

# L'apport des enquêtes internationales à la mesure qualitative du capital humain

**Nadir ALTINOK<sup>1</sup>**

Doctorant à IREDU (Institut de Recherche sur l'Education)  
UMR 5192 CNRS/Université de Bourgogne  
Pôle AAFE - Esplanade Erasme - B.P. 26513  
F - 21065 Dijon Cedex (France)

## Document de travail IREDU

**Résumé.** Dans ce travail de recherche, nous utilisons une méthode qui nous permet d'obtenir des indicateurs qualitatifs du capital humain (IQCH), créé par la formation initiale de base, pour environ 90 pays, et pour chaque domaine de compétence (mathématiques, sciences, lecture) mesuré à travers l'ensemble des enquêtes internationales d'acquis des élèves. Cette méthode repose sur la possibilité d'un re-calibrage des résultats d'une enquête par rapport à une autre en ancrant les résultats sur les pays qui ont participé à au moins deux enquêtes différentes. Elle nous permet de construire des indicateurs de qualité du capital humain comparables pour plus grand nombre de pays comparé à ce qui est actuellement disponible dans la littérature.

**Mots clés :** Qualité de l'Education, Capital Humain.

**Abstract.** In this research work, we have used a methodology which enables us to obtain qualitative indicators of human capital (QIHC) for approximately 90 countries, and different field of competencies (mathematics, sciences, reading) are measured taking into account all the international surveys of children learning achievement. This methodology lies on the potential reconsidering of the survey results compared to another by analysing the results of the countries which took part in at least two different surveys. This allowed us to build indicators of comparable data of quality of the human capital for numerous countries, which is a valuable comparison to what has been done so far.

**Keywords :** Education Quality, Human Capital.

**Classification J.E.L. :** I2.

---

<sup>1</sup> Correspondance électronique : Nadir ALTINOK ([nadir.altinok@u-bourgogne.fr](mailto:nadir.altinok@u-bourgogne.fr))

# L'apport des enquêtes internationales à la mesure qualitative du capital humain

## 1. Introduction

Les analyses récentes sur les différences internationales en matière de croissance économique ont mis en avant le rôle du capital humain. Les 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 et al., 1992). Cependant, les problèmes de données ont apporté de nombreuses limitations à ces études : 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 (Benhabib et Spiegel, 1994 ; Gurgand, 2000 ; Pritchett, 2001). En cela, ils sont davantage une mesure quantitative de l'affectation à l'éducation qu'une mesure des compétences acquises dans la formation initiale. L'analyse des différences internationales des taux de croissance du PIB montre que les connaissances en mathématiques et sciences sont des composants essentiels du capital humain incorporé à la force de travail (Hanushek et Kimko, 2000). Pour autant, ces compétences ne sont pas toujours précisément corrélées avec les mesures quantitatives de l'éducation ou encore des indicateurs de finance éducative.

De façon conceptuelle, la qualité de l'éducation peut être mesurée par la performance des élèves. Deux types d'indicateurs de la qualité de l'éducation peuvent être utilisés. Tout d'abord, la valeur qualitative peut être mesurée par la performance sur le marché du travail, tel que les gains supplémentaires obtenus, au sens du modèle de Mincer, ou les politiques d'embauche des travailleurs qualifiés. Un autre indicateur peut être les résultats des élèves aux tests internationaux de compétences en mathématiques, sciences et lecture. Dans le cadre de ce travail, nous choisissons cette deuxième voie. Plusieurs études, au niveau des individus, ont déjà montré que les résultats d'enquêtes de compétences cognitives sont de bons indicateurs des revenus futurs des élèves (Bossier, Knight, et Sabot, 1985 ; Birshop, 1989, 1992 ; Moll, 1998). D'autres études, plus d'essence macroéconomique, montrent également que les résultats à ces tests de compétences sont fortement corrélés avec la performance économique des pays. Par exemple, Hanushek et Kimko (2000) trouvent que les résultats aux tests d'élèves en mathématiques sont corrélés positivement avec la croissance économique du PIB par habitant dans les régressions de comparaison internationale. La qualité de l'éducation peut ainsi être un important composant du capital humain.

Dans ce papier, nous tentons d'identifier les déterminants de la qualité de l'école mesurée à travers les enquêtes internationales sur les acquis des élèves. 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 à l'intérieur d'un pays. Les comparaisons internationales sont rares et difficiles, car les données homogènes actuellement disponibles manquent. Hanushek et Kimko (2000) ont construit une base de donnée internationale des résultats aux tests d'acquis des élèves, pour un échantillon de 39

pays (pour les détails dans la méthodologie voir Hanushek et Kim, 1995). En utilisant 31 observations dans une régression en coupe croisée de comparaison internationale ils soulignent que les mesures conventionnelles de l'éducation (tels que la taille des classes ou les dépenses éducatives) n'ont pas d'effet significatif sur les résultats atteints aux tests internationaux. 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. Hanushek et Kimko ont combiné les résultats aux tests disponibles pour les mathématiques et les sciences en un unique score pour chaque pays. Comparativement, Lee et Barro ont pris en compte les résultats en mathématiques, sciences et lecture<sup>2</sup> pour les élèves d'âges différents, et ce, pour plusieurs années allant de 1964 à 1991. Ainsi, ils ont construit une base de données en panel de 214 observations en combinant les résultats aux tests avec les variables d'inputs qu'ils ont compilés dans Barro et Lee (1996).

En utilisant une méthodologie spécifique, nous avons compilé les résultats des pays pour chaque domaine de compétence (mathématiques, sciences et lecture) et ce pour les années les plus récentes. Une différence avec le travail de Hanushek et Kimko vient ici de la distinction de chaque domaine de compétence. Cette séparation nous a permis d'obtenir un total de 267 observations (respectivement 100, 79 et 88 pour les mathématiques, les sciences et la lecture). Une seconde différence avec le travail de Lee et Barro, ou celui de Hanushek et Kimko, est que nous avons ici pris en compte de nouveaux pays (la plupart des pays à revenu intermédiaire ou faible), tandis que les précédentes études se focalisaient exclusivement sur des pays à revenu élevé. Par exemple, notre base de données comprend 24 pays d'Afrique subsaharienne, là où les autres bases de données négligent souvent ce continent dans leurs analyses.

## **2. Données internationales sur la qualité de l'éducation**

L'éducation possède des impacts dans plusieurs dimensions des compétences cognitives, notamment dans les connaissances de base en lecture et écriture, dans la capacité à résoudre des problèmes, ou encore dans celle de compréhension scientifique du monde actuel (Lockheed et al., 1991, p.5).

Les niveaux cognitifs des élèves peuvent être mesurés à travers les résultats aux enquêtes internationales sur les acquis des élèves. 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 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.

---

<sup>2</sup> Pour simplifier l'expression nous avons conservé l'intitulé lecture en parallèle 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.

Pour autant, la question de la comparabilité des résultats entre les enquêtes peut être posée, étant donné que les enquêtes ont été effectuées avec des méthodologies différentes et dans des niveaux de difficultés variées. Afin de garantir la comparabilité entre les enquêtes, nous avons mis en place une procédure spécifique. Il reste évident que malgré toutes nos précautions, nos résultats seront biaisés du simple fait de l'hétérogénéité de contenu des enquêtes utilisées, mais aussi que les résultats de ces tests peuvent être impactés par des contextes spécifiques, variété et effectivité de l'enseignement du programme dans chaque pays et chaque école, mais aussi impact du milieu socio-familial de l'élève. Multiples dimensions que nous ne pouvons ici contrôler.

Nous avons utilisé les résultats les plus récents issus de 6 enquêtes internationales différentes (IEA, PISA, SACMEQ, PASEC, LABORATORIO et MLA). On peut trouver dans Bourdon (2005) une revue de littérature des enquêtes pour les pays en développement. Remarquons que contrairement à Lee et Barro, notre étude n'est pas une approche en terme de panel car nous avons préféré tenter de comparer les systèmes éducatifs contemporains, plutôt que leur évolution à travers le temps<sup>3</sup>. Elle rejoint ainsi davantage l'approche d'Hanushek et Kimko, mais tout en distinguant chacun des domaines de compétence (mathématiques, science et lecture).

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 pluri-annuelles, et ce dans des domaines très variés : outre les mathématiques, sciences et lecture, des domaines tels que les études sur les écoles pré-primaires (14 pays, 1988-95), sur l'informatique à l'école (20 pays, 1988-1992). Dans notre papier, nous n'avons utilisé que les résultats les plus récents de l'IEA. En mathématiques et en sciences, nous avons pris en compte la Troisième Etude Internationale en Mathématiques et en Sciences (TIMSS), enquête qui a été lancée en 1995, puis prolongée en 1999 et récemment en 2003. Dans le domaine de la lecture, nous avons utilisé les résultats issus de l'enquête Progress in International Reading Lecture Study (PIRLS) qui a été effectuée pour les élèves de grade 4 (9 et 10 ans). Les données ont été recueillies 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).

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 (PISA, "Programme for International Student Assessment"). Le rapport du Programme international de l'OCDE pour le suivi des acquis des élèves (OCDE/PISA) 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. 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 fondé. 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

---

<sup>3</sup> Dans un prochain travail, nous explorerons l'étude de l'évolution des compétences entre 1964 et 2003 pour un grand nombre de pays.

prépare à l'avenir. Dans ce papier, nous n'avons pris en compte que les résultats de PISA 2003, étant donné que nous voulions obtenir l'année la plus récente.

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 ans 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 Vénézuéla.

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 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 dix pays (par ordre chronologique : Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Madagascar, Sénégal, Mali, Niger, Togo, Tchad, Mauritanie). Même si l'échantillon n'est pas strictement représentatif puisque certaines strates avec peu d'observations ont été légèrement surreprésentées, les données constituent une base excellente pour une analyse des déterminants de la qualité de l'éducation au primaire. Les données sont issues de 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 eux 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). On pourra retrouver dans Murimba (1998) une synthèse sur SACMEQ I. Les autres données sont issues du site internet du SACMEQ ([www.sacmeq.org](http://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<sup>e</sup> 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 ; 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 seulement.

### 3. Méthodologie

Etant donné la présence de 6 enquêtes internationales d'analyse des compétences des élèves, notre étude a tenté de regrouper ces enquêtes sur des échelles communes, ceci afin de permettre une comparaison internationale des compétences des élèves entre les pays. Il est évident qu'une telle entreprise revêt de nombreuses faiblesses, dont la plus importante qui est la comparabilité des enquêtes internationales. Cependant, afin de mieux comprendre la spécificité de chaque système éducatif et d'analyser le rapport quantité-qualité d'un système éducatif, nous avons décidé de procéder à ce type d'étude. Après constat, il ressort une assez grande cohérence entre les résultats de mêmes pays ayant participé à des enquêtes différentes. La méthodologie utilisée ne correspond pas aux méthodes classiques utilisées en sciences de l'éducation et en psychologie, à savoir les échelles de Thurstone, de Likert, de Guttman, de Rasch (voir encadré 1). Toutefois, nous avons utilisé la notion d'ancrage dans le modèle de Rasch, en transposant les références sur données individuelles sur les données pays. Cette technique de mise en rapport implique une procédure d'ancrage et de transformation. Un ancrage implique qu'une personne (ici un pays) réponde aux items de plusieurs tests ou qu'un item (ici une enquête) soit administré aux membres de plusieurs groupes (ici plusieurs pays). La notion d'ancrage dans le modèle de Rasch permet que chaque élève soit soumis à un ensemble d'items identiques, mais aussi à des items propres à un groupe particulier de sujets. Dans notre étude, nous tentons de prendre en compte les 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. Cette approche permet, dans une certaine mesure, de faire réellement fi des différences qui peuvent exister entre les enquêtes, en dehors des résultats aux tests. Cette condition d'équivalence entre les enquêtes est ici postulée, mais pas toujours vérifiée : ainsi, nous supposons dans notre ajustement que le système éducatif d'un pays ayant participé à deux enquêtes est identique et que donc nous pouvons comparer les compétences mesurées. Ceci est critiquable dans la mesure où l'âge des élèves, le niveau d'études considéré, les procédures d'analyse des compétences, ou encore la date de l'établissement des enquêtes peuvent varier entre les différentes enquêtes. Ainsi, notre procédure possède de nombreux biais, mais nous pouvons supposer qu'un système éducatif performant devrait, en toute hypothèse, conduire à des résultats assez similaires quelle que soit l'enquête. Nous pouvons trouver dans Mingat (2003) une méthodologie assez similaire d'ancrage des données relatives aux enquêtes des acquis des élèves en Afrique subsaharienne.

### **Encadré 1 : Les différentes méthodes d'homogénéisation des échelles de scores**

**Méthode de Thurnstone** : Ces échelles permettent de classer les stimuli sur un continuum et de fixer la taille des intervalles séparant les propositions sur ce même continuum.

**Méthode de Likert** : La méthode élaborée par Likert est une fusion entre l'étape de création de l'échelle et celle de son utilisation. Elle permet de mesurer l'attitude de divers individus en leur présentant des affirmations préalablement incorporées à l'échelle.

**Méthode de Guttman** : Cette sorte d'échelle comporte généralement des items dichotomiques afin de mesurer certaines dimensions (attitudes). De plus, on suppose, d'une part, une gradation entre les items, et, d'autre part, qu'il est théoriquement impossible de choisir des items non adjacents et d'accepter des items "plus élevés" sur l'échelle alors que les "moins élevés" n'ont pas été acceptés.

**Méthode de Rasch** : Il s'agit d'un modèle probabiliste à un seul paramètre qui permet de caractériser chaque item par une courbe logistique dont les paramètres prennent en compte le niveau de difficulté. Il s'applique à des items dichotomiques de même pouvoir discriminatif ayant, généralement, un niveau de difficulté distinct.

Source : Allerup (1997), Demeuse (2004).

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 enquête de référence, étant donné que ces enquêtes recouvrent le plus grand nombre de pays et que le niveau économique de ceux-ci est le plus hétérogène. Nous présentons ici la méthodologie générale, avec une application aux mathématiques et à l'ajustement entre l'enquête MLA et IEA-TIMSS.

Afin de recueillir le maximum de pays, nous avons dû utiliser plusieurs enquêtes de l'IEA et pas 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. Nous avons ainsi utilisé trois enquêtes en mathématiques de l'IEA :

- L'enquête TIMSS de 1995 (39 pays)
- L'enquête TIMSS de 1999 (38 pays)
- L'enquête TIMSS de 2003 (46 pays)

Puis, en reprenant la moyenne arithmétique des pays ayant participé à la fois aux enquêtes 1995 et 2003, nous avons ré-ajusté 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, nous avons pu obtenir un indice des compétences de TIMSS pour 64 pays, ce qui est déjà considérable.

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.

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

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, LABORATORIO, 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  $x_{ij}^{\bar{k}}$  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.

$$x_{1j}^M = \frac{x_{1j}^M}{\max(x_{1j}^M)} \times 100 \quad (2)$$

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. Le tableau 1 fait observer les pays qui ont participé à plusieurs enquêtes, dont au moins l'enquête TIMSS.

**Tableau 1. Pays ayant participé à la fois à TIMSS et à au moins une autre enquête (pays doublons)**

	TIMSS	Pays
PISA	33 pays	Australie, Autriche, Belgique (Flandre), Canada, Rép. Tchèque, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Honk-Kong, Hongrie, Islande, Indonésie, Irlande, Italie, Japon, Corée du Sud, Lettonie, Pays-Bas, Nouvelle-Zélande, Norvège, Portugal, Russie, Serbie, Rép. Slovaque, Espagne, Suède, Suisse, Thaïlande, Tunisie, Turquie, Etats-Unis
PASEC	0 pays	
MLA	3 pays	Botswana, Maroc, Tunisie
LABORATORIO	2 pays	Chili, Colombie
SACMEQ	2 pays	Afrique du Sud, Botswana

Nous pouvons remarquer que 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 re-cadrage 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.

$$\bar{x}_{i,doublons_n}^{\tilde{k}} = \frac{x_{i,doublons_1}^{\tilde{k}} + x_{i,doublons_2}^{\tilde{k}} + \dots + x_{i,doublons_n}^{\tilde{k}}}{n} \quad (3)$$

L'équation (3) 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 simplement 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.

$$\bar{x}_{IEA,Pays_n}^{\tilde{k}} = \frac{x_{IEA,Pays_1}^{\tilde{k}} + x_{IEA,Pays_2}^{\tilde{k}} + \dots + x_{IEA,Pays_n}^{\tilde{k}}}{n} \quad (4)$$

L'équation (4) souligne la même opération que nous avons effectué pour l'enquête de référence IEA. Nous avons calculé la moyenne des résultats à l'enquête IEA des pays doublons. Par exemple, dans l'équation (5), 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 MLA. Nous avons dans ce cas précis 3 pays (Botswana, Maroc et Tunisie).

$$\bar{x}_{2,Pays_3}^M = \frac{x_{2,Botswana}^M + x_{2,Maroc}^M + x_{2,Tunisie}^M}{3} \quad (5)$$

Dans une prochaine 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  $\bar{x}_{i,doublons_n}^{\tilde{k}}$ . Dans notre exemple, cet indice de passage est égal à 0,692 (voir tableau 2). Ce qui signifie que un résultat de 100 points à l'enquête MLA équivaut à un résultat de 69,2 points dans l'échelle ajustée par rapport à l'enquête de référence IEA-TIMSS.

**Tableau 2. Exemple de calcul d'un indice de passage entre deux enquêtes**

	<b>MLA</b>	<b>TIMSS</b>
Botswana	84,5	60,5
Maroco	93,4	64
Tunisie	100	67,8
<b>Moyenne</b>	<b>92,6</b>	<b>64,1</b>
<b>Indice de passage de MLA à TIMSS</b>		<b>0,692</b>

$$Indice_{IEA,\tilde{i}}^{\tilde{k}} = \frac{\bar{x}_{IEA,Pays_n}^{\tilde{k}}}{\bar{x}_{\tilde{i},doublons_n}^{\tilde{k}}} = \frac{x_{IEA,Pays_1}^{\tilde{k}} + x_{IEA,Pays_2}^{\tilde{k}} + \dots + x_{IEA,Pays_n}^{\tilde{k}}}{x_{\tilde{i},doublons_1}^{\tilde{k}} + x_{\tilde{i},doublons_2}^{\tilde{k}} + \dots + x_{\tilde{i},doublons_n}^{\tilde{k}}} \quad (6)$$

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  $x_{ij}^{\tilde{k}}$  par l'indice de référence correspondant, à savoir  $Indice_{IEA,\tilde{i}}^{\tilde{k}}$ .

$$\hat{x}_{ij}^{\tilde{k}} = x_{ij}^{\tilde{k}} \times Indice_{IEA,\tilde{i}}^{\tilde{k}} \quad (7)$$

Une procédure spécifique a été utilisée pour l'enquête PASEC puisqu'aucun des pays participant à celle-ci n'a effectué l'enquête de référence IEA. Afin de contourner ce problème, nous avons dû passer par un ajustement par l'enquête MLA (tableau 3). Cet ajustement préserve la logique de classement car nous avons utilisé la série MLA réajustée auparavant sur TIMSS. 3 pays ont participé à la fois à l'enquête PASEC et à MLA.

**Tableau 3. Calcul spécifique de l'indice de passage de PASEC à TIMSS**

	PASEC	MLA repondéré
Madagascar	100	50,1
Mali	58,7	49,9
Niger	53,7	42,7
<b>Moyenne</b>	<b>70,8</b>	<b>47,6</b>
<b>Indice de passage de Pasec à TIMSS</b>		<b>0,672</b>

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 (voir équation 8). Notons que le calcul de cette moyenne a eu un très faible impact sur les indices, puisque les résultats sont presque similaires pour la quasi-totalité des pays ayant participé à plusieurs enquêtes. Ce résultat découle logiquement de notre méthode de construction.

$$\hat{x}_j^{\tilde{k}} = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{x}_{ij}^{\tilde{k}}}{n} \quad (8)$$

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. Nous nous contenterons de donner les valeurs pour chacun des domaines en annexe 1.

## 4. Analyse comparative des indicateurs

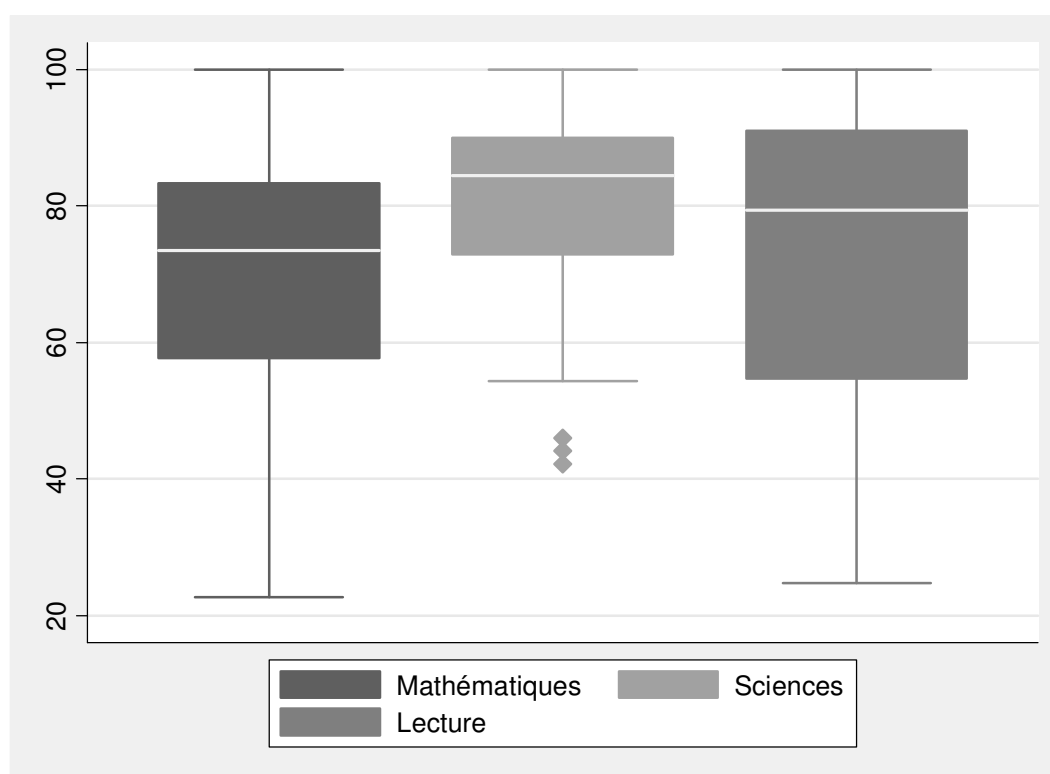
### 4.1. Analyse statistique des indicateurs qualitatifs de capital humain (IQCH)

Il convient tout d'abord d'analyser les variables qualitatives obtenues. Pour cela, nous pouvons dresser les indices d'analyse usuels pour chacune d'entre elles (tableau 4, figure 1).

**Tableau 4. Analyse statistique générale des IQCH**

Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
<b>IQCH-Mathématiques</b>	100	70,67	15,68	22,69	100
<b>IQCH-Sciences</b>	79	80,71	13,03	42,21	100
<b>IQCH-Lecture</b>	88	73,68	20,08	24,8	100

**Figure 1. Diagramme de Tukey pour les domaines de compétence**



Tout d'abord, on constate que les résultats en mathématiques sont les plus nombreux (100 pays), et c'est pour la mesure des IQCH en sciences que nous avons le moins de pays (79). L'analyse des moyennes montre que la moyenne la moins élevée est pour les mathématiques (71 % de réussite), tandis que pour les sciences on observe une moyenne assez

forte (81 % de réussite), la lecture se situant dans une position intermédiaire (74 % de réussite).

L'analyse de la variation des indicateurs qualitatifs est nécessaire, ceci afin de confronter les éventuelles différences de dispersion entre les enquêtes utilisées et à l'intérieur de celles-ci. Nous allons procéder en trois étapes. En premier lieu, l'analyse de la variation à l'intérieur des IQCH peut nous permettre d'apprécier les différences globales de variabilité. Celle-ci semble assez importante, pour chacune des dimensions de la mesure des compétences. Par ailleurs, les scores les plus bas sont de l'ordre de 40 % environ pour chacun des domaines considérés. Remarquons trois pays qui ont obtenu des scores "outliers" pour les résultats en science (il s'agit du Malawi, de la Jordanie et de Madagascar).

Afin d'estimer le degré de dispersion entre les différentes enquêtes, nous avons procédé au calcul du coefficient de variation pour chacune d'entre elles. Le calcul de ce coefficient a varié selon les disponibilités de données relatives à la mesure de la dispersion. Le tableau 5 relate les principaux résultats. En comparant la variabilité moyenne selon les domaines de compétence, on constate qu'elle est assez identique (le coefficient de variation se situe autour de 0,20). Par ailleurs, l'analyse des différences de variabilité entre les enquêtes montre que ce sont celles qui concernent davantage les pays riches qui ont les coefficients de variation les moins élevés.

**Tableau 5. Comparaison entre les coefficients de variation par enquête et par domaine de compétence**

Enquête	Coefficient de variation	Mesure du coefficient		Nombre d'élèves dans l'enquête
<b>Mathématiques</b>				
TIMSS	0,1728	Ecart-type / moyenne	5	Entre 3 200 et 9 900
PISA	0,1933	Ecart-type / moyenne	4	Entre 4 500 et 10 000
PASEC	0,3534	Ecart-type / moyenne	2	Environ 2 000
LABORATORIO	0,2082	(Q3-Q1)/ Q2	3	Entre 1 700 et 4 700
SACMEQ	0,1677	Ecart-type / moyenne	6	Environ 4 000
MLA	0,3660	Ecart-type / moyenne	1	Variable selon les pays
<b>MOYENNE</b>	<b>0,2032</b>			
<b>Sciences</b>				
TIMSS	0,1758	Ecart-type / moyenne	3	Entre 3 200 et 9 900
PISA	0,2092	Ecart-type / moyenne	2	Entre 4 500 et 10 000
MLA	0,3071	Ecart-type / moyenne	1	Variable selon les pays
<b>MOYENNE</b>	<b>0,2073</b>			
<b>Lecture</b>				
PIRLS	0,1604	Ecart-type / moyenne	6	Entre 2 700 et 9 100
PISA	0,1984	Ecart-type / moyenne	4	Entre 4 500 et 10 000
PASEC	0,3734	Ecart-type / moyenne	1	Environ 2 000
LABORATORIO	0,2435	(Q3-Q1)/ Q2	3	Entre 1 700 et 4 700
SACMEQ	0,1718	Ecart-type / moyenne	5	Environ 4 000
MLA	0,3445	Ecart-type / moyenne	2	Variable selon les pays
<b>MOYENNE</b>	<b>0,2110</b>			

Ce résultat peut s'interpréter de deux manières. Premièrement, le faible niveau du coefficient de variation pour les enquêtes de l'IEA (TIMSS et PIRLS) et de PISA peuvent s'expliquer par la nature des questionnaires administrés aux élèves (la possible variation des réponses serait limitée). Nous pouvons aussi comparer le nombre d'élèves participant aux questionnaires et nous questionner sur l'éventuelle représentativité des échantillons. On constate que certaines enquêtes utilisent des échantillons relativement moins élevés que d'autres. Par exemple l'enquête PASEC ne concerne que 2 000 élèves contre plus de 4 500 au minimum pour l'enquête TIMSS. Ainsi, le degré de représentativité peut-il expliquer les différences dans les coefficients de variation (0,35 pour PASEC contre 0,17 pour TIMSS en mathématiques).

Par ailleurs, il se pourrait que les variations entre les pays soient plus faibles pour ces enquêtes que pour les autres. Ainsi, les pays riches auraient des élèves ayant des connaissances assez proches de la moyenne des pays considérés, contrairement aux pays à revenu intermédiaire ou faible. Cette idée est validée par un examen rapide des résultats de PISA 2003 où l'on remarque une dispersion des scores interne à chaque pays inversement proportionnelle au niveau de richesse. Afin de vérifier cette hypothèse, nous avons calculé un indice permettant de mesurer l'écart relatif de chaque pays à la moyenne du coefficient de variation. Cet indice est calculé en soustrayant le coefficient de variation pour chaque pays  $V_{i,j}$  par le coefficient de variation moyen pour l'enquête  $j$  considérée  $\hat{V}_j$ , et en divisant le résultat par le nombre de pays ayant participé à l'enquête  $j$   $nb_j$ .

$$Ecart_j = \frac{V_{i,j} - \hat{V}_j}{nb_j} \quad (9)$$

On constate en effet que les écarts à la moyenne du coefficient de variation tendent à être plus élevés pour les enquêtes mesurant les compétences d'élèves de pays à revenus intermédiaire ou faible (sauf pour l'enquête LABORATORIO où l'indice est proche des enquêtes PISA et de l'IEA, voir tableau 6).

**Tableau 6. Comparaison entre les indices d'écart relatif à la moyenne**

	IEA*	PISA	PASEC	LABORAT.	SACMEQ	MLA
<b>Mathématiques</b>	0,0173	0,0287	0,0334	0,0139	0,0326	0,0441
<b>Sciences</b>	0,0362	0,0147				0,0768
<b>Lecture</b>	0,0336	0,0206	0,0414	0,0218	0,0332	0,0623

\* Il s'agit de TIMSS pour les mathématiques et les sciences et de PIRLS pour la lecture.

## 4.2. Comparaison avec d'autres indicateurs qualitatifs

Dans un troisième temps, nous avons tenté de mesurer la corrélation entre les différentes mesures des compétences que nous avons effectuées. Les résultats laissent supposer à 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 détermination sont de 0,79 pour sciences et 0,90 pour 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 (85 observations en mathématiques contre 76 pour sciences), mais également par le fait que nos données en sciences paraissent quelque peu biaisées (notamment celles qui se réfèrent à l'enquête MLA ).

**Tableau 7. Coefficient de détermination (R<sup>2</sup>) entre mathématiques, sciences et lecture**

	<b>IQCH- Mathématiques</b>	<b>IQCH- Sciences</b>	<b>IQCH- Lecture</b>
<b>IQCH-Mathématiques</b>	1		
<b>IQCH-Sciences</b>	0,79 (76)	1	
<b>IQCH-Lecture</b>	0,90 (85)	0,73 (63)	1

Note : Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre d'observations.

Afin de vérifier la validité de notre travail d'élaboration d'indicateurs qualitatifs, nous avons comparé l'IQCH avec d'autres bases qualitatives : avec celles calculées dans Hanushek et Kimko (2000), avec l'*Education Development Index* de l'Unesco (2004) et l'Indicateur Africain de la Qualité de l'Education (IAEQ) calculé par Mingat (2003) et prolongé par Pôle de Dakar (2005).

Hanushek et Kimko ont utilisé seulement les enquêtes de l'IEA et de l'IEAP (International Assessment of Educational Progress). Ils ont pris en compte en tout vingt-six séries de performance éducative (en distinguant les âges, le domaine de compétence, à savoir seulement les mathématiques et les sciences, et les années). Ils ont utilisé deux méthodes d'estimation :

- La première a consisté à repondérer chacune des vingt-six séries afin d'obtenir des séries avec une moyenne de 50. Ainsi, si la moyenne d'une série  $t$  est de  $m_t$ , alors le score ajusté pour chaque pays se calcule par le produit du score nominal par  $\frac{50}{m_t}$ . Une procédure similaire a été effectuée pour le calcul de l'écart type. Cette transformation prend comme hypothèse que la moyenne mondiale en matière de compétences en sciences et en mathématiques est stable et que les pays participants sont sélectionnés de manière aléatoire. Cette méthode est très critiquable dans la mesure où elle combine des mesures d'acquis des élèves s'étalant entre 1961 et 1991.
- La seconde méthode a consisté à incorporer l'information supplémentaire en panel disponible dans le National Assessment of Educational Progress (NAEP). Le NAEP a été le principal instrument de mesure des acquis des élèves américains depuis 1969. L'IAEP est l'équivalent international du NAEP. 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, ils 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 terme d'âge, d'année et de domaine de compétence). Ce re-calibrage des scores n'a pas été possible pour la première enquête de l'IEA de 1963-1964 car le NAEP n'était pas encore lancé. Ils ont alors gardé les résultats sans re-calibrage.

La mesure totale de la qualité de l'école pour chaque pays a été construite en calculant la moyenne pondérée de toutes les séries ajustées disponibles. La combinaison de ces tests prend en compte l'information relative à la distribution des scores pour chaque pays dans une série en pondérant le résultat ajusté par l'inverse de l'erreur de mesure ( $\sigma_{Ti}$ , *standard error*). Par exemple, le coefficient de pondération du test T pour le pays i,  $WT_{Ti}$ , est :

$$WT_{Ti} = \left(\frac{1}{\sigma_{Ti}}\right) / \sum_T \left(\frac{1}{\sigma_{Ti}}\right) \quad (10)$$

Cette pondération considère qu'une grande erreur de mesure conduit à une moindre information en matière de performance du pays considéré. Le tableau 8 montre les indicateurs statistiques généraux pour les autres indicateurs de qualité du capital humain. L'indicateur Hanushek1 représente les scores obtenus avec la première méthode, tandis que l'indicateur Hanushek2 prend en compte la seconde méthode.

**Tableau 8. Analyse statistique générale d'indicateurs qualitatifs**

Variable	Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Hanushek1	82	41,81	10,62	20,79	60,65
Hanushek2	85	45,16	13,10	18,26	72,13
EDI	121	0,85	0,14	0,42	0,99
IAEQ+	32	51,34	7,73	40	71

Lorsque nous tentons de comparer nos résultats en mathématiques avec ceux de Hanushek et Kimko (2000), le coefficient de corrélation est plutôt élevé (environ 0,50 pour les deux bases Hanushek1 et Hanushek2, voir tableau 9). Concernant l'IQCH-Sciences, le coefficient est légèrement inférieur ( $R^2=0,45$ ). Plusieurs explications peuvent être émises : tout d'abord, nous n'avons pas utilisé la même méthode de mesure de la qualité des systèmes éducatifs, et donc certaines variations peuvent apparaître entre les différentes méthodes. Par ailleurs, les données utilisées par Hanushek et Kimko (2000) ne sont pas strictement identiques aux nôtres. Tandis qu'ils utilisent les résultats uniques de l'IEA et de l'IAEP, nous avons tenté de relier 6 enquêtes différentes, sans prise en compte de l'enquête IAEP. En effet, nous avons considéré que cette enquête est trop centrée sur les curricula américains et donc est largement biaisée. Enfin, les auteurs se sont servis de l'ensemble des enquêtes depuis 1965 pour obtenir un indicateur qualitatif unique. A la différence de cette approche, notre méthode n'a pris en compte que les enquêtes les plus récentes, préférant supposer que la qualité du capital humain varie à long terme.

**Tableau 9. Coefficient de détermination ( $R^2$ ) entre l'IQCH et les indicateurs de Hanushek et Kim (1995)**

	<b>IQCH- Mathématiques</b>	<b>IQCH- Sciences</b>	<b>Hanushek1</b>	<b>Hanushek2</b>
<b>IQCH- Mathématiques</b>	1			
<b>IQCH-Sciences</b>	0,79 (77)	1		
<b>Hanushek1</b>	0,49 (60)	0,45 (50)	1	
<b>Hanushek2</b>	0,50 (61)	0,45 (51)	0,90 (82)	1

Note : Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre d'observations.

La comparaison entre indicateurs de compétence et l'index de développement de l'éducation (EDI = *Education Development Index*) de l'Unesco (2004) est présentée dans le tableau ci-dessous.

L'EDI est construit à partir des objectifs de l'Education pour Tous (EPT) annoncé à la Conférence de Dakar en 2000. Tous les objectifs de l'EPT sont considérés comme revêtant une égale importance ; pour accorder le même poids à chacun des éléments constitutifs de l'indice, chacun des 4 objectifs est représenté par un indicateur d'approximation. La valeur de l'EDI pour un pays déterminé est la moyenne arithmétique des valeurs observées pour chacun des indicateurs. Celles-ci sont exprimées sous la forme de pourcentages et la valeur de l'EDI peut varier de 0 à 1. Plus proche il est de 1, plus le pays en question a fait pour réaliser l'EPT.

Les éléments constitutifs de l'IDE et les indicateurs qui leur sont associés sont les suivants:

- Enseignement primaire universel : taux net de scolarisation ;
- Alphabétisation des adultes : taux d'alphabétisme de la population âgée de 15 ans ou plus;
- Genre: indice de l'EPT relatif au genre (Gender-specific EFA index, GEI) ;
- Qualité de l'éducation : taux de survie en 5e année du primaire.

Nous constatons une corrélation assez élevée entre l'EDI et l'IQCH calculé dans ce papier (proche de 0,50 pour chaque domaine de l'IQCH, voir tableau 10). Ainsi, nous pouvons constater que la qualité du capital humain peut s'expliquer en partie par des indicateurs quantitatifs de l'éducation (mesurés ici par l'EDI).

Mingat (2003) a effectué un travail de re-calibrage de l'ensemble des mesures existantes sur une échelle unique (celle du MLA) pour obtenir une comparaison raisonnable entre pays africains des scores moyens des élèves. Son approche est similaire à celle utilisée dans notre papier puisqu'elle consiste à prendre en compte les pays qui ont participé à la fois à une enquête MLA et soit une enquête PASEC soit une enquête SACMEQ. Une récente étude du Pôle de Dakar (2005) a prolongé cette analyse en prenant en compte les enquêtes MICS (Multiple Indicators Cluster Survey). L'UNICEF, en collaboration avec les offices statistiques de chaque pays réalise des enquêtes ménages standardisées de grande envergure (souvent environ 20 000 individus). Cette enquête MICS, effectuée dans plus d'une vingtaine de pays africains, fournit, entre autres, des informations sur les parcours scolaires des individus et sur leur niveau d'alphabétisation actuel. La mesure du taux d'alphabétisation parmi les élèves ayant effectués six années de scolarisation (un cycle primaire complet dans beaucoup de pays africains) peut ainsi être considérée comme une mesure comparable de la qualité de l'enseignement reçu. Dans la mesure où dix pays ont bénéficié à la fois d'une enquête



d'évaluation des acquis et d'une enquête MICS, le Pôle de Dakar a combiné les résultats des deux mesures et obtenu l'indicateur IAQE+. Cet indicateur est disponible pour 36 pays africains.

**Tableau 10. Coefficient de détermination ( $R^2$ ) entre différents indicateurs de qualité du capital humain**

	<b>IQCH- Mathématiques</b>	<b>IQCH- Sciences</b>	<b>IQCH- Lecture</b>
EDI	0,56 (71)	0,54 (56)	0,57 (63)
IAEQ+	0,61 (21)	0,28 (12)	0,44 (24)

Note : Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre d'observations.

### 4.3. Comparaison avec les indicateurs usuels de l'éducation

L'analyse de la relation entre l'éducation et la croissance souligne l'existence d'un paradoxe entre les études empiriques microéconomiques et celles macroéconomiques (Gurgand, 2000). L'analyse microéconomique, basée sur la fonction de gain de Mincer, montre que le niveau d'éducation est bien corrélé avec le niveau des salaires et qu'une hausse du niveau d'éducation conduit à la croissance. L'approche macroéconomique est une approche en terme de "comptabilité" de la croissance (*standart growth accounting model*) et montre que l'éducation n'a pas une influence uniforme sur la croissance, comme le laisserait supposer l'approche microéconomique. Il convient alors de se demander "où est allée l'éducation ?" (Pritchett, 2001).

De la Fuente et Doménech (2000) réexaminent les données de panel sur les années de scolarisation issues de Barro et Lee (1996) et de Nehru, Swanson et Dubey (1995). En comparant ces données sur le long terme et les données les plus récentes disponibles par l'OCDE, ils trouvent des incohérences très importantes dans les mesures de l'éducation, notamment d'un point de vue longitudinal. Ils soulignent alors que ces lacunes pourraient être à l'origine de la relation négative entre l'éducation et la croissance.

Afin de vérifier partiellement le bienfondé de cette hypothèse, nous procédons ci-dessous à une comparaison entre les IQCH et les indicateurs utilisés généralement dans les analyses sur l'éducation et la croissance. Le tableau 11 résume les différents coefficients de détermination ( $R^2$ ).

Il en ressort que les variables telles que les dépenses à l'éducation primaire en % du PNB ou que les taux bruts de scolarisation au primaire n'ont pas de relation significative avec l'IQCH (les  $R^2$  sont respectivement de 0,06 et 0,04). Les distinctions entre les différents domaines apportent des conclusions similaires. Ce manque de relation justifierait ainsi le besoin d'une amélioration de la mesure de la qualité de l'éducation. Pour autant, la relation entre l'IQCH et l'espérance de vie scolaire semble positive et assez forte (le  $R^2$  est proche de 0,52).

Ainsi, la difficile relation entre éducation et croissance peut ne pas simplement avoir comme origine une difficulté de mesure de la qualité de l'éducation, mais plutôt des motifs qui dépassent le cadre éducatif et s'inscrivent dans des spécificités institutionnelles (Pritchett, 2001). Pour autant, des modélisations spécifiques prenant en compte l'IQCH permettraient de mieux analyser les relations entre éducation et croissance.

**Tableau 11. Coefficient de détermination ( $R^2$ ) entre l'IQCH et les indicateurs éducatifs**

	Espérance de vie scolaire	Dépenses au primaire en % PNB	Taux brut de scolarisation primaire
IQCH	0,52 (244)	0,06 (232)	0,04 (243)
IQCH-Mathématiques	0,55 (93)	0,01 (86)	0,04 (91)
IQCH-Sciences	0,44 (75)	0,08 (71)	0,08 (73)
IQCH-Lecture	0,60 (82)	0,05 (77)	0,02 (81)

Note : Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre d'observations.

## 5. Conclusion

Les approches macro-économiques les plus robustes apportent 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. Or, 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) ont notamment pris ce chemin qualitatif, mais sans exploiter l'ensemble des enquêtes internationales et pour seulement un échantillon de 36 pays. Dans ce travail de recherche, nous avons utilisé une méthode qui nous a permis d'avoir des indicateurs qualitatifs du capital humain (IQCH) pour environ 90 pays, et pour chaque domaine de compétence (mathématique, sciences, lecture). Une différence avec le travail de Hanushek et Kimko vient ici de la distinction de chaque domaine de compétence. Cette séparation nous a permis d'obtenir un total de 267 observations (respectivement 100, 79 et 88 pour les mathématiques, les sciences et la lecture).

Il serait intéressant, à partir de ces résultats, d'essayer d'estimer une fonction de production globale, intégrant les IQCH présents dans notre base de données. Par exemple, à la lumière de Hanushek et Kimko (2000), nous pourrions estimer un modèle de croissance endogène en intégrant comme indicatrice l'IQCH et essayer de mesurer son importance dans l'explication de la croissance économique. Par ailleurs, une analyse quantitative sur longue période de l'évolution de la qualité du capital humain, basée sur les principes de Lee et Barro (2001) et sur notre propre méthodologie, pourrait permettre de confirmer ou d'infirmer les conclusions retenues dans des travaux antérieurs quant à la relation entre ressources scolaires et performances des élèves.

**Annexe 1. Indices Qualitatifs de Capital Humain (IQCH)  
déclinés selon les domaines de compétence**

Pays	Maths.	Sciences	Lecture
Afghanistan			
Albanie			
Algérie			
Angola			
Antigue et Barbuda			
Argentine	65,63		72,90
Arménie	79,01	79,76	
Australie	85,98	92,40	96,69
Autriche	85,46	90,39	90,42
Azerbaïdjan			
Bahraïn	66,28	75,78	
Bangladesh			
Biélorussie			
Belgique (FI)	89,05	90,03	93,37
Belgique (FR)	83,40	78,68	
Bénin			
Bhutan			
Bolivie	59,78		61,23
Bosnie & Herzé.			
Botswana	57,68	59,33	44,70
Brésil	62,88	69,55	73,50
Bulgarie	78,68	82,87	93,89
Burkina Faso	53,15		54,90
Burundi			
Cambodge			
Cameroon	57,65		68,75
Canada	87,59	91,64	95,05
Rép. Centrafricaine			
TChad	45,64		44,79
Chili	64,31	71,45	75,16
Chine	63,27		
Chinese Tapei	96,69	98,79	
Colombie	62,00	68,66	70,84
Comores			
Congo, Rép.			
Congo, Rép.Dém.			
Costa Rica			
Côte d'Ivoire	46,70		62,39
Croatie			
Cuba	86,13		91,71
Chypre	75,87	76,30	84,33
Rép. Tchèque	87,25	94,05	90,86
Danemark	83,20	82,28	90,61
Djibouti			
Rép. dominicaine	57,09		60,97

Equateur			
Egypte	67,11	72,84	
Salvador			
Angleterre	82,31	94,12	94,41
Guinée Equatoriale			
Erhitrée			
Estonie	87,77	95,50	
Ethiopie			
Fiji			
Finlande	88,58	95,40	100,00
France	85,80	87,16	90,48
Gabon			
Gambie			
Georgie			
Allemagne	82,83	89,12	91,22
Ghana	45,62	44,12	
Grèce	75,95	84,40	88,19
Grenade			
Guatemala			
Guinée-Bissau			
Guinée			
Guyane			
Haiti			
Honduras	56,36		62,54
Hong-Kong Chine	94,87	96,16	92,03
Hongrie	85,10	91,83	90,73
Islande	82,10	85,40	89,01
Inde			
Indonésie	64,37	71,56	70,35
Irak	67,93	78,37	70,68
Iran, Islamic Rep.			
Irlande	84,26	89,97	94,84
Isle of Man			
Israël	81,98	84,43	86,89
Italie	79,35	85,81	90,01
Jamaïque			
Japon	92,20	96,62	91,71
Jordanie	52,42	82,18	
Kazakhstan			
Kenya	58,70		49,27
Kiribati			
Korée, Rép. Dém.	94,45	96,24	98,34
Korée, Rép.			
Koweït	62,15		67,60
Kyrgyz Rép.			
Laos			

Létonie	82,77	87,90	91,73
Liban	71,57	67,99	
Lesotho	46,61		40,68
Libéria			
Libye			
Liechtenstein	90,52	93,63	96,69
Lithuanie	82,98	89,79	92,70
Luxembourg	83,26	86,14	88,21
Macao Chine	89,00	93,63	91,71
Macédoine	71,90	77,68	75,46
Madagascar	58,93	86,11	50,56
Malawi	47,47	79,31	34,80
Malaysia	83,97	88,24	
Maldives			
Mali	44,98	62,99	43,79
Marshall Iles			
Mauritanie	22,69		23,71
Maurice	64,36	62,31	51,14
Mayotte			
Mexique	63,74	72,23	69,94
Mirconésie			
Moldovie	76,03	81,66	83,99
Mongolie			
Maroc	64,66	66,43	59,75
Mozambique	55,23		46,58
Myanmar			
Namibie	44,91		40,46
Népal			
Pays-Bas	89,73	93,09	94,53
Nouvelle Zélande	84,99	91,44	93,22
Nicaragua			
Niger	39,66	54,95	35,99
Nigéria			
Norvège	79,90	85,89	88,63
Oman	56,78	55,52	
Pakistan			
Palau			
Palestine	64,46	75,26	
Panama			
Papouasie Nou.Gui.			
Paraguay	60,51		65,96
Pérou			
Philippines	62,48	65,22	
Pologne	82,76	88,82	91,53
Portugal	75,34	81,82	88,03
Porto Rico			
Roumanie	78,51	81,31	87,41
Russie	81,50	88,07	85,77
Rwanda			

Samoa			
Sao Tomé et Ppe			
Arabie Saoudite	54,88	68,86	
Ecosse	82,31	88,58	90,14
Sénégal		46,00	43,34
Serbie	76,32	79,36	75,87
Seychelles	57,77		52,47
Sierra Leone			
Singapore	100,00	100,00	90,14
Slovaque Rép.	84,04	88,86	87,40
Slovénie	81,49	89,97	85,70
Salomon Iles			
Somalie			
Afrique du Sud	47,16	42,21	44,47
Espagne	79,56	86,61	88,58
Sri Lanka			
Soudan			
Suriname			
Swaziland	53,83		47,74
Swède	84,22	90,45	95,22
Suisse	87,71	89,35	91,90
Syrie			
Tajikistan			
Tanzanie	54,44		49,21
Tanzanie (Zanzibar)	49,83		43,11
Thaïlande	75,05	81,14	77,35
Togo			54,40
Tonga			
Trinitade etTobago			
Tunisie	66,13	73,42	68,96
Turquie	70,90	76,37	78,93
Turkménistan			
Ouganda	54,95	72,51	47,69
Ukraine			
Royaume Unie			
Etats-Unis	82,44	89,37	91,84
Uruguay	71,27	78,12	79,93
Ouzbékistan			
Vanuatu			
Vénézuëla	55,14		65,43
Vietnam			
Yougoslavie			
Zambie	43,54	54,38	38,84
Zimbabwe			45,50

## Bibliographie

Allerup, P. 1997. "Rasch Measurement Theory" in Keeves, J.P. (ed). 1997. *Educational Research, Methodology, and Measurement : An International Handbook* (2nd edition), Oxford, Elsevier Science Ltd, pp.863-874.

Barro, R.J.1991. "Economic Growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 151, p. 407-443.

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

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

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

Bossier, M., J.B. Knight and R.H. Sabot. 1985. "Earnings, Schooling, Ability, and Cognitive Skills", *American Economic Review*, 75, 3, 1016-1030.

Bourdon, J. 2005. "Les apports des études internationales pour évaluer l'efficacité de l'école dans les pays en développement", chapitre 4 in Baye A., Demeuse M., *L'évaluation des systèmes éducatifs*, De Boeck, Bruxelles.

Chinapah, V. et al. 2000. *With Africa for Africa. Toward quality education for all.*, Human Sciences Research Council

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

CONFEMEN. 2004. *Les enseignants contractuels et la qualité de l'enseignement de base I au Niger : Quel bilan ?*, Version provisoire, PASEC, Dakar.

De la Fuente, A. and R. Doménech. 2000. "Human Capital in Growth Regressions : How Much Difference Does Data Quality Make", mimeo, Universidad Autonoma de Barcelona and Universidad de Valencia (January).

Demeuse, M. 2004. *Introduction aux théories et aux méthodes de la mesure en sciences psychologiques et en sciences de l'éducation*, Les Editions de l'Université de Liège, Liège.

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

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

- Hanushek, E.A. and D.D. Kimko. 2000. "Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations", *American Economic Review*, Vol. 90, Issue 5, December, pp.1184-1208.
- Harmon, M., T.A. Smith, M.O. Martin, D.L. Kelly, A.E. Beaton, I.V.S. Mullis, E.J. Gonzales, and G. Orpwood. 1997. *Performance Assessment in IEA's Third International Mathematics and Science Study (TIMSS)*, Boston College.
- Lee, J.W. and Barro, R.J. 2001. "Schooling Quality in a Cross Section of Countries", *Economica*, vol. 38(272), November, pp.465-88.
- 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.
- Lockheed, M.E., A.M. Verspoor et al. 1991. *Improving Primary Education in Developing Countries*, Oxford University Press for the World Bank.
- Mankiw, N., D. Romer and D. Weil. 1992. "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, p.407-437.
- Martin, O.M., I.V.S. Mullis, E.J. Gonzalez, K.D. Gregory, R.A. Garden, K. O'Connor, S.J. Chrostowski, and T.A. Smith. 2000. *TIMSS 1999 International Science Report*, Boston College.
- 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 document, ADEA Biennial Meeting 2003, Mauritius.
- Mullis, I.V.S., M.O. Martin, E.J. Gonzalez, K.D. Gregory, R.A. Garden, K. O'Connor, S.J. Chrostowski, and T.A. Smith. 2000. *TIMSS 1999 International Mathematics Report*, Boston College.
- Mullis, I.V.S., M.O. Martin, E.J. Gonzalez, and A.M. Kennedy. 2003. *PIRLS 2001 International Report*, Boston College.
- Mullis, I.V.S., M.O. Martin, E.J. Gonzales, and S.J. Chrostowski. 2004. *TIMSS 2003 International Mathematics Report*, Boston College.
- Martin M.O., I.V.S. Mullis, E.J. Gonzales, and S.J. Chrostowski (2004), *TIMSS 2003 International Science Report*, Boston College.
- Nehru, V., E. Swanson, and A. Dubey. 1995. "A New Database on Human Capital Stocks in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology and Results", *Journal of Development Economics*, vol. 46, n°2, 379-401.
- OECD. 2004. *Learning for Tomorrow's World. First Results from PISA 2003*, OECD, Paris.

Pôle de Dakar. 2005. *EPT : repères pour l'action*, Unesco-Pôle de Dakar.

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

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