,0020 (0,51)	0,0000 (0,62)	0,0001 (0,08)	0,0001 (0,10)	24,76 (6,81)
Hong-Kong	9629 (4972)	2	0,0604* (18,11)	0,0054 (1,53)	-0,0004 (0,12)	-0,0089 (0,10)	0,0107 (0,50)	-0,0002 (0,53)	-0,0004 (0,12)	0,0007 (0,20)	39,59 (4,06)
Hongrie	14652 (3240)	5	0,0115* (4,65)	-0,0024 (0,79)	-0,0033‡ (1,66)	-0,0755‡ (1,82)	-0,0121 (0,92)	0,0002 (0,67)	-0,0035‡ (1,73)	-0,0035‡ (1,73)	23,74 (5,56)
N. Zélande	6787 (3716)	2	0,0205* (6,88)	0,0041 (0,82)	0,0012 (0,30)	0,0078 (0,09)	-0,0136 (0,71)	0,0003 (0,81)	0,0019 (0,47)	0,0024 (0,55)	25,88 (4,90)
Pays-Bas	7320 (3038)	3	0,0559* (13,29)	-0,0035 (0,57)	-0,0042 (0,82)	-0,1043 (1,07)	-0,0378 (1,39)	0,0008 (1,26)	-0,0043 (0,85)	-0,0038 (0,74)	26,01 (3,74)
Suède	5441 (3111)	2	0,0205* (10,37)	0,0204* (10,26)	0,0076* (3,78)	0,1772* (4,29)	0,0196* (3,22)	-0,0002‡ (2,08)	0,0072* (3,59)	0,0088* (3,98)	21,13 (7,19)
Variables Elèves			Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Ecoles			Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Habilité			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	
Variables Enseignants			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	
Forme Log			Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	
Forme Quadratique			Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %.

TABLEAU 5.10
RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS POUR LES PAYS DE L'EUROPE DE L'EST

Pays	Obs. (Elèves)	Ma- tières	CR-OLS	Ecole EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Taille de classe
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Arménie	19460 (5352)	5	-0,0051* (6,22)	-0,0007 (0,87)	-0,0018* (3,37)	-0,0624* (3,44)	-0,0028 (0,81)	0,0000 (0,28)	-0,0018* (3,37)	-0,0019* (3,52)	31,79 (11,66)
Bulgarie	15275 (4003)	5	-0,0216* (7,24)	0,0058 (1,45)	-0,0054† (1,92)	-0,1665* (2,92)	-0,0451* (3,85)	0,0008* (3,49)	0,0054† (1,93)	-0,0055† (1,97)	23,15 (5,20)
Chypre	11672 (3368)	4	-0,0024 (0,86)	-0,0007 (0,23)	0,0014 (0,65)	0,0329 (0,79)	0,0291 (1,39)	-0,0007 (1,33)	0,0334‡ (1,60)	0,0374‡ (1,72)	25,65 (4,17)
Estonie	15687 (3855)	5	0,0060* (3,23)	0,0078* (3,89)	0,0007 (0,53)	0,0142 (0,43)	0,0037 (1,20)	-0,0000 (1,08)	0,0009 (0,67)	0,0005 (0,39)	29,22 (6,92)
Lettonie	11016 (3556)	4	0,0032* (3,10)	0,0029* (2,62)	0,0021* (2,84)	0,0794* (2,79)	0,0030 (0,90)	0,0000 (0,26)	0,0023* (3,03)	0,0020* (2,57)	29,40 (12,29)
Lituanie	20805 (4917)	5	0,0044‡ (1,64)	0,0056† (2,07)	-0,0013 (0,63)	-0,0443 (1,06)	-0,0073 (1,14)	0,0001 (0,99)	-0,0014 (0,70)	-0,0018 (0,86)	26,39 (4,52)
Macédoine	17612 (3893)	5	-0,0060† (2,56)	0,0216* (4,01)	0,0052 (1,31)	0,1314 (1,07)	-0,0212 (0,96)	0,0004 (1,21)	0,0044 (1,10)	0,0067‡ (1,65)	28,14 (5,19)
Moldavie	7978 (3767)	3	0,0079* (3,54)	0,0051 (1,31)	0,0115* (3,23)	0,2765* (2,84)	0,0206 (1,51)	-0,0001 (0,69)	0,0111* (3,12)	0,0111* (3,06)	25,78 (6,48)
Roumanie	18797 (4104)	5	-0,0009 (0,36)	0,0048‡ (1,83)	-0,0002 (0,11)	0,0193 (0,29)	0,0176‡ (1,60)	-0,0003‡ (1,65)	0,0166 (1,52)	0,0179‡ (1,62)	25,06 (5,45)
Serbie	18711 (4236)	5	0,0035† (1,93)	-0,0006 (0,33)	-0,0039* (3,46)	-0,1161* (3,08)	-0,0037 (0,67)	0,0000 (0,04)	-0,0036* (3,19)	-0,0040* (3,46)	26,66 (6,29)
Slovaquie	17162 (4215)	5	0,0206* (9,00)	0,0181* (2,81)	0,0179* (4,28)	0,4107* (4,10)	-0,0025 (0,07)	0,0004 (0,61)	0,0177* (4,25)	0,0180* (4,29)	25,80 (5,08)
Slovénie	13102 (3519)	4	-0,0015 (0,48)	-0,0024 (0,68)	-0,0018 (0,82)	-0,0376 (1,23)	-0,0219† (2,08)	0,0006† (1,95)	-0,0203† (1,94)	-0,0220† (2,08)	22,05 (4,10)
Variables Elèves			Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Ecoles			Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Habilité			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	
Variables Enseignants			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	
Forme Log			Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	
Forme Quadratique			Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non ⁽¹⁾	Non ⁽¹⁾	

⁽¹⁾ Les variables sont introduites avec leur forme quadratique pour Chypre, la Roumanie et la Slovénie. Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %.

TABLEAU 5.11
RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS POUR LES PAYS EN DÉVELOPPEMENT

Pays	Obs. (Elèves)	Ma- tières	CR-OLS	Ecole EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Taille de classe
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Afrique du Sud	12336 (7443)	2	-0,0056* (10,49)	0,0002 (0,16)	0,0002 (0,16)	-0,0114 (0,23)	-0,0068 (1,17)	0,0001 (1,21)	0,0000 (0,05)	0,0002 (0,17)	45,04 (14,68)
Bahrain	8076 (4171)	2	-0,0202* (6,89)	-0,0117† (1,97)	-0,0006 (0,11)	-0,0496 (0,31)	-0,1165† (2,26)	0,0018† (2,26)	-0,0998† (1,93)	-0,1054† (2,00)	30,70 (5,16)
Botswana	9001 (5007)	2	-0,0143* (5,48)	0,0033 (0,22)	0,0033 (0,28)	0,1054 (0,26)	-0,0229 (0,23)	0,0004 (0,27)	0,0024 (0,21)	-0,0002 (0,01)	37,13 (4,84)
Chili	10806 (5761)	2	-0,0059* (4,13)	-0,0240* (3,54)	-0,0255* (4,07)	-0,5608* (4,02)	-0,0092 (0,33)	-0,0003 (0,56)	-0,0217* (3,46)	-0,0287* (4,47)	35,46 (7,32)
Egypte	13760 (7095)	2	-0,0038* (3,47)	-0,0043 (1,55)	-0,0043† (2,28)	-0,1884† (2,40)	-0,0268 (1,55)	0,0003 (1,31)	-0,0045† (2,40)	-0,0038† (1,93)	37,40 (7,86)
Iran	9656 (4920)	2	-0,0018 (1,09)	0,0009 (0,26)	0,0009 (0,32)	0,0526 (0,67)	0,0126 (1,28)	-0,0002 (1,26)	-0,0007 (0,26)	0,0012 (0,45)	29,70 (6,78)
Jordanie	8795 (4489)	2	-0,0073* (4,55)	-0,0071 (1,09)	-0,0071‡ (1,72)	-0,2078‡ (1,85)	-0,0272 (1,12)	0,0003 (0,86)	-0,0074‡ (1,78)	-0,0118† (2,55)	36,37 (8,23)
Liban	8895 (3729)	4	0,0077* (5,08)	0,0002 (0,07)	0,0002 (0,11)	-0,0176 (0,25)	-0,0212 (1,55)	0,0003 (1,59)	-0,0207 (1,51)	-0,0266‡ (1,88)	29,16 (7,90)
Malaisie	10500 (5314)	2	0,0003 (0,12)	0,0353* (2,69)	0,0353* (3,52)	1,2810* (3,54)	0,0787 (0,78)	-0,0006 (0,43)	0,0308* (3,18)	0,0349* (3,42)	37,10 (5,18)
Palestine	10268 (5287)	2	-0,0090* (6,13)	-0,0054† (2,24)	-0,0054* (3,11)	-0,1191* (2,88)	-0,0032 (0,46)	-0,0000 (0,34)	-0,0056* (3,22)	-0,0046† (2,50)	39,52 (8,63)
Tunisie	9034 (4825)	2	0,0011 (0,38)	-0,0001 (0,03)	-0,0001 (0,03)	-0,0038 (0,03)	-0,0031 (0,09)	0,0001 (0,09)	-0,0001 (0,02)	0,0009 (0,19)	34,09 (3,92)
Variables Elèves			Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Ecoles			Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Habilité			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	
Variables Enseignants			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	
Forme Log			Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	
Forme Quadratique			Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non ⁽¹⁾	Non ⁽¹⁾	

⁽¹⁾ Les variables sont introduites avec leur forme quadratique pour le Bahrain et le Liban. Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %.

TABLEAU 5.12 (PARTIE 1/4)
ROBUSTESSE DES RÉSULTATS. ESTIMATION AVEC UN NOMBRE DE MATIÈRES DIFFÉRENTES

Pays	Obs. (Elèves)	Ma- tières	CR-OLS	Ecole EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Taille de classe
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Arménie	7414	2	-0,0047*	-0,0006	-0,0015	-0,0367	0,0056	-0,0001	-0,0015	-0,0002	30.13 (10.97)
	(4580)		(4,17)	(0,32)	(0,94)	(0,71)	(0,63)	(0,81)	(0,94)	(0,14)	
	11968	3	-0,0046*	-0,0009	-0,0023*	-0,0789*	-0,0075	0,0001	-0,0022*	-0,0029*	30.68 (11.02)
	(5130)		(4,98)	(0,79)	(2,70)	(2,90)	(1,50)	(1,07)	(2,68)	(3,33)	
	15594	4	-0,0050*	-0,0009	-0,0022*	-0,0760*	-0,0048	0,0000	-0,0022*	-0,0022*	31.43 (11.60)
	(5164)		(5,68)	(0,96)	(3,42)	(3,51)	(1,18)	(0,64)	(3,41)	(3,33)	
Belgique	8617	2	0,0430*	0,0149*	0,0061	0,0660	-0,0313	0,0009	0,0084	0,0036	20.75 (4.13)
	(4764)		(14,51)	(4,39)	(0,71)	(0,43)	(0,74)	(0,91)	(0,98)	(0,41)	
Bulgarie	6275	2	-0,0134*	0,0019	-0,0175*	-0,2728*	0,0089	-0,0007	-0,0165†	-0,0230*	23.28 (5.32)
	(3754)		(4,76)	(0,27)	(2,53)	(2,51)	(0,13)	(0,39)	(2,40)	(3,28)	
	9672	3	-0,0170*	0,0073	-0,0057	-0,1655‡	-0,0436*	0,0008*	-0,0401*	-0,0377†	23.21 (5.17)
	(3979)		(5,92)	(1,48)	(1,48)	(2,22)	(2,89)	(2,59)	(2,67)	(2,46)	
	12561	4	-0,0192*	0,0072	-0,0056‡	-0,1664*	-0,0457*	0,0009*	-0,0438*	-0,0426*	23.21 (5.21)
	(4003)		(6,60)	(1,57)	(1,65)	(2,56)	(3,46)	(3,14)	(3,33)	(3,19)	
Chypre	7102	2	-0,0065	-0,0012	-0,0102	-0,2777	-0,1031	0,0019	-0,0126	-0,0140	26.35 (3.00)
	(3955)		(1,48)	(0,17)	(0,94)	(1,13)	(1,44)	(1,32)	(1,18)	(1,24)	
	8694	3	0,0009	0,0006	0,0011	0,0273	0,0268	-0,0006	0,0014	0,0027	25.56 (4.26)
	(3297)		(0,33)	(0,19)	(0,47)	(0,56)	(1,02)	(0,98)	(0,57)	(1,10)	
	6505	2	0,0035	0,0401*	0,0091	0,0538	-0,0261	0,0010‡	-0,0230	-0,0525†	28.85 (6.36)
	(3682)		(1,25)	(5,42)	(1,03)	(0,48)	(1,15)	(1,69)	(1,02)	(2,20)	
Estonie	9576	3	0,0037†	0,0101*	0,0006	0,0012	0,0006	0,0000	0,0011	-0,0009	29.08 (7.47)
	(3712)		(1,98)	(4,08)	(0,32)	(0,02)	(0,13)	(0,01)	(0,57)	(0,48)	
	12327	4	0,0060*	0,0097*	0,0006	-0,0056	0,0007	0,0000	0,0010	-0,0003	29.19 (7.10)
	(3766)		(3,19)	(4,14)	(0,37)	(0,13)	(0,18)	(0,02)	(0,62)	(0,20)	
Variables Elèves			Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Ecoles			Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Habilité			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	
Variables Enseignants			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	
Forme Log			Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	
Forme Quadratique			Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non ⁽¹⁾	Non ⁽¹⁾	

⁽¹⁾ Les variables sont introduites avec leur forme quadratique pour la Bulgarie (3 et 4 matières), Estonie (2 matières). Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %.

TABLEAU 5.12 (PARTIE 2/4)
ROBUSTESSE DES RÉSULTATS. ESTIMATION AVEC UN NOMBRE DE MATIÈRES DIFFÉRENTES

Pays	Obs. (Elèves)	Ma- tières	CR-OLS	Ecole EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Taille de classe
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Hongrie	6085	2	0,0085*	-0,0011	-0,0054	-0,0984	0,0067	-0,0003	-0,0055	-0,0041	23,36 (5,61)
	(3220)		(3,35)	(0,27)	(1,44)	(1,38)	(0,26)	(0,48)	(1,45)	(0,97)	
	8942	3	0,0120*	-0,0002	-0,0020	-0,0485	-0,0173	0,0003	-0,0021	-0,0008	23,53 (5,58)
	(3240)		(4,86)	(0,07)	(0,70)	(0,88)	(0,94)	(0,84)	(0,77)	(0,26)	
	11809	4	0,0114*	-0,0015	-0,0031	-0,0750‡	-0,0221	0,0004	-0,0032	-0,0029	23,62 (5,57)
	(3240)		(4,60)	(0,46)	(1,36)	(1,62)	(1,49)	(1,30)	(1,39)	(1,26)	
Lettonie	5946	2	0,0047*	0,0057*	0,0051*	0,1902*	0,0055	0,0000	0,0053*	0,0049*	27,65 (10,79)
	(3436)		(3,73)	(3,39)	(3,95)	(3,84)	(1,12)	(0,09)	(4,13)	(3,55)	
	8643	3	0,0038*	0,0032*	0,0017‡	0,0639‡	0,0024	0,0000	0,0022‡	0,0015‡	28,92 (11,85)
	(3448)		(3,49)	(2,56)	(1,91)	(1,89)	(0,66)	(0,21)	(2,49)	(1,60)	
Liban	5061	2	0,0081*	0,0148‡	0,0138‡	0,3561‡	-0,3783	0,0008‡	0,0136‡	0,0140‡	29,14 (8,09)
	(3648)		(5,11)	(2,28)	(2,40)	(1,99)	(1,18)	(1,63)	(2,35)	(2,37)	
	6613	3	0,0093*	0,0037	0,0037	0,0750	-0,0235	0,0004	0,0037	0,0036	29,06 (7,85)
	(3674)		(5,75)	(0,86)	(1,06)	(0,64)	(1,29)	(1,51)	(1,06)	(1,02)	
Lituanie	8638	2	0,0079*	0,0090‡	-0,0004	0,0033	0,0077	-0,0002	-0,0003	0,0025	26,17 (4,54)
	(4875)		(2,66)	(1,78)	(0,05)	(0,02)	(0,16)	(0,17)	(0,04)	(0,30)	
	12697	3	0,0071‡	0,0104*	0,0013	0,0236	0,0059	-0,0001	0,0010	0,0018	26,21 (4,47)
	(4899)		(2,45)	(2,62)	(0,32)	(0,36)	(0,27)	(0,22)	(0,26)	(0,44)	
	16760	4	0,0039	0,0054‡	0,0024	0,0509	0,0049	-0,0000	0,0021	0,0017	26,42 (4,53)
	(4917)		(1,45)	(1,79)	(0,98)	(1,00)	(0,63)	(0,35)	(0,89)	(0,69)	
Variables Elèves			Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Ecoles			Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Habilité			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	
Variables Enseignants			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	
Forme Log			Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	
Forme Quadratique			Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	

Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %.

TABEAU 5.12 (PARTIE 3/4)
ROBUSTESSE DES RÉSULTATS. ESTIMATION AVEC UN NOMBRE DE MATIÈRES DIFFÉRENTES

Pays	Obs. (Elèves)	Ma- tières	CR-OLS	Ecole EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Taille de classe
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Macédoine	7235	2	-0,0038	0,0523*	0,0217†	0,6794†	0,0137	0,0001	0,0233†	0,0282*	28,14 (5,16)
	(3849)		(1,56)	(5,01)	(2,13)	(1,99)	(0,22)	(0,13)	(2,30)	(2,68)	
	10641	3	-0,0036	0,0307*	0,0135†	0,4324†	0,0120	0,0000	0,0120†	0,0157†	28,16 (5,14)
	(3876)		(1,53)	(4,26)	(2,26)	(2,23)	(0,30)	(0,04)	(2,02)	(2,53)	
	14029	4	-0,0050†	0,0258*	0,0114†	0,3348†	-0,0201	0,0005	0,0103†	0,0138*	28,22 (5,17)
	(3876)		(2,09)	(4,11)	(2,36)	(2,15)	(0,65)	(1,03)	(2,16)	(2,75)	
Moldavie	5494	2	0,0054†	0,0034	0,0093†	0,3520†	0,0400†	-0,0004	0,0089†	0,0088†	26,06 (6,97)
	(3570)		(2,39)	(0,78)	(2,09)	(2,33)	(1,90)	(1,50)	(2,00)	(1,94)	
Pays-Bas	4969	2	0,0703*	0,0079	0,0060	0,1471	0,0425	-0,0007	0,0076	0,0071	25,95 (3,70)
	(2983)		(15,44)	(0,72)	(0,59)	(0,61)	(0,46)	(0,40)	(0,77)	(0,66)	
Roumanie	7547	2	0,0003	0,0246*	0,0007	0,1620	0,1658†	-0,0032†	0,1767†	0,1530‡	25,05 (5,29)
	(4060)		(0,12)	(4,42)	(0,05)	(0,45)	(2,00)	(2,03)	(2,15)	(1,85)	
	11158	3	0,0008	0,0125*	0,0019	0,0860	0,0330	-0,0005	0,0022	0,0007	25,13 (5,42)
	(4058)		(0,32)	(3,29)	(0,45)	(0,68)	(1,12)	(1,07)	(0,53)	(0,16)	
	15146	4	-0,0009	0,0042	0,0002	0,0420	0,0311†	-0,0004†	0,0278‡	0,0309†	25,12 (5,47)
	(4104)		(0,37)	(1,49)	(0,06)	(0,50)	(1,96)	(1,98)	(1,76)	(1,93)	
Serbie	7561	2	0,0069*	-0,0000	-0,0035	0,0378	0,0293	0,0293	-0,0042	-0,0025	26,31 (5,06)
	(4164)		(2,59)	(0,00)	(0,23)	(0,15)	(0,68)	(0,68)	(0,28)	(0,16)	
	11177	3	0,0042†	0,0000	-0,0040‡	-0,1192	0,0114	-0,0002	-0,0042‡	-0,0039‡	26,53 (5,92)
	(4209)		(2,00)	(0,00)	(1,74)	(1,27)	(0,59)	(0,80)	(1,86)	(1,64)	
	14953	4	0,0037†	-0,0011	-0,0048*	-0,1691*	-0,0103	0,0001	-0,0045*	-0,0047*	26,63 (6,04)
	(4236)		(1,91)	(0,54)	(3,18)	(3,07)	(1,29)	(0,70)	(2,99)	(3,04)	
Variables Elèves			Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Ecoles			Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Habilité			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	
Variables Enseignants			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	
Forme Log			Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	
Forme Quadratique			Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non ⁽¹⁾	Non ⁽¹⁾	

⁽¹⁾ Les variables sont introduites avec leur forme quadratique pour la Roumanie (2 et 4 matières). Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %.

TABLEAU 5.12 (PARTIE 4/4)
ROBUSTESSE DES RÉSULTATS. ESTIMATION AVEC UN NOMBRE DE MATIÈRES DIFFÉRENTES

Pays	Obs. (Elèves)	Ma- tières	CR-OLS	Ecole EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Elève EF	Taille de classe
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Slovaquie	7497 (4060)	2	0,0202* (8,55)	0,0202 (0,91)	0,0156 (0,89)	0,1961 (0,65)	-0,0760 (1,24)	0,0024 (1,55)	0,0149 (0,86)	0,0113 (0,64)	25,68 (5,12)
	10534 (4115)	3	0,0203* (8,58)	0,0363† (2,33)	0,0338* (2,97)	0,5037† (2,35)	-0,0549 (1,30)	0,0021† (2,17)	0,0330* (2,93)	0,0361* (3,13)	25,77 (5,10)
	14109 (4215)	4	0,0207* (9,07)	0,0187* (2,81)	0,0183* (4,05)	0,4114* (3,83)	-0,0138 (0,39)	0,0006 (0,92)	0,0182* (4,06)	0,0188* (4,15)	25,74 (5,12)
Slovénie	6542 (3481)	2	-0,0015 (0,53)	-0,0043 (0,93)	-0,0034 (0,97)	-0,0557 (1,21)	-0,0360 (1,59)	0,0011 (1,46)	-0,0031 (0,89)	-0,0037 (1,01)	21,63 (4,79)
	9802 (3519)	3	-0,0020 (0,70)	-0,0036 (0,95)	-0,0032 (1,28)	-0,0586‡ (1,73)	-0,0312† (2,52)	0,0009† (2,31)	-0,0281† (2,28)	-0,0318* (2,54)	21,93 (4,35)
Variables Elèves			Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Ecoles			Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Habilité			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	
Variables Enseignants			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	
Forme Log			Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	
Forme Quadratique			Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non ⁽¹⁾	Non ⁽¹⁾	

⁽¹⁾ Les variables sont introduites avec leur forme quadratique pour la Slovénie (3 matières). Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %.

TABLEAU 5.13
RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS POUR LES GROUPES DE PAYS

Pays	Obs. (Elèves)	Ma- tières	CR-OLS	Ecole EF	Elève EF	Taille de classe					
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Pays Développés	67216 (37689)	2	0,0179* (23,08)	0,0081* (8,23)	-0,0007 (0,74)	-0,0325‡ (1,68)	-0,0095* (3,05)	0,0002* (2,96)	-0,0084* (2,71)	-0,0064‡ (1,70)	27,43 (8,33)
Pays d'Europe de l'Est	129075 (39647)	4	0,0032* (5,79)	0,0045* (7,43)	0,0017* (4,05)	0,0776* (6,49)	0,0091* (7,59)	-0,0001* (6,80)	0,0016* (3,74)	0,0016* (3,68)	26,36 (6,84)
Pays en Développement	97860 (48930)	2	-0,0069* (18,11)	-0,0027* (3,68)	-0,0022* (3,40)	-0,0964* (4,35)	-0,0093* (4,58)	0,0001* (3,59)	-0,0025* (3,88)	-0,0024* (3,74)	36,11 (8,90)
Variables Elèves			Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	
Variables Ecoles			Oui	Non							
Variables Habilité			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	
Variables Enseignants			Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	
Forme Log			Non	Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	
Forme Quadratique			Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	

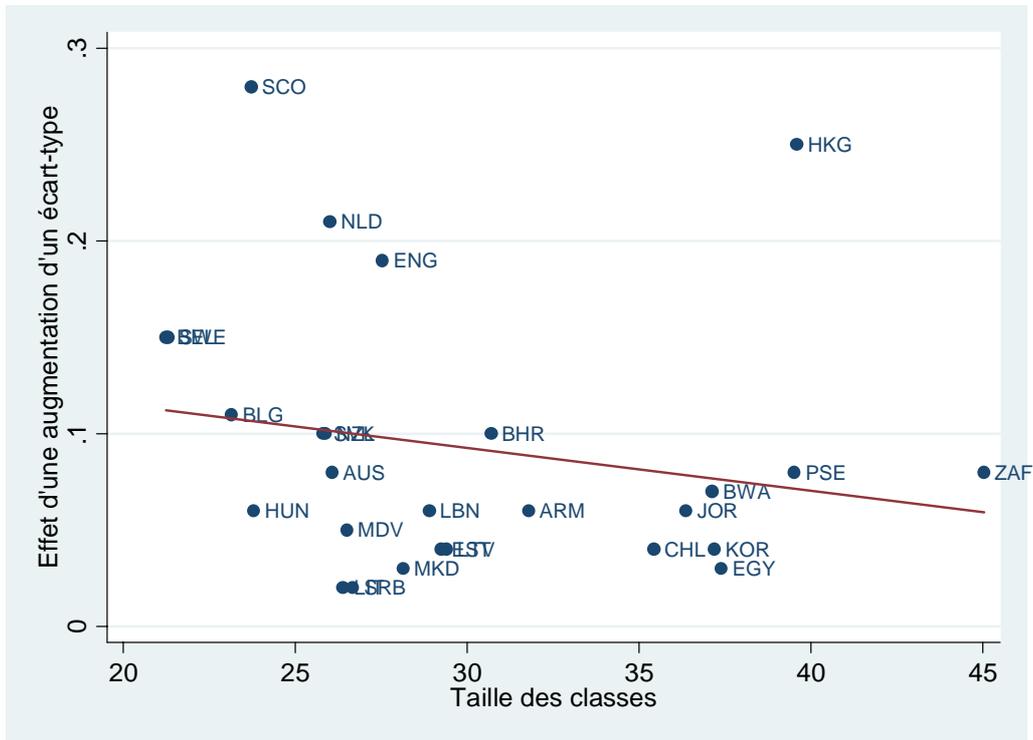
Seuils de significativité : *1%. †5%. ‡10%. Les nombres entre parenthèses représentent les valeurs absolues des ratios t de Student. Afin de simplifier la lecture, les coefficients en gras signifient que la relation est significative au seuil de 10 %. Le groupe des pays développés comprend 11 pays (Australie, Angleterre, Belgique, Corée du Sud, Ecosse, Etats-Unis, Hong-Kong, Hongrie, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Suède). Le groupe des pays de l'Europe de l'Est comprend 10 pays (Chypre, Estonie, Lettonie, Lituanie, Macédoine, Moldavie, Roumanie, Serbie, Slovaquie, Slovénie). Le groupe des pays en développement comprend 13 pays (Arménie, Bulgarie, Afrique du Sud, Bahrain, Botswana, Chili, Egypte, Iran, Jordanie, Liban, Malaisie, Palestine, Tunisie).

TABLEAU 5.14
SYNTHÈSE DES RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS

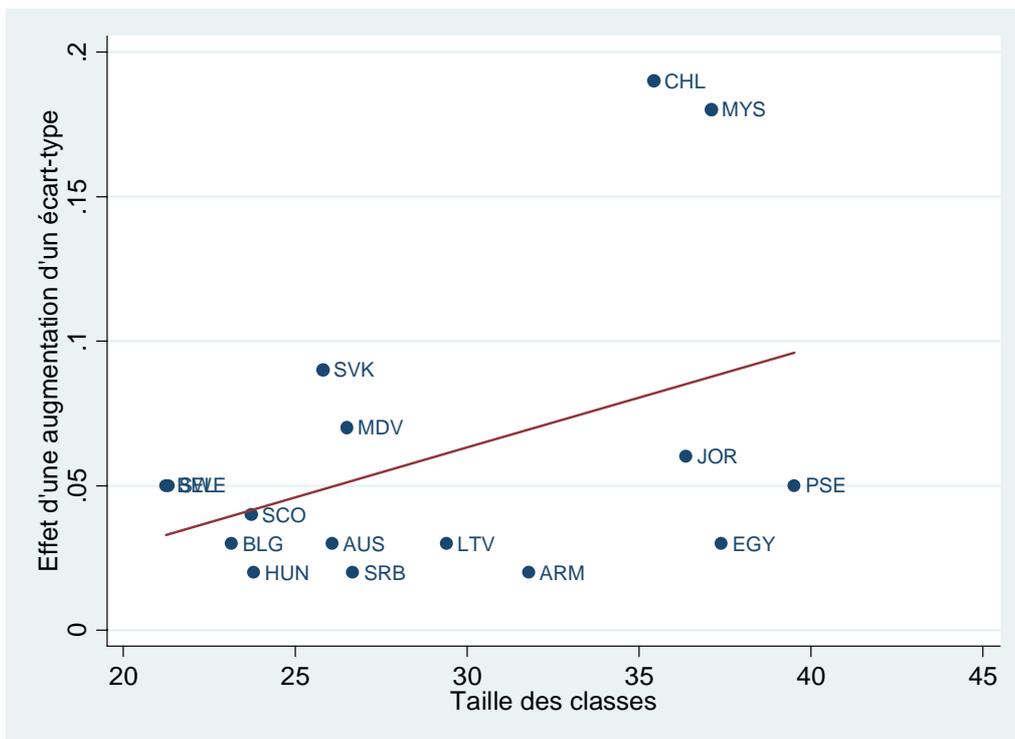
<i>Pays</i>	<i>Taille des classes</i>	<i>CR-OLS</i>	<i>Ecole EF</i>	<i>Élève EF</i>		
				Linéaire	Log	Quadra.
Pays développés	28,99 (8,17)	0,15	0,07	-	-0,01	-0,01 (24)
Pays d'Eur. de l'Est	26,33 (6,73)	0,02	0,03	0,01	0,02	0,01 (46)
Pays en développ.	36,11 (8,90)	-0,06	-0,02	-0,02	-0,02	-0,01 (47)
Angleterre	27,54 (5,51)	0,19	0,19	-	-	-
Australie	26,07 (4,71)	0,08	0,04	0,03	-	-
Belgique	21,24 (4,01)	0,15	0,03	-0,05	-0,05	-
Corée du Sud	37,20 (5,34)	-0,04	-	-	-	-
Ecosse	23,72 (7,16)	0,28	0,11	0,04	0,04	-
Etats-Unis	24,72 (6,75)	-	0,04	-	-	-
Hong-Kong	39,59 (4,06)	0,25	-	-	-	-
Hongrie	23,80 (5,56)	0,06	-	-0,02	-0,02	-
N. Zélande	25,88 (4,91)	0,10	-	-	-	-
Pays-Bas	26,01 (3,74)	0,21	-	-	-	-
Suède	21,31 (7,22)	0,15	0,15	0,05	0,07	0,02 (49)
Arménie	31,79 (11,66)	-0,06	-	-0,02	-0,02	-
Bulgarie	23,15 (5,21)	-0,11	-	-0,03	-0,04	-0,04 (28)
Chypre	25,07 (4,88)	-	-	-	-	-
Estonie	29,24 (6,95)	0,04	0,05	-	-	-
Lettonie	29,40 (12,29)	0,04	0,04	0,03	0,03	-
Lituanie	26,39 (4,52)	0,02	0,03	-	-	-
Macédoine	28,14 (5,19)	-0,03	0,11	-	-	-
Moldavie	26,51 (8,37)	0,05	-	0,07	0,07	-
Roumanie	25,06 (5,45)	-	0,03	-	0,10	-
Serbie	26,68 (6,26)	0,02	-	-0,02	-0,03	-
Slovaquie	25,80 (5,08)	0,10	0,09	0,09	0,09	-
Slovénie	22,07 (4,09)	-	-	-	-	-0,03 (18)
Afrique du Sud	45,03 (14,70)	-0,08	-	-	-	-
Bahrain	30,70 (5,16)	-0,10	-0,06	-	-	-0,10 (32)
Botswana	37,13 (4,84)	-0,07	-	-	-	-
Chili	35,43 (7,34)	-0,04	-0,18	-0,19	-0,14	-
Egypte	37,40 (7,86)	-0,03	-	-0,03	-0,04	-
Iran	29,70 (6,78)	-	-	-	-	-
Jordanie	36,37 (8,23)	-0,06	-	-0,06	-0,06	-
Liban	28,90 (7,84)	0,06	-	-	-	-
Malaisie	37,10 (5,18)	-	0,18	0,18	0,19	-
Palestine	39,52 (8,63)	-0,08	-0,05	-0,05	-0,04	-
Tunisie	34,09 (3,92)	-	-	-	-	-

Note : Les coefficients présents dans les colonnes (2) à (6) représentent l'amplitude de la variation de la performance scolaire suite à l'augmentation d'un écart-type de la taille des classes. "-" indique que la relation n'est pas significative. Les nombres entre parenthèses dans la dernière colonne représentent les limites de la taille des classes à partir desquelles la relation s'inverse.

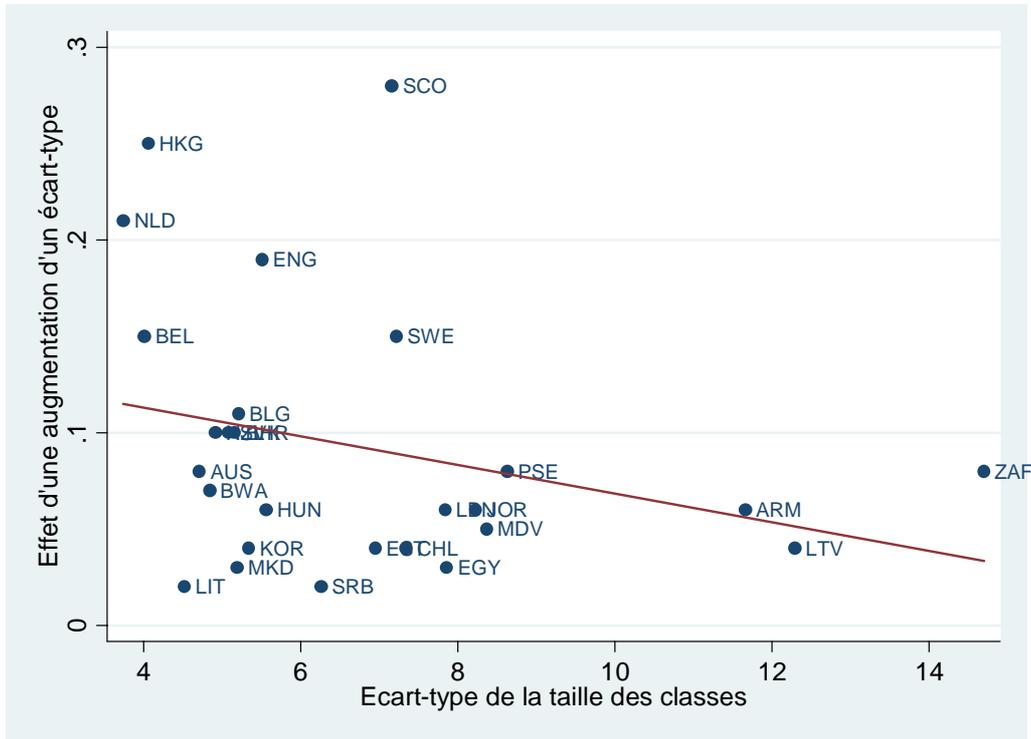
GRAPHIQUE 5.5
TAILLE DES CLASSES ET EFFET MOYEN D'UNE AUGMENTATION D'UN ÉCART-TYPE
 (ESTIMATION CR-OLS, $r=-0,19$)



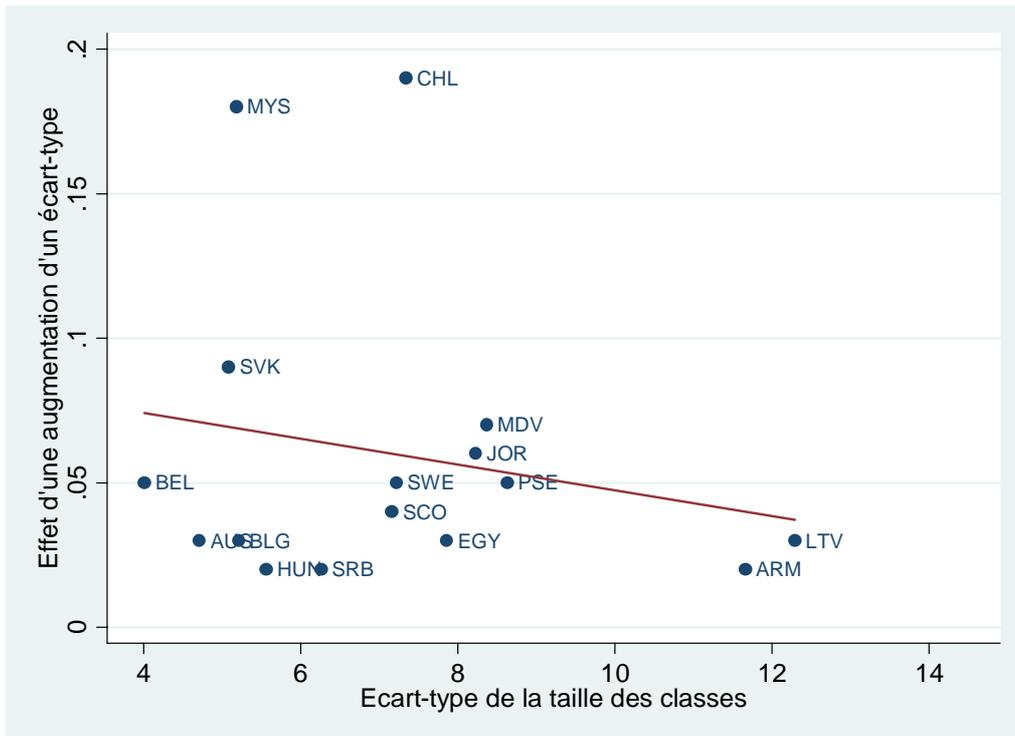
GRAPHIQUE 5.6
TAILLE DES CLASSES ET EFFET MOYEN D'UNE AUGMENTATION D'UN ÉCART-TYPE
 (ESTIMATION ELEVE EF, $r=0,35$)



GRAPHIQUE 5.7
 ÉCART-TYPE DE LA TAILLE DES CLASSES ET EFFET MOYEN D'UNE AUGMENTATION D'UN
 ÉCART-TYPE (ESTIMATION CR-OLS, $r=-0,28$)



GRAPHIQUE 5.8
 ÉCART-TYPE DE LA TAILLE DES CLASSES ET EFFET MOYEN D'UNE AUGMENTATION D'UN
 ÉCART-TYPE (ESTIMATION ÉLÈVE EF, $r=-0,20$)



CONCLUSION GÉNÉRALE

L'objectif de cette thèse a été de nous questionner sur la dimension qualitative de l'éducation et sur l'apport de cette dimension à la croissance économique des pays. Nous avons notamment souligné l'importance qui devait être accordée à la mesure qualitative de l'éducation en supposant que de simples indicateurs quantitatifs ne suffisent plus pour appréhender le processus d'éducation.

La qualité de l'éducation a été définie à partir des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Les résultats des élèves d'un pays aux tests internationaux peuvent représenter à un instant donné une mesure de la performance scolaire du pays considéré. Avec la généralisation de ce type d'enquêtes, il a été possible de construire des bases de données sur la qualité du capital humain. Dans notre étude, le capital humain a été volontairement réduit à sa dimension scolaire, bien qu'il peut englober d'autres composantes. La méthode utilisée se base sur la prise en compte des pays qui ont participé à plusieurs enquêtes et par la mise en comparaison de leurs résultats ; nous procédons à un ancrage des enquêtes les unes avec les autres. A l'issue de ces procédures, nous obtenons des indicateurs qualitatifs du capital humain (QIHC = *Qualitative Indicators of Human Capital*) pour trois domaines de compétences (mathématiques, sciences, lecture). Deux bases de données ont été construites, l'une étant en coupe transversale et l'autre en panel. A notre connaissance, il s'agit de la base de données la plus riche et la plus complète disponible actuellement. A notre sens, si la mesure simple de la qualité de l'éducation est fondamentale, la dimension inégalitaire a dû également être prise en compte. En effet, il se peut tout à fait que certains pays privilégient la qualité de l'éducation au détriment de l'égalité. Pour ce faire, nous avons amélioré les indicateurs existants sur les inégalités du capital humain en prenant en compte des dimensions supplémentaires à celles qui existaient déjà (par exemple les taux d'abandon scolaire ou encore les différences de scolarisation entre les hommes et les femmes). Au final, nous obtenons une base de données de panel s'étalant de 1960 à 2000 et comptant environ 100 pays et un total de 925 observations. Une analyse de statistique descriptive montre qu'en règle générale, les pays asiatiques et du nord de l'Europe sont les plus performants en matière de qualité de l'éducation, laissant des pays tels que la France ou encore l'Allemagne dans des positions intermédiaires. Les analyses portant sur les inégalités du capital humain soulignent également la faible inégalité présente dans la plupart des pays de l'Europe du Nord, tandis que d'autres pays tels que la Belgique ou le Portugal apparaissent comme plus inégalitaires.

A partir de la construction de ces bases de données, il a été question de nous demander dans quelle mesure la qualité de l'éducation a un impact sur la croissance économique des pays. En ayant

recours à un modèle de croissance, nous incluons à la fois la dimension quantitative et qualitative de l'éducation. Les méthodes économétriques utilisées permettent de prendre en compte les biais d'estimation généralement existants dans cette littérature (endogénéité, erreurs de mesure). A notre sens, notre analyse est la première à réellement entreprendre une étude sur données de panel de la relation entre la *qualité* de l'éducation et la croissance économique. Cette innovation nous permet de voir si la *variation* de la qualité de l'éducation possède un impact sur la croissance économique, tandis que la quasi-totalité des travaux précédents s'attachent à discuter de l'éventuel impact du niveau de la qualité de l'éducation sur la croissance économique. Après avoir effectué les estimations à effets fixes et par la méthode des moments généralisés, il en ressort que la quantité d'éducation, mesurée à partir des années scolaires des populations âgées de 15 ans et plus, n'a pas d'impact sur la croissance économique. C'est au contraire la qualité de l'éducation qui semble agir positivement sur la croissance des pays. En moyenne, l'augmentation d'environ 10 points de pourcentage de la qualité de l'éducation induit une croissance économique annuelle moyenne d'environ 1,2 point, ce qui est conséquent. Il convient pour autant de rester prudent sur la mesure de la magnitude de l'effet de l'éducation sur la croissance. Nous avons démontré par exemple que l'effet de l'éducation sur la croissance varie beaucoup entre les pays de l'OCDE et les pays en développement. Comme les données sur la qualité de l'éducation sont encore trop peu nombreuses, nous effectuons un ajustement de la quantité d'éducation par la qualité de l'éducation. L'augmentation d'une année scolaire ajustée par la qualité de l'éducation induit une augmentation annuelle du taux de croissance d'environ 0,23 point de pourcentage pour les pays de l'OCDE, tandis que l'effet est plus élevé pour les pays en développement : l'effet est égal à 0,72 point de pourcentage. Ainsi, l'effet de l'éducation apparaît plus important pour les pays en développement que pour les pays développés.

Dès lors que la qualité de l'éducation possède un impact sur la croissance économique, il devient naturel de se demander dans quelle mesure on peut améliorer la qualité de l'éducation. Pour ce faire, nous décidons d'estimer une fonction de production éducative en reliant la qualité de l'éducation avec des indicateurs de ressources scolaires. Cette fonction de production éducative est estimée sous forme macro-économique. Bien qu'il existe des estimations précédentes sur ce domaine, notre étude est la première à recourir à une base de données de panel et ainsi à contrôler les biais généralement reconnus dans ce type d'estimation. Cette innovation nous permet notamment de confirmer les conclusions qu'apporte Eric Hanushek dans ses multiples travaux. Comme la base de données sur la qualité de l'éducation n'est pas exhaustive, nous choisissons d'utiliser un second indicateur de performance éducative, à savoir le taux net de scolarisation du secondaire. Les résultats des estimations avec la performance (*output*) représentée par les résultats des tests soulignent l'absence de

relation entre les ressources scolaires (*inputs*) et la qualité de l'éducation. Seule la taille des classes semble jouer un rôle positif sur les résultats aux tests pour les pays de l'OCDE. Les taux de redoublement jouent quant à eux un rôle négatif sur les résultats aux tests pour les pays en développement. Mais au final, aucune relation stable n'est détectée, pas même pour l'éducation des adultes. Lorsque nous utilisons le taux de scolarisation comme indicateur d'*output*, les résultats sont presque similaires. Mise à part l'éducation des adultes qui implique un impact positif et significatif, les autres variables de ressources scolaires n'influencent aucunement le taux de scolarisation. Les dépenses éducatives ont certes un impact positif pour les pays de l'OCDE mais le coefficient n'est significatif qu'à 10 % et l'indicateur alternatif de dépenses éducatives ne confirme pas ce résultat. L'idée de rechercher des recettes miracles permettant d'améliorer les systèmes éducatifs est tentante. Or, il n'en est rien au niveau macro-économique : les systèmes éducatifs sont tellement complexes et le nombre de facteurs entrant en jeu étant trop élevé, il reste très difficile de rechercher les sources de la qualité de l'éducation.

L'analyse des déterminants de la qualité de l'éducation ne doit pas seulement être effectuée sous une dimension macro-économique, mais également à partir des élèves, c'est-à-dire sous une dimension micro-économique. C'était l'objet de notre seconde partie.

En premier lieu, il a été question de nous demander dans quelle mesure les inégalités sociales sont présentes dans le processus de scolarisation. Contrairement à de nombreux travaux dans ce domaine, notre mesure de la scolarisation s'est basée sur la performance des élèves aux tests internationaux sur les acquis et compétences, et non sur la trajectoire en termes d'années scolaires. Par ailleurs, afin de mesurer les inégalités sociales dès le début de la scolarisation, nous avons utilisé une enquête sur les acquis en quatrième année du primaire. En règle générale, trois domaines de compétences sont disponibles : les mathématiques, les sciences et la lecture. Il est vite apparu, et ceci clairement que les inégalités sociales ont un impact plus prononcé en lecture. Nous avons ainsi choisi ce domaine de compétence. L'estimation d'une fonction de production éducative au niveau micro-économique nous a permis d'apprécier l'ampleur des inégalités sociales. En régressant la performance des élèves avec l'éducation des parents, nous montrons que le niveau des inégalités varie d'un pays à l'autre. Certaines procédures économétriques ont dû être entreprises afin de limiter les biais d'estimation. Le recours à la méthode des variables instrumentales a permis de constater qu'une fois les biais corrigés, le niveau des inégalités est presque doublé pour l'ensemble des pays étudiés. La correction de ces biais est effectuée via l'utilisation de la méthode des variables instrumentales. Lorsque l'endogénéité est prise

en compte, l'impact des facteurs familiaux est presque doublé pour la plupart des pays. Tandis que l'inégalité "moyenne" était de 45 points avec la méthode des moindres carrés ordinaires, elle passe à 94 points avec la méthode des variables instrumentales. Cela revient à dire que près de 18 % du score d'un élève est directement dû à l'éducation de ses parents, d'où une forte inertie quant à la réduction des inégalités. Cet effet est très important, surtout si celui-ci est mesuré dans l'éducation primaire. Pour certains pays, les inégalités semblent très importantes et représentent parfois près de 30 % du score des élèves (à l'exemple de la Turquie et de la Macédoine), tandis que pour d'autres, le niveau des inégalités semble plus limité (à l'image de Chypre, de la Suède ainsi que de l'Islande).

Après l'analyse des inégalités sociales à l'école, il a été question de mesurer le réel effet relatif à la taille des classes. Les études dans ce domaine concernent à la fois les économistes, les sociologues ou les chercheurs en sciences de l'éducation, car il s'agit avant tout d'une question budgétaire et pédagogique. La difficulté majeure à estimer l'effet "taille des classes" provient des possibles biais d'endogénéité : comme les élèves sont susceptibles de ne pas être distribués aléatoirement entre les classes, la taille des classes peut dissimuler des caractéristiques intrinsèques aux élèves telles que le niveau d'habileté de leurs parents. Pour corriger ces biais, nous avons eu recours à une méthode de panel originale. Au lieu d'utiliser le temps comme seconde dimension, nous avons décidé d'utiliser la nature des compétences mesurées. Si un élève est examiné dans plusieurs matières, il est possible de recourir à une méthode à effet fixe. La dimension temporelle a été remplacée par la dimension différenciant les matières évaluées. Plusieurs tests de robustesse sont effectués afin de confirmer les résultats obtenus. L'estimation de la fonction de production éducative nous permet de conclure à un effet significatif de la taille des classes, ceci pour 18 pays sur les 32 étudiés. Cependant, même si des effets significatifs persistent, une fois les effets fixes élèves pris en compte, l'amplitude de ceux-ci est très faible. En moyenne, la réduction de 9 élèves de la taille des classes pour les pays en développement permet l'augmentation des scores de seulement 0,02 écart-type. Les effets pour les autres groupes de pays sont de même amplitude en valeur absolue. Seuls cinq pays ont apparemment un effet de taille des classes assez élevé (Moldavie, Slovaquie, Bahreïn, Chili et Malaisie). La nature de l'effet change néanmoins selon les pays. Notre étude conduit par conséquent à conclure que la taille des classes n'a pas d'effet significatif suffisamment fort pour espérer obtenir de réels gains en termes de performance scolaire et ceci relativement de manière indépendante au niveau de développement du pays. Elle signifie tout autant dans ses conclusions sur cette approche micro, que la relative plage d'indifférence entre taille de la classe et qualité des apprentissages moyens. Ceci relativise les conclusions de cadrages macroéconomiques qui recherchent un large accès à l'éducation pour être le moteur de la croissance, en jouant sur la taille des classes à la hausse pour diminuer le coût unitaire.

Nos résultats, ici au niveau micro, montrent qu'une telle politique pourrait enregistrer des impacts assez différenciés en moyenne dans chaque système éducatif.

Que déduire de ces travaux réalisés dans le cadre de la thèse ? Sans doute, la principale conclusion renverrait à la nécessaire prise en compte de la dimension qualitative de l'éducation. Bien que la *quantité* d'éducation soit un facteur essentiel pour la croissance, il importe également de se questionner sur le niveau des acquis des élèves. Celui-ci peut renvoyer à la mesure *qualitative* de l'éducation. L'apport de celle-ci à la croissance économique est de plus en plus acceptée (même si, évidemment, d'autres facteurs complémentaires sont indispensables, tels que des facteurs institutionnels ou relatifs aux droits de liberté). Les décideurs politiques autant que les divers acteurs du secteur éducatif ont dans ce cas la lourde tâche de se questionner sur les fondements de l'amélioration de la qualité de l'éducation. Or, comme nous l'avons souligné au cours de cette thèse, il n'existe pas de politique éducative permettant d'améliorer systématiquement la performance des élèves. Par conséquent, il apparaît difficile sinon utopique d'effectuer des recommandations généralistes en termes de politique éducative à l'ensemble des pays. Faut-il pour autant laisser les acteurs sans instruments de décision ? Sûrement pas. La mise en place de diagnostics nationaux voire régionaux reste indispensable. Comme nous l'avons montré sur l'analyse de l'impact de la taille des classes, si en moyenne, son effet est quasiment nul pour la performance des élèves, il peut avoir de grandes implications pour certains pays, à certaines conditions. Il convient alors certes de rester prudent quant à l'édification de politiques éducatives standardisées, mais plutôt de permettre l'élaboration de diagnostics scientifiques des situations nationales ou régionales.

TABLE DES MATIÈRES

Remerciements	3
---------------	---

Introduction générale	4
-----------------------	---

Partie 1 - Qualité de l'éducation et croissance économique : Apports macro-économiques

Chapitre 1 - Bases de données internationales sur l'éducation, la mesure de la qualité et des inégalités	10
--	----

1. Introduction	11
2. Mesurer la qualité de l'éducation : les indicateurs qualitatifs du capital humain	12
2.1. Les enquêtes internationales sur les acquis des élèves	12
2.2. Méthodologie	15
3. Inégalités éducatives	22
3.1. Mesures traditionnelles des inégalités en éducation	22
3.2. Données et méthodologie	24
4. Éléments de statistique descriptive	27
4.1. Qualité de l'éducation	27
4.2. Inégalités éducatives	29
5. Conclusion	31

Chapitre 2 - Qualité du capital humain et croissance économique	51
---	----

1. Introduction	51
2. Revue de littérature	53
2.1. Les modèles initiaux mesurant l'éducation comme un flux	54
2.2. Les difficultés actuelles à prouver le lien éducation-croissance	56
2.3. La prise en compte de la dimension qualitative de l'éducation	61
3. Données et méthodologie	63
4. Modèle et résultats	66
4.1. Statistiques descriptives	66
4.2. Résultats des estimations	67
5. Conclusion	74

Chapitre 3 - Ressources Scolaires et qualité de l'éducation	90
---	----

1. Introduction	90
2. Cadre théorique	93
3. Revue de littérature	96
4. Données et méthodologie	100
5. Éléments de statistique descriptive	104

6. Modèle et résultats	107
6.1. Modèle	107
6.2. Méthodes de régression utilisées	109
6.3. Résultats des régressions	112
7. Conclusion	116

Partie 2 - Déterminants de la qualité de l'éducation : Apports micro-économiques

Chapitre 4 - Les inégalités sociales à l'école primaire : Le cas de 21 Pays européens **138**

1. Introduction	138
2. Données et variables utilisées	142
2.1. Base de données	142
2.2. Définition des variables	144
3. Statistiques descriptives	147
3.1. Description des résultats et facteurs familiaux	147
3.2. Décomposition de variances	149
4. Spécifications du modèle	151
4.1. Modèle	151
4.2. Stratégie d'estimation	153
4.3. Biais d'estimation	154
4.4. Choix et validité des instruments	157
5. Résultats des estimations	159
5.1. Estimation standard de la fonction de production éducative	160
5.2. Prise en compte de l'endogénéité	162
5.3. Synthèse des résultats	163
6. Conclusion	165

Chapitre 5 - L'effet taille des classes revisité : une approche à effets- fixes-élèves **182**

1. Introduction	182
2. Controverses actuelles sur l'effet de la taille des classes	183
3. Technique d'estimation	188
4. La base de données TIMSS	200
5. Résultats des estimations de la fonction de la production éducative	202
5.1. Discussion des résultats	202
5.2. Robustesse des résultats	198
6. Éléments de synthèse	201
7. Conclusion	203

Conclusion Générale **238**

ESSAIS SUR LA QUALITÉ DE L'ÉDUCATION ET LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE

Résumé. Cette thèse a pour principal objectif d'apporter des contributions dans les domaines de l'économie de l'éducation, ainsi que la macroéconomie de la croissance. La thèse est structurée en deux parties et comprend trois chapitres dans chaque partie. La première partie est d'ordre macro-économique, tandis que la seconde tend à préciser certaines visions d'ordre micro-économique pour compléter des interrogations issues de l'approche globale de la qualité de l'éducation.

La première partie consiste à développer la méthodologie de construction d'indicateurs alternatifs sur la qualité et l'inégalité du capital humain. Les indicateurs sur la qualité du capital humain sont construits sur la base des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. A partir de ces bases de données et de leur ancrage, nous procédons à une estimation de leur impact sur la croissance économique. Nous basons notre analyse sur l'approche théorique de Nelson et Phelps, dans laquelle c'est l'efficacité du stock d'éducation qui stimule la croissance économique. Après cette étape, une recherche des facteurs expliquant la qualité des systèmes éducatifs est entreprise, en suivant l'approche théorique néoclassique de l'entreprise. En nous basant sur une approche macro-économique, deux indicateurs de mesure de la performance des systèmes éducatifs sont utilisés : le premier concerne nos indicateurs construits dans le chapitre 1, tandis que l'indicateur alternatif est le taux net de scolarisation du secondaire.

La seconde partie est consacrée à l'analyse micro-économique des déterminants de la performance des systèmes éducatifs. En premier lieu, une étude microéconométrique sur les inégalités scolaires à l'école primaire, pour 21 pays européens, permet de préciser comment peuvent se générer les différences qui limitent l'obtention d'un niveau de qualité homogène et donc d'une mesure globale de la qualité éducative. Par ailleurs, en utilisant une méthodologie originale, nous revisitons l'effet de la taille des classes au secondaire pour 35 pays. Nous démontrons qu'au vu des coûts économiques engendrés, suite à un redéploiement de la taille des classes, l'effet d'une réduction de la taille des classes est très souvent loin d'être Pareto optimale. Il reste néanmoins des pays pour lesquels la réduction de la taille des classes apparaît comme étant un choix de politique éducative judicieux (à l'image de la Bolivie). Si l'amélioration de la qualité des systèmes éducatifs ne trouve pas de voie unique pour l'ensemble des pays, nous montrons qu'il est possible d'apporter des recommandations de politique éducative spécifiques pour chacun des pays analysés, ceci tout en conservant la vision économique globale de la production de services éducatifs qui constituait notre point d'entrée.

AN ESSAY ON THE CONTEXT OF EDUCATION QUALITY IN REGARDS WITH THE CHALLENGE OF ECONOMIC GROWTH

Abstract. This essay has for main goal to contribute in the domains of economics of education as well as the macroeconomics' explanation of the growth process. The thesis is structured in two segments whose include both three chapters. The first part is based on macro-economic side, while the second tends to specify certain visions responds to a micro-economic nature as to supplement interrogations resulting from the global solution of the quality of education.

The first part consists in dealing about the methodology in the construction of alternate indicators concerning the quality and the inequality in distribution for human capital. The indicators on the quality of the human capital are set up on international measurements dedicated to the pupils' assessments. From these data bases, we carry out an estimate of their impact on the economic growth. We base our analysis on the theoretical approach of Nelson and Phelps, in whom efficiency coming from stock of education stimulates the economic growth. After this stage, a research in the factors explaining the quality of the education systems is undertaken. Using a macro-economic approach, two indicators describing performance of the education systems are used: the first relates to our indicators built in chapter 1, while the alternate indicator is the participation rate in secondary level.

The second part is devoted to the micro-economic analysis in the determinants of the performance of the education systems. Initially, a micro econometric study centered on the school inequalities at the primary school for 21 European countries affords to what extend can be generate the specificity which constraint the analyze for obtaining a homogeneous level of quality and thus a global measurement of educational quality. In addition, by using an original methodology, we revisit the effect of the class size at secondary level for 35 countries; this up to show a variable of the local context in the production of school can influence education quality. Nevertheless, there is room for some countries for driving a reduction in class size. This appears as an appropriate issue for educational policy improvement, as the Bolivian case. While improving the quality of education systems does not find an unique track for all countries, we show that it is possible to make recommendations of targeted educational policy for each of the countries analyzed, this while sustaining the vision's overall economic production of educational services which was our entry point.

Mots-clés : Qualité de l'éducation, Croissance économique, Développement, Economie de l'éducation.

Keywords : Education Quality, Economic Growth, Development, Economics of Education, Human Capital.

Classification J.E.L. : H75, I21, O15.