



**HAL**  
open science

## Les sources de la qualité de l'éducation

Nadir Altinok

► **To cite this version:**

Nadir Altinok. Les sources de la qualité de l'éducation. Économie sociale et droit : XXVIes journées de l'Association d'Économie Sociale (AES), Sep 2006, Nancy, France. pp.163-176. halshs-00095018v2

**HAL Id: halshs-00095018**

**<https://shs.hal.science/halshs-00095018v2>**

Submitted on 20 Sep 2006

**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.

# Les sources de la qualité de l'éducation<sup>1</sup>

Nadir ALTINOK

IREDU (Institut de Recherche sur l'Éducation)

*Résumé.* L'objectif de ce papier est de tester l'existence d'une fonction de production éducative à partir de données issues des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Les résultats des estimations montrent des différences significatives quant aux relations entre *inputs* et *outputs* éducatifs selon le niveau économique des pays.

## INTRODUCTION

Ce papier a pour objectif d'expérimenter l'existence ou non d'une fonction de production de l'école (FPE) en effectuant des comparaisons internationales, basées sur les résultats tirés des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Ainsi, il s'inscrit dans la lignée de travaux de comparaisons internationales sur l'analyse de l'explication de variables de performance éducative par des variables de ressources et d'organisation scolaires. L'existence d'une fonction de production de l'école suppose d'emblée la possibilité d'édicter des relations stables entre les ressources allouées à l'éducation (*inputs* éducatifs) et les performances des élèves (*outputs* éducatifs).

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 utiliser des données sur des 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

---

<sup>1</sup> Ce papier a été présenté aux XXVIèmes journées de l'Association d'Economie Sociale à Nancy les 7 et 8 septembre 2006. Par ailleurs, cet article a été publié dans les Actes du colloque, tome 2, pp.163-176. "Economie Sociale et Droit. Economie Sociale et solidaire, Famille et éducation, Protection sociale.", éditions L'Harmattan (sous la direction de Cécile BOURREAU-DUBOIS et Bruno JEANDIDIER).

(2000). On pourra retrouver une revue de littérature plus complète dans Leclercq (2005) et Al Samarrai (2002).

Al Samarrai (2002) effectue une récente 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 : tandis que certaines études tendent plus à confirmer les conclusions de Hanushek et Kimko (2000), à savoir l'absence de relation systématiques entre *inputs* et *output* éducatifs (Colclough et Lewin, 1993 ; Schultz, 1995) ; d'autres confirment celles de Lee et Barro (2001), à savoir l'existence de relations stables entre *inputs* et *outputs* éducatifs (Gupta *et alii.*, 1999 ; Woessmann, 2000) ; tandis que d'autres ont des résultats contradictoires (McMahon, 1999; Al Samarrai, 2002).

L'objectif de ce papier est de construire une nouvelle base de données sur des indicateurs éducatifs et de vérifier l'existence ou non d'une fonction de production éducative. En utilisant des enquêtes plus récentes que celles utilisées par Hanushek et Kimko (2000) et Barro et Lee (2001), nous voulons tester l'existence d'une fonction de production éducative. Par ailleurs, notre échantillon regroupe davantage de pays à revenus intermédiaires et faibles que la plupart des échantillons antérieurs. En effectuant des estimations d'une part avec l'échantillon global puis avec distinction selon le niveau économique des pays, on pourra vérifier si les relations trouvées dans l'estimation de la fonction de production éducative générale persistent ou non avec séparation selon les groupes de pays. Peut-on dégager des relations stables entre *inputs* éducatifs et *outputs* éducatifs ? Existe-t-il des différences significatives selon le niveau économique des pays ?

Les résultats montrent que l'hypothèse d'une fonction de production éducative est en partie démontrée lorsque l'on utilise l'échantillon global : les variables familiales (niveau économique des parents, éducation des parents) jouent dans un sens positif sur l'échantillon global. Les variables financières de l'éducation (dépenses éducatives par élève, rémunération des enseignants) ont également un impact sur la performance aux tests. Enfin, la seule variable d'organisation scolaire utilisée (à savoir la taille des classes) n'a pas d'impact sur l'échantillon global. La distinction établie selon le niveau économique souligne des différences significatives quant aux relations entre *inputs* et *outputs* éducatifs. On démontre notamment qu'à mesure que le niveau économique des pays s'élève, l'impact des variables financières de l'éducation sur la performance aux tests diminue. Par ailleurs, l'effet de la taille des classes diffère selon que l'on se trouve dans un pays à revenus élevés ou un pays à revenus intermédiaires. Ainsi les incohérences trouvées

dans les analyses antérieures peuvent notamment être expliquées par la non prise en compte du niveau économique des pays. Pour autant, il subsiste une part essentielle de la qualité de l'éducation qui n'est pas expliquée dans les spécifications et qui peut notamment renvoyer à l'importance de l'organisation pédagogique, très difficile à mesurer économétriquement.

Dans la section 1, nous détaillons la méthodologie utilisée pour construire nos données sur la qualité de l'éducation (que nous appelons "indicateurs qualitatifs du capital humain" ou IQCH) et les autres indicateurs d'*inputs*. La section 2 présente la modélisation effectuée et la section 3 les principaux résultats obtenus. Viennent ensuite la conclusion et l'annexe qui reprend les données principales de l'étude.

## 1. DONNEES ET METHODOLOGIE

Les indicateurs qualitatifs du capital humain (IQCH) peuvent être considérées comme une alternative aux variables strictement quantitatives de l'éducation, comme les taux de scolarisation. Les études de Hanushek et Kimko (2000) et Barro et Lee (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 réussites d'échantillons représentatifs d'élèves de divers pays à des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Nous prenons en compte 7 différentes enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Les données ont été prises dans Barro et Lee (2001) pour les enquêtes antérieures à 1995 et dans les rapports officiels pour les autres enquêtes (voir le tableau 2 pour la présentation des enquêtes). Ci-dessous, nous présentons la méthodologie générale.

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. La base de données obtenue 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 aux niveaux primaire et secondaire. Nous avons deux groupes d'enquêtes : celles où les Etats-Unis ont participé et qui permettent un ancrage avec une enquête spécifique (série d'enquêtes A) et celles où les Etats-Unis n'ont pas participé (série B). 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 (International Assesment of Educational Progress) est l'équivalent

international du NAEP. Ainsi, la procédure d'évaluation est basée sur les curriculum 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'IAEP qui leur étaient les plus proches (en terme 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 de la série B, nous n'avons pas repondéré les scores par les erreurs de mesure. Pour la série d'enquêtes B – celles où les Etats-Unis n'ont pas participé – nous avons procédé à un ancrage des enquêtes sur les résultats de pays qui ont participé à au moins deux enquêtes différentes. 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 certaines séries concernent approximativement 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 qui s'étalent entre 1964 et 2005 et pour trois domaines de compétences (mathématiques, sciences et lecture). Pour une présentation détaillée de la méthodologie, voir Altinok et Murseli (2006). L'ensemble des enquêtes utilisées et les informations principales relatives à celles-ci sont résumées dans le tableau 2.

Au-delà des variables qualitatives sur l'éducation construites et expliquées ci-dessus, nous avons également utilisé un ensemble de variables éducatives et économiques 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 mobilisée. 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 SHPUPP et SHPUPS, respectivement pour le primaire et le secondaire). Etant donné que ces données ne sont disponibles que jusque 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 et

World Bank, 2002). Concernant la variable SHSALP, nous avons procédé à une estimation 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 % 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 (2001). Comme l'échantillon de pays disponibles sur cette base de données 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 est plus élevée que celle des adultes car la première variable prend en compte les évolutions en matière de scolarisation des jeunes. Enfin, les données relatives au PIB par tête (variable GDPPC) ont été extraites de Heston *et alii* (2002).

## 2. MODÉLISATION

Nous avons estimé la fonction de production de l'école à partir des indicateurs qualitatifs de capital humain (IQCH). La fonction de production de l'école compte des indicateurs d'*inputs* et un indicateur d'*output*. Etant donné que nous utilisons la base de données de Barro et Lee (1996), nous reprenons les mêmes variables dans l'estimation de la fonction de production éducative<sup>2</sup>.

Les facteurs familiaux considérés sont le logarithme du PIB réel par habitant (GDPPC), vu ici comme une approximation du revenu des parents et le logarithme du nombre moyen d'années scolaires effectuées par les adultes de 25 ans et plus (ADEDU), variable considérée comme reflétant le niveau scolaire des parents dans une optique macro-économique. Les mesures des variables scolaires sont la taille des classes (TEAPRI, TEASEC), la part des dépenses publiques à l'éducation par élève dans le PIB (SHPUPP,

---

<sup>2</sup> Nous n'avons pas repris la durée des études scolaires dans l'année considérant que cette variable est très difficile à mesurer, notamment pour les pays à revenus faibles.

SHPUPS), la part du salaire des enseignants du niveau primaire dans le PIB par tête (SHSALP).

La fonction de production de l'école, qui décrit les niveaux de compétence en rapport aux *inputs* pour un échantillon de pays, peut être représentée comme suit :

$$Q_{ijt} = \alpha_{ijt} + \beta_1 * F_t + \beta_2 * R_t + \varepsilon_{ijt}$$

où  $Q_{ijt}$  désigne les résultats aux tests du domaine  $i$  (mathématiques, science et lecture) pour les groupes d'âges  $j$  (9 ou 10 ans d'une part et 13 ou 15 ans d'autre part) ;  $F_t$  désigne les facteurs familiaux à l'année  $t$  (GDPPC, ADEDU) ;  $R_t$  désigne les ressources scolaires (TEAPRI, TEASEC, SHPUPP, SHPUPS, SHSALP) et  $\varepsilon_{ijt}$  désigne l'erreur, c'est-à-dire les facteurs non mesurés dans notre modèle, mais qui expliquent la qualité de l'éducation.

Concernant la méthode économétrique, nous avons utilisé la méthode des moindres carrés quasi-généralisés, avec précisément l'application relative à Zellner (1962) dans le cadre d'un système d'équations où les écarts aléatoires sont corrélés entre les différentes équations. Cette méthode s'appelle modèle SUR (Seemingly Unrelated Regressions). Nous avons appliqué cette méthode pour différencier la base de données selon la nature des compétences (mathématiques, sciences, lecture) et permettre ainsi la possibilité d'erreurs différentes selon le domaines de compétence et l'année considérés. En effet, l'estimation par une méthode de panel ne permettrait pas de différencier les erreurs pour chaque série d'enquête.

Nous avons appliqué la méthode SUR à la base de données en panel. Ce panel est non cylindré du fait de la différence d'observations selon les années et il contient environ 490 observations directement exploitables avec les *inputs* éducatifs. Comparativement à l'analyse de Barro et Lee (2001) qui ne prenait en compte que 214 observations et un nombre très limité de pays à revenus intermédiaires et faibles, notre base de données prend en compte une hétérogénéité plus importante et peut ainsi dégager des résultats contradictoires avec ceux trouvés dans le travail de Barro et Lee (2001). Il sera ensuite question de distinguer selon le niveau économique des pays pour expliquer les éventuelles distinctions entre les fonctions de production éducatives.

### 3. RESULTATS

Le tableau 3 présente les résultats de l'estimation de la fonction de production de l'école. Cette régression rassemble l'ensemble des compétences et l'ensemble des pays de l'échantillon. Le premier tableau montre les résultats sur le panel allant de 1964 à 2005 avec différentes observations selon les différentes années et les différents niveaux scolaires. Nous avons contraint les coefficients à être égaux dans chacun des domaines de compétences. Notamment, nous avons contraint les coefficients des variables éducatives aux niveaux primaire et secondaire à être égaux. Ci-dessous, nous discutons des principaux résultats.

**Niveau économique des parents.** L'impact du niveau économique moyen des parents sur les résultats aux tests est positif et significatif (coefficient = 1,906 ; t = 4,70). Ainsi, le niveau de richesse économique des parents – vu ici comme le niveau de richesse économique des pays – a un impact positif et significatif sur la réussite aux tests de compétences. Ce résultat est identique à celui trouvé dans Barro et Lee (2001)

**Education des parents.** Le coefficient relatif à l'éducation des parents, mesuré par l'espérance d'années d'études des personnes de plus de 25 ans est positif et significatif (coefficient = 5,242 ; t = 6,74). Cela confirme que la réussite d'un élève est conditionnée par le capital humain de ses propres parents<sup>3</sup>. Par là-même, l'éducation des parents possède un effet très important sur la réussite des élèves aux tests de compétence.

**Salaire des enseignants.** De façon contradictoire avec les précédentes études, le logarithme du salaire des enseignants a un effet négatif et significatif à 1 % sur la réussite aux tests internationaux (coefficient = -1,770 ; t = -3,19). Ce résultat s'explique notamment par le fait que notre échantillon regroupe davantage de pays à revenus intermédiaires et faibles et qu'en moyenne, ceux qui rémunèrent le plus leurs enseignants réussissent le moins aux tests.

**Dépenses éducatives.** L'indicateur de dépenses éducatives – mesuré par la part des dépenses publiques à l'éducation par niveau scolaire et par élève dans le PIB par tête – a un effet positif et significatif sur les résultats dans les enquêtes internationales (coefficient = 1,735 ; t = 3,38).

**Taille des classes.** L'analyse de l'impact de la taille des classes semble souligner que la taille des classes n'a pas d'effet significatif sur la réussite aux tests de compétence. En effet, le coefficient de la taille des classes est négatif mais non significatif (coefficient = -0,055 ; t = -1,47). Cette variable

---

<sup>3</sup> Nous considérons ici l'espérance d'années scolaires des adultes comme étant une approximation de l'éducation des parents, mais elle peut également représenter le niveau de compétence des enseignants.



est difficile à interpréter tant que l'on ne dispose pas d'un indicateur de dispersion intra pays de la taille des classes. En effet, l'analyse de comparaison internationale effectuée ici prend comme hypothèse que la taille des classes reste identique à l'intérieur de tous les pays. En soi, il serait intéressant de tester la variabilité de la taille des classes sur le niveau de compétence des élèves, mais ce type d'indicateur n'est malheureusement pas disponible.

**Variables régionales** Dans les colonnes (2) et (3) du tableau 3, nous avons ajouté respectivement deux variables indicatrices régionales pour les pays d'Afrique subsaharienne et ceux de l'Asie de l'Est et du Pacifique. Le coefficient associé à l'Afrique subsaharienne n'est pas significatif. Cela peut notamment s'expliquer par le fait que les données pour ces pays sont encore trop insuffisantes pour détecter des relations stables<sup>4</sup>. Inversement, nous pensons que les pays de l'Asie de l'Est et du Pacifique connaissent des spécificités culturelles, historiques et sociales, indépendamment des caractéristiques d'inputs mesurées par les autres coefficients, qui pourraient expliquer les résultats très élevés aux tests internationaux. Cette idée est confirmée par la valeur du coefficient pour cette variable qui est positif et significatif (coefficient = 1,206 ; t = 7,98). Remarquons que le fait d'intégrer une indicatrice régionale diminue la valeur des coefficients relatifs à l'éducation des parents et le niveau de dépense éducative. Toutefois, ces variables restent significatives et conservent le même signe. Ainsi, les spécificités régionales n'expliquent pas à elles seules les déterminants de la performance des élèves aux tests internationaux.

**Part inexpliquée des modèles.** Etant donné que les IQCH sont des indicateurs continus allant de 0 à 100, on peut donner une interprétation des valeurs des constantes comme le nombre de points de pourcentage de la qualité de l'éducation non expliqués par la spécification utilisée. Ainsi, on constate que la part inexpliquée des constantes se situe autour de 25 points de réussite aux tests. Ce qui implique que plus de trois quarts de la qualité de l'éducation peut être expliquée par des *inputs* éducatifs et économiques.

Il nous a semblé utile de séparer les pays selon leur niveau de richesse économique, car nous pensons que les *inputs* utilisés peuvent avoir des influences différentes selon le niveau de développement économique des pays. En utilisant la classification de la Banque mondiale, nous avons séparé les pays en trois catégories : les pays à revenus élevés (PRE), les pays à

---

<sup>4</sup> Une analyse en coupe transversale qui équilibre davantage l'échantillon donne un coefficient négatif et significatif pour la variable régionale Afrique subsaharienne (ce modèle n'est pas publié dans ce travail).

revenus intermédiaires (PRI) et les pays à revenus faibles (PRF). Il est effectivement intéressant de se demander si les relations calculées dans le tableau précédent ne sont pas dues uniquement à des différences entre les pays de niveau économique différents et non à l'intérieur de groupes de pays homogènes. Le tableau 4 présente les résultats issus de l'échantillon en panel. La première observation que l'on peut faire est qu'il existe des différences importantes pour tous les coefficients, ce qui témoigne donc l'existence de fonctions de production éducatives distinctes selon le niveau économique des pays.

**Niveau économique des parents.** La variable relative au PIB par tête qui était significative et positive dans le modèle général change de signe et perd sa significativité selon le niveau économique des pays. Pour le groupe des PRE, l'impact n'est pas significatif, tandis qu'il est négatif et significatif pour le groupe des PRI. Les résultats concernant le groupe des PRF voit un coefficient élevé et positif pour cette variable (coefficient = 6,123 ;  $t = 2,49$ ). On peut donc constater que plus le niveau économique des pays est élevé, moins l'impact de la richesse économique des pays sur la qualité de l'éducation est fort.

**Education des parents.** La variable représentant l'éducation des parents a un impact positif et significatif pour les PRE et PRI. La valeur des coefficients est largement plus élevée pour les PRI (coefficient = 8,316 ;  $t = 22,16$ ), tandis qu'elle est très faible pour les PRE (coefficient = 1,993 ;  $t = 2,32$ ). Le signe des coefficients pour les PRF est pour le moins contradictoire puisque l'on observe une relation négative entre l'éducation des parents et les IQCH.

**Rémunération des enseignants.** Le signe du coefficient relatif au salaire des enseignants est presque toujours négatif, mais il n'est significatif que pour les PRI et PRF. On peut constater que ce coefficient est d'autant plus élevé en valeur absolue que le niveau économique des pays est faible : le niveau trop élevé des salaires dans les pays les moins avancés peut ici trouver un argument relatif à une nécessité de redistribuer les dépenses éducatives de façon à privilégier les dépenses non récurrentes.

**Dépenses d'éducation.** L'analyse de la variable relative aux dépenses d'éducation montre une relation positive pour la plupart des spécifications, mais pas toujours significative. On remarque que plus le niveau économique des pays est élevé, moins les dépenses éducatives ont d'impact sur les IQCH.

**Taille des classes.** L'effet de la taille des classes sur les IQCH montre également des disparités selon le niveau économique des pays. L'effet de cette variable est positif et significatif (coefficient = 0,142 ;  $t = 3,22$ ) pour les PRE, tandis qu'il est négatif et significatif pour les PRI (coefficient = -2,80 ;

$t = -5,00$ ). Le coefficient de cette variable pour les PRF n'est pas significatif bien que l'on observe une relation négative.

**Part inexpliquée des modèles.** Les valeurs des constantes dans les modèles distinguant le niveau économique des pays avoisine 50, soit environ la moitié de la valeur des IQCH. Ainsi, on peut en déduire qu'environ la moitié de la valeur des IQCH n'est pas expliquée par les facteurs d'*inputs* introduits dans le modèle, en ce qui concerne les PRE et PRI. Pour les PRF, le modèle n'explique qu'environ un quart des IQCH, ce qui peut en partie être dû à un manque de données sur ce groupe de pays.

## CONCLUSION

L'objectif de ce papier a été de construire une nouvelle base de données sur des indicateurs éducatifs et de vérifier l'existence ou non d'une fonction de production éducative. En utilisant des enquêtes plus récentes et plus nombreuses que celles utilisées par les analyses antérieures, nous avons obtenu une base de données sur les indicateurs qualitatifs du capital humain (IQCH). Cette base est en panel et regroupe un total de 790 observations pour les IQCH, allant de 1964 à 2005. Par ailleurs, notre échantillon regroupe davantage de pays à revenus intermédiaires et faibles que la plupart des échantillons antérieurs. En effectuant des estimations d'une part avec l'échantillon global puis avec distinction selon le niveau économique des pays, nous avons vérifié si les relations trouvées dans l'estimation de la fonction de production éducative générale persistent ou non avec séparation selon les groupes de pays.

Les résultats montrent que l'hypothèse d'une fonction de production éducative est en partie démontrée lorsque l'on utilise l'échantillon global : les variables familiales (niveau économique des parents, éducation des parents) jouent dans un sens positif sur l'échantillon global). Les variables financières de l'éducation (dépenses éducatives par élève, rémunération des enseignants) ont également un impact sur la performance aux tests. Enfin, la seule variable d'organisation scolaire (à savoir la taille des classes) n'a pas d'impact sur l'échantillon global. La distinction établie selon le niveau économique souligne des différences significatives quant aux relations entre *inputs* et *outputs* éducatifs.

La prise en compte du niveau économique des pays apporte des informations nouvelles qui expliquent en partie les échecs antérieurs en matière d'estimation de la fonction de production éducative. On démontre notamment qu'à mesure que le niveau économique des pays s'élève, l'impact des variables financières de l'éducation sur la performance aux tests diminue.

Par ailleurs, on observe que l'effet de la taille des classes est positif pour les pays à revenus élevés tandis qu'il est négatif pour les pays à revenus intermédiaires et non significatif pour les pays à revenus faibles.

Cette étude de comparaison internationale montre que les différences dans la qualité de l'éducation entre pays sont importantes et peuvent être partiellement expliquées par des variables d'*inputs* quantitatives. Toutefois, il subsiste une partie importante de la qualité de l'éducation qui n'est pas expliquée. Au-delà des problèmes économétriques et de données, il existerait donc une part substantielle de la qualité de l'éducation (environ la moitié) qui s'expliquerait par des politiques d'organisation pédagogique et scolaire que nous ne pouvons mesurer efficacement dans les estimations économétriques.

## BIBLIOGRAPHIE

ALTINOK N. et MURSELI H. (2006), "International Database on Human Capital Quality", *IREDU Working Paper*, Dijon.

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

BARRO R.J. et LEE J.W. (1996), "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, n°86, volume 2, pp. 218-223.

BARRO R.J. et LEE J.W. (2001) "International data on educational attainment: updates and implications", *Oxford Economic Papers*, n°53, volume 3, Academic Research Library, pp.541-563.

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

GUPTA S., VERHOEVEN M. et TIONGSON E. (1999), "Does Higher Government Spending Buy Better Results in Education and Health Care ? ", International Monetary Fund (IMF), *Working Paper*, n°99/21, February.

HANUSHEK E.A. et KIMKO D.D. (2000), "Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations", *American Economic Review*, n°90, volume 5, pp.1184-1208.

HANUSHEK E.A. et LUQUE J.A. (2003), "Efficiency and Equity in Schools around the World", *Economics of Education Review*, n°22, volume 5, pp.481-502.

HESTON, A., R. SUMMERS AND B. ATEN. (2002), *Penn World Table Version 6.1*, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).

LECLERCQ F. (2005), "The relationship between Educational Expenditures and Outcomes", *Développement Institutions et Analyses à Long terme (DIAL), Working paper*, n°2005/05, Paris.

LEE J.W. et BARRO R.J (2001) "Schooling Quality in a Cross Section of Countries", *Economica*, n°38, volume 272, pp.465-88.

McMAHON W. (1999), *Education and Development: Measuring the Social Benefits*, Oxford, Oxford University Press.

SCHULTZ T.P. (1995), "Accounting for Public Expenditures on Education: An International Panel Study", in Schultz T.P. (éd.), *Research in Population Economics*, volume 8, Greenwich, CT, JAI Press.

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

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

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

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

ZELLNER A. (1962), "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias", *Journal of the American Statistical Society*, n°57, pp.348-368.

## ANNEXE

Tableau 1 : **Source des données utilisées**

Indicateur (abréviation)	Période	Source
PIB par habitant (GDPPC)	1960-2000	Heston, Summers et Aten (2002)
Nombre moyen d'années scolaires des personnes de 25 ans et plus (ADEDU)	1960-2000	Barro et Lee (2001), Unesco (2004, 2005)
Taille des classes primaire	1960-2002	Barro et Lee (1996),

(TEAPRI) et secondaire (TEASEC)		Unesco (2004, 2005)
Dépenses publiques au primaire (SHPUPP) et au secondaire (SHPUPS) par élève en pourcentage du PIB par tête	1960-2002	Barro et Lee (1996), UIS-Unesco (2006)
Salaire des enseignants au primaire en pourcentage du PIB par tête (SHSALP)	1960-2002	Barro et Lee (1996), Unesco (2004, 2005)

Tableau 2 : **Enquêtes utilisées afin de collecter les données sur les indicateurs qualitatifs du capital humain**

Organisme-Enquête	Année(s) de référence	Domaine testé	Nombres d'enquêtes
USA-IAEP	1988, 1990	Mathématiques, sciences	6
IEA	1964, 1970, 1982, 1984, 1995, 1999, 2003	Mathématiques, sciences	16
IEA	1970, 1990, 2001	Lecture	4
OCDE-PISA	2000, 2003	Mathématiques, sciences, lecture	6
UNESCO-LABORATORIO	1997	Mathématiques, lecture	2
CONFEMEN-PASEC	1995-2005	Mathématiques, lecture	2
UNESCO-SACMEQ	1999, 2002	Mathématiques, lecture	3
UNESCO-MLA	1992-1997	Mathématiques, sciences, lecture	3

Abbreviations: USA (États-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 (Conference of Francophone Education Ministers), PASEC (Programme on Analysis of Education Systems), SACMEQ (Southern and Eastern Africa Consortium for Monitoring Educational Quality), MLA (Monitoring Learning Achievement).

Tableau 3 : Estimation générale de la fonction de production de l'école

	(1)	(2)	(3)
Régression	SUR	SUR	SUR
Type de données	PANEL 26 équations	PANEL 26 équations	PANEL 26 équations
Echantillon	COMPLET	COMPLET	COMPLET
Ln (PIB par habitant)	1,906*** (4,70)	1,811*** (4,41)	1,932*** (4,59)
Ln (Education des parents)	5,242*** (6,74)	5,119*** (6,53)	4,946*** (6,11)
Ln (salaire des l'enseignant)	-1,770*** (-3,19)	-1,732*** (-3,12)	-1,760*** (-3,03)
Dépenses à l'éducation	1,735*** (3,38)	1,912*** (3,61)	1,924*** (3,60)
Taille des classes	-0,055 (-1,47)	-0,038 (-0,95)	-0,072* (-1,85)
Afrique subsaharienne		-1,721 (-1,26)	
Asie de l'Est et du Sud-est			1,206*** (7,98)
Constantes	24,361*** (6,19)	25,654*** (5,89)	24,565*** (6,01)
Nombre d'observations	490	490	490

Notes : Le système a 26 équations, où la variable dépendante est l'IQCH pour les mathématiques, les sciences ou la lecture, pour l'année considérée et pour le niveau scolaire correspondant. Les variables "Dépenses à l'éducation" et "Taille des classes" varient aussi selon le niveau éducatif considéré. On impose alors une contrainte d'égalité aux coefficients des deux niveaux scolaires. La méthode d'estimation est celle des moindres carrés quasi-généralisés avec l'application SUR. Chaque équation a une constante spécifique (seule la moyenne des coefficients est indiquée ici). La valeur des R<sup>2</sup> est distincte pour chaque équation et n'est pas indiquée ici. Entre parenthèses sont indiquées la valeur des t statistiques.

\*\*\* résultat significatif au seuil de 1%, \*\* résultat significatif au seuil de 5%, \* résultat significatif au seuil de 10%.

**Tableau 4 : Estimation de la fonction de production de l'école avec distinction du niveau économique des pays**

	(4)	(5)	(6)
Régression	SUR	SUR	SUR
Type de données	PANEL 25 équations	PANEL 22 équations	PANEL 5 équations
Echantillon	Pays à revenus élevés	Pays à revenus intermédiaires	Pays à revenus faibles
Ln (PIB par habitant)	-0,392 (-0,42)	-0,888*** (-2,59)	6,123*** (2,49)
Ln (Education des parents)	1,993** (2,32)	8,316*** (22,16)	-2,386*** (-4,38)
Ln (salaire des l'enseignant)	0,195 (0,36)	-2,705*** (-4,37)	-13,281*** (-6,09)
Dépenses à l'éducation	1,032** (2,12)	3,250*** (4,46)	3,108* (1,65)
Taille des classes	0,142*** (3,22)	-0,280*** (-5,00)	-0,046 (-0,80)
Constantes	42,814*** (4,69)	48,112*** (12,17)	71,761*** (3,24)
Nombre d'observations	260	150	41

Notes : Le système a entre 5 et 26 équations selon la spécification, où la variable dépendante est l'IQCH pour les mathématiques, les sciences ou la lecture, pour l'année considérée et pour le niveau scolaire correspondant. Les variables "Dépenses à l'éducation" et "Taille des classes" varient aussi selon le niveau éducatif considéré. La méthode d'estimation est celle des moindres carrés quasi-généralisés avec l'application SUR. Chaque équation a une constante spécifique (seule la moyenne des coefficients est indiquée ici). La valeur des R<sup>2</sup> est distincte pour chaque équation et n'est pas indiquée ici. Entre parenthèses sont indiquées la valeur des t statistiques. "PRE" signifie "Pays à revenus élevés", "PRI" signifie "Pays à revenus intermédiaires" et PRF signifie "Pays à revenus faibles".

\*\*\* résultat significatif au seuil de 1%, \*\* résultat significatif au seuil de 5%, \* résultat significatif au seuil de 10%.