

Université de Montréal

Quel est l'effet des dépenses publiques d'éducation sur la qualité de l'éducation  
primaire?

par

Paula María Almonacid

Département de Sciences Économiques

Faculté des Arts et Sciences

Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures en vue de  
l'obtention du grade de Maître ès Sciences (M.Sc.)  
en sciences Économiques option Économie du développement

Novembre, 2005

© ALMONACID, 2005

Université de Montréal  
Faculté des études supérieures

Ce rapport de recherche intitulé:

Quel est l'effet des dépenses publiques d'éducation sur la qualité de l'éducation  
primaire ?

Modèle LISREL

Présenté par :  
Paula María Almonacid

A été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

André Martens  
Directeur de recherche

Claude Montmarquette  
Deuxième lecteur

## Sommaire

Dans cette étude, on a exploré la relation existante entre les dépenses publiques et la qualité de l'éducation, en particulier, la qualité de l'éducation primaire. Afin de réaliser cette recherche, on a estimé un modèle à variable latente, pour un échantillon de 54 pays pour l'année 1985. Selon nos principaux résultats, il faut souligner que les magnitudes des estimations obtenues à l'aide du modèle à variable latente sont plus grandes et plus significatives statistiquement que celles de l'approche traditionnelle (la fonction de production sociale). De plus, les signes des régressions correspondent aux attentes de la théorie économique.

Un autre résultat important de cette étude, est l'impact des déterminants de la qualité de l'éducation primaire, en termes d'indicateurs sociaux. Ils sont par ordre d'importance : le PIB par habitant (variable utilisée comme proxy pour refléter le revenu des parents), la qualité de vie, le taux d'alphabétisme (variable utilisée comme proxy pour la scolarité des parents), et, en dernier lieu, la proportion des dépenses d'éducation destinées à l'éducation primaire.

En conclusion, les dépenses publiques d'éducation, malgré leur influence positive et significative, leur contribution à l'amélioration de la performance éducative des élèves est faible si on la compare à la contribution des autres variables. D'après ces résultats, les politiques d'éducation devraient se concentrer sur la façon dont le gouvernement réalise ses dépenses, c'est-à-dire sur les rubriques au titre desquelles le gouvernement devrait dépenser, plutôt que de se concentrer sur une augmentation de ses dépenses.

## Table des matières

Sommaire .....	i
Liste des graphiques et des tableaux.....	iii
Sommaire .....	i
Liste des des tableaux .....	ii
Page.....	ii

## Liste des des tableaux

	Page
Tableau 1 : Matrice de variance covariance.....	3
Tableau 2 : Analyse descriptive de chacune des variables.....	4
Tableau 3 : Études antérieures.....	5
Tableau 4 : Les estimations des paramètres des paramètres.....	27
Tableau 5 : Solutions complètement standardisées.....	32
Tableau 6 : Évaluation de l'ajustement du modèle.....	36
Tableau 4 : Régressions économétriques.....	44

## Liste des graphiques

Graphique 1 : Diagramme de chemin.....	15
Graphique 2 : Les estimations.....	25
Graphique 3 : Les valeurs-p.....	26
Graphique 4 : Les estimations standardisées.....	31

# 1. Introduction

Actuellement, comme toujours, la pertinence du rôle de l'éducation dans la société est évidente. Ainsi, une société plus instruite peut mener à des taux plus élevés d'innovation et d'invention, rendre tout le monde plus productif, et mener à une introduction plus rapide de nouvelles technologies. Bref, une société avec une main-d'œuvre plus instruite peut s'attendre à une croissance économique plus rapide<sup>1</sup>.

Bien qu'il y ait consensus académique à propos de la pertinence de l'éducation pour le développement et la croissance économiques de la société mondiale. Il reste encore d'autres questions fondamentales à résoudre. Par exemple, concernant les dépenses du gouvernement, on peut d'abord se demander : s'il est convenable d'investir davantage en éducation? Combien d'argent faut-il pour améliorer le secteur de l'éducation? Dans quelles rubriques du secteur de l'éducation devrait-on investir?

Afin de résoudre ces questions, le monde académique a réalisé beaucoup de recherches, mais aucune n'est arrivée à un consensus définitif. Donc, inspirée par les questions déjà mentionnées et motivée par la possibilité qu'offre une méthodologie alternative à l'approche économétrique traditionnelle, le *modèle à variable latente*, aussi connu comme modèle LISREL (proposée par Baldacci, Guin-Siu et Mello 2003), j'essaierai de répondre à la question : quel est l'impact des ressources publiques sur la qualité de l'éducation primaire (mesurée celle-ci par les résultats des tests de mathématiques et de sciences internationalement comparables) pour un échantillon de 54 pays durant l'année de 1985?

La méthodologie du modèle LISREL diffère de l'approche traditionnelle, car au lieu d'employer une variable dépendante observable dans la régression, elle se

---

<sup>1</sup> Hanushek (2005, 1).

sert d'une variable dépendante inobservable ou latente mesurée par plusieurs indicateurs. Cette dernière utilise aussi des variables indépendantes en tant que cause déterminante de la variable latente inobservable.

La justification principale de l'adoption de cette méthodologie vient du fait que la qualité de l'éducation de la population est un concept multidimensionnel. Un indicateur social unique, dans une fonction de production sociale, ne peut donc pas la mesurer.

L'originalité de cette recherche réside dans l'approche alternative qu'on donne au concept de l'accomplissement de l'éducation, puisqu'on se questionne sur la partie qualitative de l'éducation plutôt que sur sa partie quantitative. De plus, on inclut la variable de la qualité de vie, un indicateur très récent que rassemblent plusieurs facteurs de nature très pertinente dans la détermination de la qualité de l'éducation.

Les objectifs poursuivis dans cette étude sont, en premier lieu, de trouver l'effet des dépenses publiques d'éducation sur la qualité de l'éducation primaire pour un échantillon de 54 pays, en second lieu, de tester la méthodologie employée par Baldacci, Guin-Siu et De Mello et, pour terminer, de tirer des conclusions éclairantes en matière de politique d'éducation.

La prochaine section portera sur une brève revue de la littérature relative à la relation existante entre les dépenses publiques et l'accomplissement de l'éducation. Subséquemment, on procédera à l'analyse théorique où on y révisera le modèle et les hypothèses. Par la suite, on procédera à l'analyse empirique qui comprend les résultats de l'estimation du modèle. La dernière partie de cette étude comportera l'évaluation de l'ajustement du modèle et les résultats de l'approche traditionnelle.

## 2. Informations pertinentes

Pour l'estimation du modèle à variable latente dans le logiciel LISREL 8.72, on a employé comme input, la matrice de variance covariance suivante. Il faut remarquer que cette matrice est basée sur 54 observations.

**Tableau # 1**  
**Matrice variance covariance**

Covariance Matrix

	MATH1	SCIENC1	DROP1	SHARE	LITERAC	GDPCAP
MATH1	0.02					
SCIENC1	0.02	0.02				
DROP1	-0.01	-0.02	0.03			
SHARE	-0.14	-0.09	0.21	89.17		
LITERAC	1.30	1.80	-1.89	14.08	282.06	
GDPCAP	0.70	1.06	-1.01	-36.44	101.01	113.16
ECONQUAL	0.10	0.14	-0.15	-2.06	16.64	9.33

Covariance Matrix

ECONQUAL	
ECONQUAL	1.48

## Tableau # 2

### Analyse descriptive de chacune des variables

Univariate Summary Statistics for Continuous Variables

Variable	Mean	St. Dev.	T-Value	Skewness	Kurtosis	Minimum	Freq.	Maximum	Freq.
MATH1	0.567	0.124	33.573	-0.476	-0.636	0.283	1	0.802	1
MATH2	0.454	0.092	36.126	-0.029	0.454	0.265	1	0.725	1
SCIENC1	0.642	0.139	33.956	-0.504	-0.251	0.293	1	0.886	1
SCIENC2	0.451	0.089	37.250	-0.589	-0.129	0.246	1	0.655	1
READ1	0.449	0.120	27.429	-0.419	0.972	0.120	1	0.754	1
READ2	0.484	0.083	42.681	0.055	0.436	0.314	1	0.714	1
REPRI1	0.059	0.062	6.999	1.289	0.748	0.000	9	0.240	1
REPRI2	0.055	0.062	6.496	1.666	2.378	0.000	9	0.270	1
RESEC1	0.084	0.075	8.150	2.243	9.426	-0.031	1	0.450	1
RESEC2	0.085	0.075	8.322	2.197	7.871	0.000	2	0.430	1
DROP1	0.138	0.177	5.742	1.727	3.335	-0.139	1	0.780	1
DROP2	0.139	0.186	5.485	1.602	2.600	-0.165	1	0.800	1
SHARE	33.333	9.443	25.940	0.500	-0.100	16.000	1	58.000	1
TEAPRI	23.407	11.068	15.540	1.618	3.744	7.000	2	62.000	1
EXPERST	14.315	6.541	16.082	1.422	5.010	5.000	5	42.000	1
EXPTEACH	3.630	3.188	8.367	0.762	-0.214	0.000	11	11.000	3
LITERAC	86.778	16.795	37.969	-1.819	2.878	29.000	1	99.000	16
GDPCAP	11.230	10.638	7.757	0.845	-0.154	0.106	1	41.717	1
FREE85	3.037	2.116	10.547	0.567	-1.270	1.000	17	7.000	3
CONT85	6.593	2.917	16.607	-0.806	-0.884	1.000	5	9.000	26
U_LIT85	82.481	14.998	40.413	-1.793	3.030	30.000	1	96.000	6
ECONQUAL	6.627	1.216	40.061	-1.140	1.217	2.852	1	8.333	1
NFOOD	-80.429	156.816	-3.769	-0.425	0.635	-517.059	1	304.000	1
SALARP1	4.116	0.489	61.850	0.462	1.463	3.199	1	5.808	1

### ***Définition des variables utilisées dans le modèle :***

MATH1 : les résultats du test international de mathématiques, test réalisé par les élèves de primaire en 1985.

SCIENC1 : les résultats du test international de sciences, test réalisé par les élèves de primaire en 1985.

DROP1 : le taux d'abandon des élèves de primaire en 1985.

SHARE : la proportion des dépenses publiques d'éducation destinées à l'éducation primaire en 1985.

LITERAC : le taux d'alphabétisme en 1985.

GDPCAP : le PIB réel par habitant en 1985.

ECONQUAL : la qualité de vie en 1985.

### ***Les pays dans le modèle :***

Les pays inclus dans le modèle sont les suivants : Afrique du Sud, Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Brésil, Botswana, Bulgarie, Canada, Chili, Chypre, Chine, Colombie, Danemark, Espagne, États-Unis d'Amérique, Finlande, France, Grèce, Hongrie, Hong Kong, Inde, Indonésie, Iran, Irlande, Islande, Israël, Italie, Japon, Jordanie, Corée, Luxembourg, Malawi, Mozambique, Nigeria, Norvège, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Philippines, Pologne, Portugal, Roumanie, Royaume-Uni, Russie, Singapour, Suède, Suisse, Swaziland, Taiwan, Thaïlande, Trinité et Tobago, Venezuela, Yougoslavie et Zimbabwe.

### 3. Revue de la littérature

Beaucoup de chercheurs ont examiné le lien entre les dépenses publiques sectorielles et leurs résultats (la plupart du temps dans les secteurs de la santé et de l'éducation). Entre les auteurs intéressés à ce sujet, on peut remarquer Flug, Spilimbergo et Wachtenheim (1998), qui, grâce à des régressions de type *cross-country* et *panel data*, constatent que le taux moyen d'inscription dans l'enseignement secondaire est négativement affecté par la faute des marchés financiers, la volatilité de l'emploi et l'inégalité du revenu durant la période 1970-1972. Quant aux dépenses publiques consacrées à l'éducation, ils ont trouvé que celles-ci ont un effet positif, mais statistiquement insignifiant sur le taux d'inscription dans l'enseignement secondaire.

D'autres auteurs reconnus, comme Gupta, Clements et Tiongson (1998), suggèrent, à travers une comparaison entre 118 pays, que les dépenses réelles publiques d'éducation et de santé *per capita* ont augmenté, en moyenne, dans les pays en voie du développement depuis les années 80. Dans les pays qui ont des programmes d'ajustement structurel soutenus par le FMI, cette augmentation est comparable, et parfois plus grande, que dans les autres pays. D'après les auteurs susmentionnés, cette augmentation a été accompagnée par des améliorations dans les indicateurs sociaux.

Pour leur part, des auteurs aussi importants que Barro et Lee (2000) présentent une nouvelle base de données qui inclut des mesures « *input* et *output* » de la qualité de l'éducation pour un large nombre de pays (54), grâce à laquelle ils ont étudié les causes déterminantes de la qualité de l'éducation chez les élèves de l'école primaire. Les résultats de cette étude prouvent que les *inputs* de la qualité scolaire sont étroitement liés aux résultats (*outputs*) scolaires, ceux-ci mesurés

par les résultats des tests internationalement comparables, les taux de répétition et les taux de décrochage des élèves.

Concernant les dépenses totales en éducation par étudiant, si on les prend comme la seule variable explicative pour mesurer la qualité de l'éducation primaire, celle-ci s'avère insignifiante statistiquement, ce qui veut dire qu'une augmentation des ressources scolaires totales elle-même ne peut pas mener à une augmentation de l'accomplissement scolaire. De même, si on inclut dans la régression de la qualité de l'éducation quatre variables explicatives : le rapport professeur-élève, le salaire des professeurs, les dépenses d'éducation et la longueur de l'année scolaire, le coefficient des dépenses publiques éducatives par étudiant montre un signe négatif et s'avère aussi insignifiant statistiquement, alors que le rapport de professeur-élève et le salaire des professeurs sont très significatifs.

Plus récemment, Gupta, Verhoeven et Tiongson (2002), grâce aux résultats obtenus à l'aide des régressions de type *cross-country* pour 50 pays, fournissent d'évidence en faveur de la proposition suivante : une augmentation des dépenses publiques dans les secteurs de l'éducation et de la santé est très importante pour l'accomplissement scolaire des élèves et l'amélioration de l'état de santé de la population. Néanmoins, ce rapport n'est pas définitif, et l'évidence est plus forte pour l'éducation que pour la santé.

D'autre part, Raijkumar et Swaroop (2002) ont constaté l'importance du rôle du gouvernement (mesuré par le niveau de la corruption et la qualité de la bureaucratie) concernant l'efficacité des dépenses publiques, en réalisant des régressions du type *cross-country* qui estimaient le rapport entre les dépenses publiques et les résultats des secteurs de la santé et de l'éducation pour 90 pays durant les années 1990 et 1997. Leur principale innovation consiste donc à expliquer les différences dans l'efficacité des dépenses publiques à travers différents pays par la qualité du gouvernement. Les auteurs ont trouvé qu'une

augmentation des dépenses en éducation primaire est susceptible d'être plus efficace dans un pays avec de bons indicateurs de gouvernance.

Enfin, Baldacci, Guin-Siu et Mello (2003) ont trouvé que les dépenses publiques sont une cause déterminante des indicateurs sociaux, particulièrement dans le secteur d'éducation. Contrairement aux études précédentes, où les indicateurs sociaux ont été employés comme *proxies* pour l'accomplissement de l'éducation et l'état de la santé de la population, cette étude applique une méthodologie alternative qui se sert d'une variable dépendante inobservable ou latente mesurée par plusieurs indicateurs (modèle LISREL aussi connue comme modèle à variable latente) afin d'estimer le modèle.

## ***Évaluation***

Malgré les importantes contributions faites par les études trouvées jusqu'à maintenant à l'économie empirique, celles-ci n'arrivent pas à des conclusions définitives : parfois le rapport estimé entre les résultats du secteur l'éducation et les dépenses publiques est faible, parfois il est significatif.

Une des principales causes de ce manque de consistance peut être trouvé dans la façon par laquelle ces études mesurent les « résultats de l'éducation ». Dans plusieurs de ces études, les résultats du secteur de l'éducation ont été associés à sa partie quantitative, c'est-à-dire, avec le taux d'inscription à l'école primaire et secondaire et l'accomplissement de la période de formation des élèves. Bien que la mesure de l'impact des dépenses publiques sur la partie quantitative du secteur de l'éducation puisse sembler logique au regard de l'analyse empirique et des politiques du secteur de l'éducation, cela altère les politiques et mène potentiellement à de mauvaises décisions.

Effectivement, des mesures comme le taux d'inscription ou encore le nombre d'années faites à l'école sont des mesures très inadéquates de la connaissance et des qualifications cognitives des personnes. D'ailleurs, le rôle que l'accomplissement de l'éducation joue dans la croissance économique est devenu un élément controversé.

Par ailleurs, on trouve d'autres problèmes dans les études antérieures : tout d'abord, l'insuffisance des données (par exemple, exclusion des dépenses privées), deuxièmement, des problèmes économétriques (par exemple, la mauvaise spécification des équations et des tests d'identification mal définis ou encore, la fonction de production éducative peut être objet de difficultés en raison d'une possible endogénéité des variables indépendantes) et, finalement, l'omission des variables importantes, telles que le rôle du gouvernement, que les différents niveaux d'efficacité dans l'administration des dépenses publiques expliquent.

Un résumé de ces articles est disponible au tableau # 3.

**Tableau # 3: Études antérieures.**

AUTEURS	DONNÉES	MÉTHODOLOGIE	VAR. DÉPENDANTE	CONCLUSIONS
Flug, Spilimbergo et Wachtenheim (1998)	World Bank's World Development indicators data base et Barro and Lee (1993) data base.	Régressions de type cross-country et panel.	La proportion: taux d'inscription dans l'enseignement secondaire (pendant la période 1970-1992) sur la population qui a l'âge requis pour s'inscrire au secondaire.	Les dépenses publiques consacrées à l'éducation ont un effet positif, mais statistiquement insignifiant sur le taux d'inscription dans l'enseignement secondaire.
Gupta, Clements et Tiongson (1998)	UNESCO data bases et World Bank's World Development indicators data base	Comparaisons entre pays		Les dépenses réelles publiques d'éducation et de santé <i>per capita</i> ont augmenté, en moyenne, dans les pays en voie de développement. Cette augmentation a été accompagnée par des améliorations dans les indicateurs sociaux.
Barro et Lee (2000)	International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA), International Assessment of Educational progress (IAEP) et UNESCO Statistical Yearbook (1991).	Régressions de type panel.	Les résultats des tests obtenus dans les domaines des mathématiques, sciences et lecture par des enfants entre 10 et 14 ans (pendant les années 1964, 1970-1972, 1982-83, 1994 et 1990-1991).	Les dépenses éducatives par étudiant sont insignifiantes et ont une relation négative avec la qualité de l'éducation primaire, alors que le rapport professeur-élève et les salaires des professeurs ont une relation positive statistiquement significative

**Tableau # 3: Études antérieures.**

AUTEURS	DONNÉES	MÉTHODOLOGIE	VAR. DÉPENDANTE	CONCLUSIONS
Gupta, Verhoeven et Tiongson (2002)	IMF'S Government Finance Statistics, UNESCO data bases, World Bank's Poverty Assessments, Public Expenditure Reviews et World Bank's World Development Indicators database.	Régressions de type Cross-country	Les taux d'inscription au primaire et au secondaire, la persistance dans la quatrième année du primaire et le taux d'abandon au primaire.	Une augmentation des dépenses publiques dans les secteurs de l'éducation et de la santé est très importante pour l'accomplissement scolaire des élèves et l'amélioration de l'état de santé de la population.
Rajkumar et Swaroop (2002)	World Bank's World Development Indicators data base et Political Risk Services Group data base.	Régressions de type Cross-country and panel.	La variation dans l'accomplissement à l'école primaire.	Une augmentation des dépenses en éducation primaire est susceptible d'être plus efficace dans un pays avec de bons indicateurs de gouvernance.
Baldacci, Guin-Siu et De Mello (2003)	World Bank's World Development indicators data base	Modèle LISREL aussi connu comme modèle à variable latente.	Le taux d'inscription dans l'enseignement secondaire, le taux d'inscription dans l'enseignement primaire et la persistance jusqu'à la 5 <sup>e</sup> année du primaire.	Les dépenses publiques sont une cause déterminante de l'état du secteur de la santé et de l'accomplissement de l'éducation.

## 4. Analyse théorique

D'après la revue de littérature, on n'a pas trouvé, jusqu'à maintenant, des résultats concluants concernant les effets des dépenses publiques d'éducation sur l'accomplissement de celle-ci, sauf l'étude réalisée par Baldacci, Guin-siu et De Mello (2003) qui utilise une méthodologie alternative à l'approche économétrique traditionnelle, afin d'explorer la relation existante entre les dépenses publiques, l'état de santé de la population et l'accomplissement de l'éducation.

Selon Baldacci, Guin-siu et De Mello, cette méthodologie ( modèle LISREL) diffère de l'approche traditionnelle, car au lieu d'employer une variable dépendante observable dans la régression, cette méthodologie, se sert d'une variable dépendante inobservable ou latente mesurée par plusieurs indicateurs. Ensuite, elle utilise des variables indépendantes en tant que causes déterminantes de la variable latente inobservable.

C'est ainsi que les modèles LISREL sont des outils statistiques qui servent à évaluer des rapports structurels qui impliquent des variables inobservables telles que le bien-être, la confiance et le bonheur ou des variables que définissent des concepts multidimensionnels, tels que la pauvreté, la santé de la population et l'accomplissement de l'éducation.

Dans cette section, on procédera, en premier lieu, à l'illustration de la structure du modèle général LISREL, ensuite on exposera le cas particulier du modèle LISREL qu'on emploiera, finalement, on passera à la concrétisation du modèle proposé à travers sa spécification et à la description de ses hypothèses.

## 4.1 Le modèle général de LISREL

Avant de passer directement à la formulation statistique du modèle, on énoncera d'abord une brève explication de sa composition ainsi : le modèle LISREL est une technique statistique multivariée qui combine l'analyse factorielle (*confirmatory factor model*) et le modèle structurel économétrique afin d'analyser (tel qu'on le disait plus haut) des rapports hypothétiques parmi les variables latentes.

**Le modèle de confirmation des facteurs** suppose qu'un vecteur de  $p$  variables observées  $x$ , peut être généré par un vecteur  $\xi$  de  $q$  variables inobservables avec un terme d'erreur  $\delta$  ainsi<sup>2</sup> :

$$x = \Delta \xi + \delta \quad (1)$$

Là où  $\Delta$  est une matrice de coefficients des facteurs dans laquelle chaque  $\lambda_{i,j}$  mesure la corrélation entre la variable latente  $\xi_j$  et la variable observée  $x_i$ , (il faut noter que  $i = (1, \dots, p)$  et  $j = (1, \dots, q)$ ).

Pour deux vecteurs des variables observables ( $x$  et  $y$ ), l'équation (1) peut être définie comme le système suivant :

$$x = \Delta \xi + \delta \quad \text{et} \quad y = \Delta \eta + \varepsilon \quad (2)$$

Là où les variables observables dans les vecteurs  $x$  et  $y$  sont définies comme des déviations de leurs moyens, on assume que les variables inobservables dans les vecteurs  $\xi$  et  $\eta$  ne sont pas corrélées avec les termes d'erreur. Aussi, on assume que les termes d'erreur ne sont pas corrélés à travers les équations dans le système.

---

<sup>2</sup> L'analyse mathématique du modèle est basée sur celui de Baldacci *et al.* (2003, 711).

La deuxième partie du modèle LISREL, **le modèle d'équation structurel**, cherche à définir les rapports causals parmi les variables latentes définies dans l'équation (2). Compte tenu de ce fait, le modèle d'équation structurel peut être écrit ainsi :

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (3)$$

Là Où  $\eta$  et  $\xi$  sont les vecteurs des variables endogènes et exogènes, respectivement, définis dans l'équation (2);  $B$  est une matrice des coefficients de régression liés aux variables latentes endogènes, avec des éléments diagonaux égaux à zéro, et  $I - B$  est non singulier;  $\Gamma$  est une matrice des paramètres qui capture l'effet des variables latentes exogènes sur les variables latentes endogènes; et  $\zeta$  est un vecteur des perturbations aléatoires.

Toutes les variables dans l'équation (3) sont définies comme des déviations de leurs moyens. D'autre part, on assume que le vecteur des variables latentes exogènes n'est pas corrélé avec les termes d'erreur aléatoires.

La matrice variance-covariance de  $x$  et de  $y$  peut être exprimée en termes de tous les paramètres du système. Cette matrice tient compte de la restriction globale nécessaire pour l'identification (Jöreskog et Sörbom, 1989).

Le modèle LISREL (2) - (3) peut être estimé pour une matrice de covariance  $\Sigma$  défini comme  $E [zz']$ , où  $z$  est un vecteur construit, en empilant les variables de  $y$  sur ceux de  $x$ . La matrice de covariance implicite peut être définie comme :

$$\Sigma = \begin{vmatrix} \Delta_y A (\Gamma \Phi \Gamma + \Psi) A' \Delta_y' + \theta_\varepsilon & \Delta_y A \Gamma \Phi \Delta_y' \\ \Delta_x \Phi \Gamma' A' \Delta_x' & \Delta \Phi \Delta_x' + \theta_\delta \end{vmatrix}$$

Là où  $A = I - B$  ;  $\Phi$  est la matrice de covariance de  $\xi$  ;  $\Psi$  est la matrice de covariance de  $\zeta$ ;  $\theta_\delta$  et  $\theta_\varepsilon$  sont les matrices de covariance de  $\delta$  et  $\varepsilon$ , respectivement. Supposant que toutes les variables sont normalement distribuées, les paramètres dans l'équation (2) peuvent être estimés par maximum *likelihood* en réduisant au minimum l'expression suivante :

$$\text{tr}(\Sigma^{-1}S) + [\log|\Sigma| - \log|S|] - (r + s)$$

Où  $r$  et  $s$  dénotent le nombre de variables latentes endogènes et exogènes respectivement et où  $S$  est la matrice de covariance observée.

#### **4.2 Le modèle particulier (MIMIC)**

D'une manière plus particulière, la structure statistique de ce modèle est la forme la plus simple d'un modèle MIMIC, dans laquelle on se sert d'une seule variable latente causée par plusieurs  $x$ -variables observées et, en même temps, mesurée par plusieurs  $y$ -variables, d'où son nom en anglais *Multiple indicators and Multiple causes* (MIMIC).

Les équations du modèle sont les suivantes :

$$y = \lambda \eta + \varepsilon \tag{4}$$

$$\eta = \gamma'x + \zeta \tag{5}$$

Là où  $y' = (y_1, y_2, \dots, y_p)$  sont des indicateurs de la variable latente  $\eta$ , et  $x' = (x_1, x_2, \dots, x_q)$  sont les déterminantes de la variable latente  $\eta$ .

À l'égard de LISREL, on peut considérer l'équation (4) comme le modèle de mesure pour  $\eta$  et l'équation (5) comme le modèle d'équation structurelle de  $\eta$ . Par conséquent, l'équation (4) indique que les  $y$  sont des mesures représentatives de  $\eta$  et l'équation (5) montre que  $\eta$  est linéaire dans les  $x$  plus un terme aléatoire de perturbation. D'autre part, on suppose que les  $\varepsilon$  et les  $\zeta$  sont mutuellement non corrélés.

### **4.3 La spécification du modèle et les hypothèses**

Quant à la spécification du modèle, celle-ci peut être facilement analysée à travers un graphique dénommé «diagramme de chemin» (*path diagram*), que montre la façon dont les divers éléments du modèle se relient l'un à l'autre fournissant un schème pour l'ensemble de la structure du modèle<sup>3</sup>.

En observant le diagramme de chemin de ce modèle (graphique # 1), on peut apercevoir que le modèle proposé est composé fondamentalement des deux submodèles dont on a parlé tout à l'heure, le submodèle de confirmation de facteurs aussi connu comme modèle de mesure (pour la variable latente endogène « Qualité de l'éducation ») et le submodèle d'équation structurelle.

Le submodèle de confirmation des facteurs dénote les rapports entre la variable latente et leurs indicateurs (aussi connus comme des variables manifestes). Dans ce cas-ci, la variable latente endogène, Qualité de l'éducation, est

---

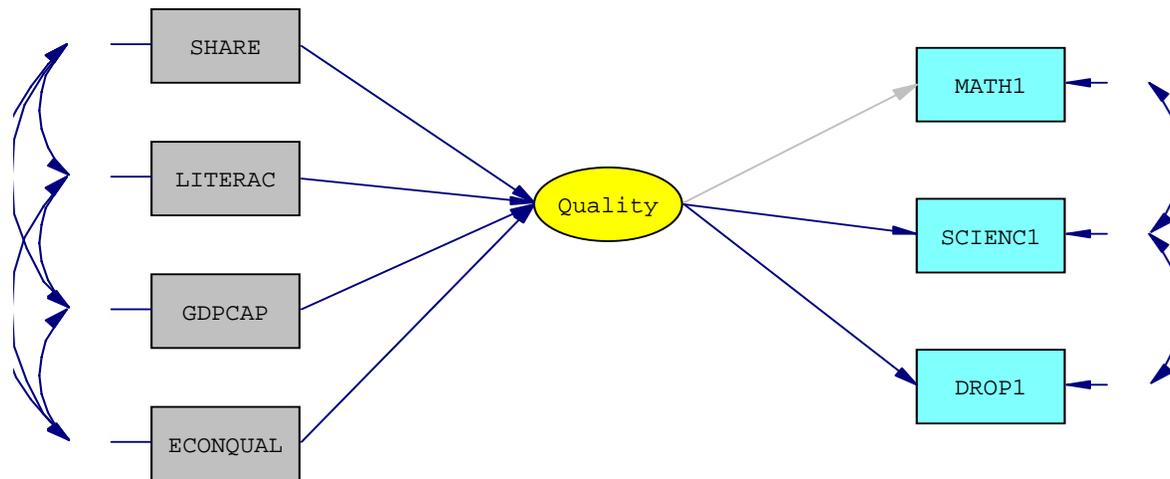
<sup>3</sup> Diamantopoulos et Sigauw (2000,22)

représentée par trois indicateurs : MATH1 SCIENC1, DROP1. Notez que chaque indicateur est associé à un terme d'erreur, lequel représente une erreur de mesure. À propos des erreurs de mesure, on assume que ceux-ci covarient entre elles, cette supposition d'ordre méthodologique, se justifie grâce au fait que les mesures des variables manifestes partagent la même biaise de collection des données.

En ce qui concerne le modèle structurel, chacune des hypothèses du modèle est représentée par des rapports structurels. Effectivement, on présume qu'il y a une relation directionnelle positive entre la variable latente endogène, Qualité de l'éducation, et les variables exogènes LITERAC SHARE GDPCAP et ECONQUAL. Par ailleurs, le terme d'erreur associé à la variable latente endogène indique que la variable dépendante n'est pas parfaitement expliquée par les variables indépendantes du modèle. De plus, on assume que les erreurs de mesure ne sont pas corrélées avec le terme d'erreur.

En résumé, la structure de ce modèle est conçue de sorte qu'on puisse mieux expliquer les effets directs de certains indicateurs sociaux, particulièrement celui des dépenses publiques d'éducation sur la qualité de l'éducation primaire.

**Graphique # 1**  
**Diagramme de chemin**



## Spécification formelle du modèle

Les liens désignés dans le diagramme de chemin peuvent être traduits dans un système des équations linéaires ainsi:

### Équation structurelle

$$\text{Quality} = f(\text{LITERAC}, \text{SHARE}, \text{GDPCAP}, \text{ECONQUAL}, \text{Erreur})$$

### Équations de mesure pour la variable endogène

$$\text{MATH1} = f(\text{Quality}, \text{Erreur})$$

$$\text{SCIENC1} = f(\text{Quality}, \text{Erreur})$$

$$\text{DROP1} = f(\text{Quality}, \text{Erreur})^4$$

Une alternative et une approche plus efficaces pour représenter les liens du diagramme de chemin, c'est d'employer la notation conventionnelle de LISREL. Dans cette sorte de notation, les variables latentes endogènes sont connues comme ETA (dénnoté par  $\eta$ ); la seule variable endogène dans ce modèle,  $\eta$ , représente la Qualité de l'éducation. Par ailleurs, les indicateurs des variables exogènes sont représentés par « x ». En effet, LITERAC est représenté par  $x_1$ , SHARE par  $x_2$ , GDPCAP par  $x_3$  et ECONQUAL par  $x_4$ . De même, le rapport directionnel entre les variables exogènes et la variable endogène est défini par GAMMA (dénnoté par  $\gamma$ ). Finalement, «les erreurs dans les équations» (les perturbations aléatoires) sont identifiées par ZETA (dénnoté  $\zeta$ ).

Quant au sous-modèle de mesure, les indicateurs des variables latentes endogènes, MATH1, SCIENC1 et DROP1, sont représentés par  $y_1$ ,  $y_2$  et  $y_3$ , respectivement. Les rapports entre les variables latentes et leurs indicateurs sont

---

<sup>4</sup> Toutes les variables ont été mesurées comme déviations de leurs moyens.

capturés par lambda ( $\gamma$ ) ; et pour terminer avec la description de la notation de ce submodèle, les erreurs de mesure sont dénommées comme EPSILON ( $\epsilon$ ).

***Les spécifications formelles du modèle sont :***

Équation structurelle

$$\eta = \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \gamma_3 X_3 + \gamma_4 X_4 + \zeta$$

De la même façon :

$$\xi = \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \gamma_3 X_3 + \gamma_4 X_4 = \text{indicateurs sociaux, donc}$$

$$\eta = \xi + \zeta = \text{qualité de l'éducation primaire.}$$

Équations de mesure pour la variable endogène

$$y_1 = \lambda_1 \eta + \epsilon_1$$

$$y_2 = \lambda_2 \eta + \epsilon_2$$

$$y_4 = \lambda_3 \eta + \epsilon_3$$

De même, les hypothèses du modèle peuvent être facilement exprimées dans le format LISREL de la façon suivante :

- 1)  $\gamma_1 > 0$  en d'autres termes, une augmentation du taux d'alphabétisme a une influence positive sur la Qualité de l'éducation primaire.
- 2)  $\gamma_2 > 0$  en d'autres termes, une augmentation dans la proportion des dépenses publiques destinées à l'éducation primaire a une influence positive sur la Qualité de l'éducation primaire.

- 3)  $\gamma_3 > 0$  en d'autres termes, une augmentation du produit intérieur brut par habitant a une influence positive sur la Qualité de l'éducation primaire.
- 4)  $\gamma_4 > 0$  en d'autres termes, une augmentation de la qualité de vie a une influence positive sur la Qualité de l'éducation primaire.
- 5)  $\lambda_1 > 0$  en d'autres termes, les résultats du test international de mathématiques (test réalisé par les élèves de primaire) en 1985, reflètent positivement la Qualité de l'éducation.
- 6)  $\lambda_2 > 0$  en d'autres termes, les résultats du test international de sciences (test réalisé par les élèves de primaire) en 1985, reflètent positivement la Qualité de l'éducation.
- 7)  $\lambda_3 > 0$  en d'autres termes, le taux de décrochage des élèves de primaire en 1985, reflète négativement la Qualité de l'éducation.

## 5. Analyse empirique

Cette section comporte la description des données statistiques utilisées, les résultats de l'estimation et l'ajustement du modèle.

### 5.1 Les données statistiques

Souvent, il est difficile de trouver des mesures de la performance éducative qui sont consistantes à travers les pays. Dans le secteur de l'éducation, il n'y a aucune mesure équivalente aux indicateurs de mortalité infantile utilisés dans le secteur de la santé. Les données sur les taux d'inscription sont largement disponibles, mais elles ne reflètent pas les différences de qualité à travers les pays. D'ailleurs, le chiffre d'inscription, particulièrement au niveau primaire, inclut des doubleurs aussi bien que les étudiants qui ne continuent pas avec sa scolarité.

Les résultats qu'un l'étudiant obtient dans des tests de la connaissance, internationalement comparables, sont un bon indicateur de qualité dans l'éducation. Jong-Wha Lee et Robert J. Barro (2000) ont compilé des données sur quelques « *outputs* et *inputs* » de l'éducation pour un grand nombre de pays. Les mesures « *output* » sont des données internationales sur les résultats des tests et des taux de répétition et d'abandon dans les écoles. Pour sa part, les mesures « *input* » incluent des indicateurs de ressources scolaires et de l'intensité de la période d'étude : les rapports professeur-élève, les dépenses réelles éducatives publiques par habitant, le salaire réel des professeurs, et la durée de l'année scolaire. Les données de ces variables sont disponibles pour une large section transversale des pays (54 pays).

### **5.1.1 Les tests**

Les principales sources des données sont des examens réalisés dans le domaine des mathématiques, de la science, et de la lecture. Ils ont été conduits pendant plusieurs années pour 54 pays par l'association internationale pour l'évaluation de l'accomplissement éducatif (AIE) et l'évaluation internationale du progrès éducatif (IAEP).

Ces études couvrent les étudiants de l'école primaire et secondaire du même âge et du même groupe de catégorie, tel que l'âge de 9 ans, l'âge de 13 ans, et les élèves au cours de la dernière année de l'éducation secondaire. Les résultats originaux du test ont été rapportés dans divers formats tels que le nombre de points corrects exprimés sur des échelles de compétence (s'étendant de 0 à 1000, avec une moyenne de 500 et une déviation standard de 100). Pour la comparabilité des données, Lee et Barro ont transformé tous les points du test à la forme de pourcentage. Il faut remarquer que chaque test emploie un questionnaire commun d'évaluation que reflètent les programmes d'études de tous les pays participants.

Des 54 pays qui ont participé dans cette activité, les États-Unis est le seul pays à participer dans tous les tests, pour sa part, la plupart des pays de l'OCDE ont participé plus de deux fois et les pays en voie de développement n'ont participé qu'une seule fois.

### **5.1.2 Indicateurs sociaux**

On a employé aussi la base de données « Indicateurs de Développement du Monde de la Banque Mondiale (2005) », en tant que source pour des indicateurs sociaux comme : le taux d'alphabétisme et la proportion des dépenses publiques destinées à l'éducation. De même, on a utilisé la base de données *The Global*

*Social Change Research Project*<sup>5</sup>, compilée par Gene Shackman, en tant que source pour des variables comme : le PIB par habitant et la qualité de vie.

## **5.2 Estimation des paramètres**

Le but de l'estimation est de produire des valeurs numériques pour les paramètres libres dans le modèle. Plus spécifiquement, le but de l'estimation est de réduire au minimum les différences entre chaque élément trouvé dans  $S$  (la matrice de covariance de l'échantillon) et chaque élément trouvé dans  $\Sigma$  (la matrice implicite de covariance)<sup>6</sup>.

Dans LISREL 8.72, sept méthodes peuvent être employées pour estimer les paramètres d'un modèle : *Instrumental Variables (IV)*, *Two-Stage Least Squares Two-stage(TSLS)*, *Unweighted Least Squares (ULS)*, *Generalized Least Squares (GLS)*, *Maximum Likelihood (ML)*, *Generally Weighted Least Squares (WLS)* et *Diagonally Weighted Least Squares (DWLS)*.

Supposant que le modèle est correct (c'est-à-dire qu'il n'y a aucune erreur de spécification) et qu'on a une grande dimension de l'échantillon, toutes ces méthodes produiront des estimations qui seront près des vraies valeurs des paramètres.

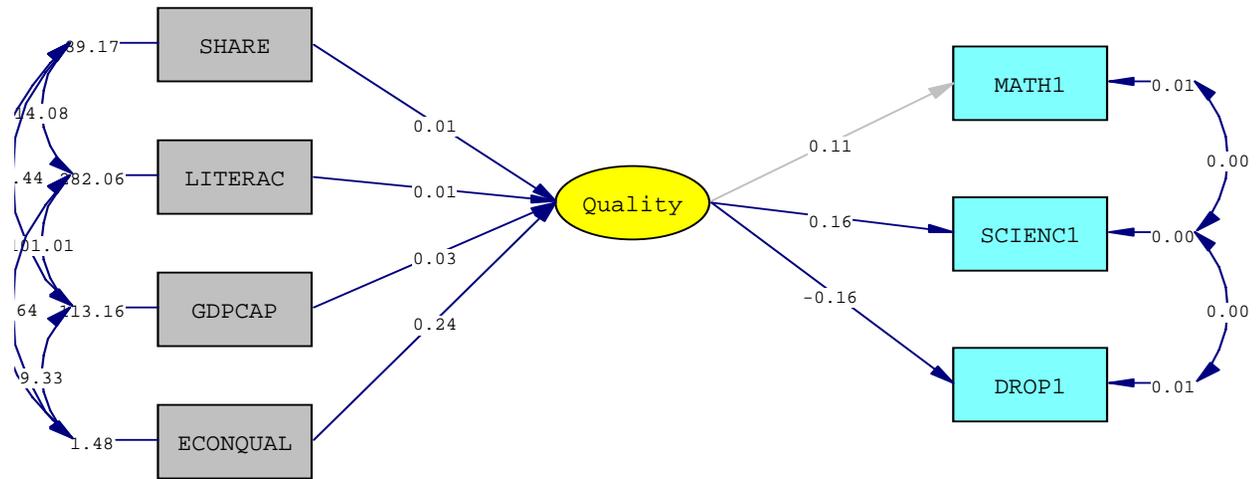
La méthode d'estimation de défaut dans LISREL 8.72 c'est *Maximum Likelihood (ML)*. C'est également, la méthode la plus employée couramment dans la pratique. Le ML fournit une estimation efficace si on assume une distribution normale multivariée pour les données. Donc, on a opté pour cette méthode pour l'estimation.

---

<sup>5</sup> <http://gsociology.icaap.org>

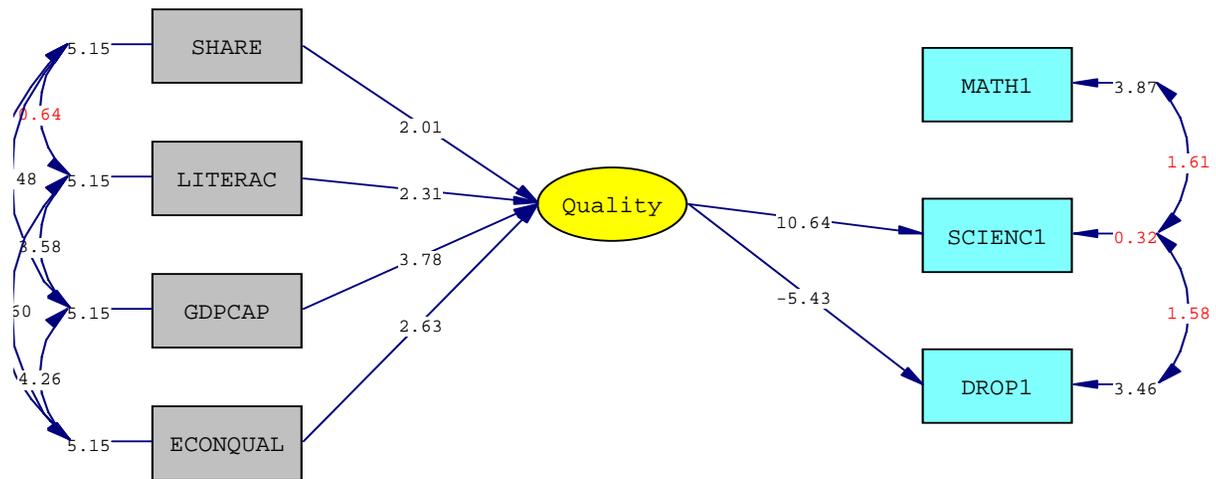
<sup>6</sup> Diamantopoulos et Sigaw (2000, 55)

## Graphique # 2 Les estimations



Chi-Square=7.81, df=6, P-value=0.25209, RMSEA=0.076

**Graphique # 3**  
**Les valeurs-p**



Chi-Square=7.81, df=6, P-value=0.25209, RMSEA=0.076



## **5.3 Interprétation des estimations**

### **5.3.1 Modèle structurel**

En ce qui concerne le modèle structurel, on veut déterminer si le rapport théorique indiqué dans l'étape de conceptualisation du modèle est soutenu par les données de sorte que les paramètres d'intérêt aient les signes et les poids statistiques attendus. En examinant les signes de tous les paramètres, on trouve que ceux-ci sont conformes aux rapports présumés parmi les variables latentes. De plus, toutes les estimations des paramètres sont significatives (avec p-valeurs  $< 0.05$  ou meilleur). Finalement, on trouve que la corrélation multiple carrée pour la variable endogène est tout à fait respectable (0.76).

Selon les résultats des estimations non standardisées, on peut remarquer, en premier lieu, qu'un changement dans une unité de la proportion des dépenses publiques destinées à l'éducation primaire résultera en une augmentation de la qualité de l'éducation primaire en 0.013. En second lieu, un changement dans une unité du taux d'alphabétisme causera une augmentation de la qualité de l'éducation primaire en 0.013. En troisième lieu, un changement dans une unité du PIB par habitant résultera en une augmentation de la qualité de l'éducation primaire en 0.031. Finalement, un changement dans une unité de la qualité de vie causera une augmentation de la qualité de l'éducation primaire en 0.24.

Puisque ces estimations ne sont pas standardisées, autrement dit, ce sont des estimations calculées dans leur métrique originale, elles décrivent l'effet que les variables ont en valeur absolue. Donc, bien qu'elles puissent être employées pour comparer des modèles semblables dans d'autres populations, elles ne peuvent pas être comparées dans la même population car un changement

quelconque dans l'unité de mesure d'une variable pourrait avoir comme effet une altération de la valeur de la variable<sup>7</sup>.

### 5.3.2 Modèle de mesure

Dans cette partie-là, on se concentrera sur les rapports entre la variable latente et leurs indicateurs. On veut déterminer la validité et la fiabilité des mesures employées pour représenter la variable latente.

La validité reflète dans quelle proportion un indicateur mesure réellement ce qu'il est censé mesurer, alors que la fiabilité montre la consistance de la mesure, c'est-à-dire dans quelle mesure un indicateur est exempt d'erreur aléatoire<sup>8</sup>.

D'abord, on va analyser la validité des indicateurs. Elle peut être aisément évaluée en examinant l'importance statistique des liens tracés entre la variable latente et ses indicateurs. Les paramètres d'intérêt seront donc SCIENC1 MATH1 et DROP1. Dans ce modèle, tous les indicateurs sont significatifs statistiquement (avec  $p < 0.05$  ou meilleur). Ceci fournit évidemment de la validité en faveur des indicateurs employés pour représenter la variable latente. D'ailleurs, une inspection plus détaillée des variables manifestes, indique que SCIENC1 est l'indicateur le plus valide de la variable latente Qualité de l'éducation. Par contre, DROP1 est l'indicateur le moins valide de la Qualité de l'éducation.

Concernant la fiabilité des indicateurs, celle-ci peut être examinée en regardant les corrélations multiples carrées ( $R^2$ ) des indicateurs; ceux-ci montrent la proportion de la variance dans un indicateur qui est expliquée par la variable latente (la partie qui reste est expliquée par l'erreur de mesure). Une valeur élevée de la corrélation multiple carrée dénote une fiabilité élevée pour

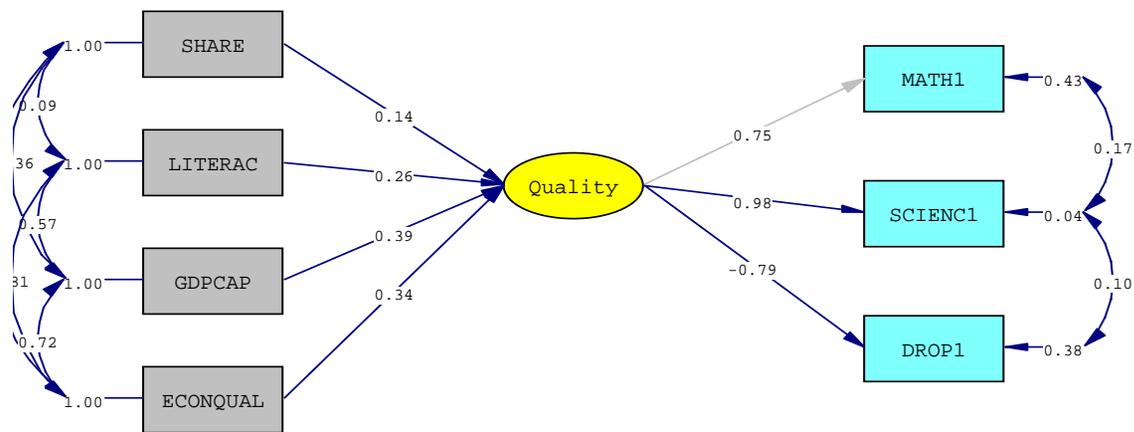
---

<sup>7</sup> Bagozzi (1977, 217).

<sup>8</sup> Diamantopoulos et Sigauw (2000, 89).

l'indicateur concerné. Dans ce modèle, l'indicateur le plus fiable pour la variable Qualité de l'éducation est SCIENC1 et le moins fiable est MATH1.

**Graphique # 4**  
**Les estimations standardisées**



Chi-Square=7.81, df=6, P-value=0.25209, RMSEA=0.076

**Tableau # 5**  
**Solutions complètement standardisées**

Completely Standardized Solution

LAMBDA-Y

	Quality
	-----
MATH1	0.754
SCIENC1	0.979
DROP1	-0.789

GAMMA

	SHARE	LITERAC	GDPCAP	ECONQUAL
	-----	-----	-----	-----
Quality	0.141	0.263	0.393	0.338

Correlation Matrix of ETA and KSI

	Quality	SHARE	LITERAC	GDPCAP	ECONQUAL
	-----	-----	-----	-----	-----
Quality	1.000				
SHARE	-0.039	1.000			
LITERAC	0.773	0.089	1.000		
GDPCAP	0.734	-0.363	0.565	1.000	
ECONQUAL	0.811	-0.179	0.815	0.722	1.000

PSI

Quality
-----
0.240

THETA-EPS

	MATH1	SCIENC1	DROP1
	-----	-----	-----
MATH1	0.432		
SCIENC1	0.165	0.042	
DROP1	- -	0.098	0.377

Regression Matrix ETA on X (Standardized)

	SHARE	LITERAC	GDPCAP	ECONQUAL
	-----	-----	-----	-----
Quality	0.141	0.263	0.393	0.338

Un aperçu additionnel de l'impact relatif des variables indépendantes sur la variable endogène peut être observé dans les estimations standardisées des paramètres. Effectivement:

[...] pour les liens directionnels, une estimation standardisée des paramètres exprime le changement dans une variable dépendante provoqué par une variation en une unité de l'écart type d'une variable indépendante. De même, pour les liens non directionnels, les estimations standardisées des paramètres reflètent simplement les corrélations entre les variables impliquées<sup>9</sup>.

Dans ce modèle, on peut observer que la contribution la plus grande aidant à expliquer la qualité de l'éducation est celle de la variable correspondante au PIB par habitant, avec un poids de 0.393, suivi par les variables correspondant à la qualité de vie, au taux d'alphabétisme et à la proportion des dépenses publiques destinée à l'éducation primaire. Celles-ci ont des poids correspondant à 0.338, 0.263 et 0.141 respectivement.

En d'autres termes, on peut exprimer les rapports estimés dans le submodèle de mesure de la façon suivante : en premier lieu, on peut dire qu'un changement en une unité de l'écart type dans la variable correspondant au PIB par habitant causera une augmentation de la qualité de l'éducation primaire en 0.393. En second lieu, un changement en une unité de l'écart type dans la variable correspondant à la qualité de vie résultera en une augmentation de la qualité de l'éducation primaire en 0.338. En troisième lieu, un changement en une unité de l'écart type dans la variable correspondant au taux d'alphabétisme résultera en une augmentation de la qualité de l'éducation primaire en 0.263. Finalement, un changement en une unité de l'écart type dans la variable correspondant à la proportion des dépenses publiques destinées à l'éducation primaire résultera en une augmentation de la qualité de l'éducation primaire en 0.141.

---

<sup>9</sup> Ibid (2000, 69)

## ***5.4 Évaluation de l'ajustement global***

L'ajustement du modèle montre dans quelle mesure un modèle présumé (implicite) est conforme aux données. Plus  $\chi^2$  est proche à S, plus l'ajustement du modèle est meilleur.

Voici les mesures d'ajustement du modèle (tableau # 6), présentées par le logiciel LISREL 8.72 comme suite à l'estimation des paramètres :

## Tableau # 6

### Évaluation de l'ajustement du modèle

#### Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 6

Minimum Fit Function Chi-Square = 8.366 (P = 0.213)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 7.814 (P = 0.252)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 1.814

90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 13.292)

Minimum Fit Function Value = 0.158

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0342

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.251)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0755

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.204)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.331

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.978

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.943 ; 1.194)

ECVI for Saturated Model = 1.057

ECVI for Independence Model = 7.628

Chi-Square for Independence Model with 21 Degrees of Freedom = 390.282

Independence AIC = 404.282

Model AIC = 51.814

Saturated AIC = 56.000

Independence CAIC = 425.205

Model CAIC = 117.571

Saturated CAIC = 139.692

Normed Fit Index (NFI) = 0.979

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.978

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.280

Comparative Fit Index (CFI) = 0.994

Incremental Fit Index (IFI) = 0.994

Relative Fit Index (RFI) = 0.925

Critical N (CN) = 107.511

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.0469

Standardized RMR = 0.0330

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.960

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.811

Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.206

La première mesure d'ajustement est la statistique Chi-carré. Sa valeur est calculée grâce à la formule suivante :  $(N-1)F_{\min}$ , là où N est la dimension de l'échantillon et  $F_{\min}$  est la valeur de la fonction d'ajustement de convergence.

La statistique Chi-carré est une mesure traditionnelle pour évaluer l'ajustement global d'un modèle de covariance structurelle. Celle-ci fournit un test d'ajustement parfait dans lequel l'hypothèse nulle est que le modèle s'adapte parfaitement aux données de la population<sup>10</sup>.

Une valeur Chi-carré statistiquement significatif cause le rejet de l'hypothèse nulle, impliquant un possible rejet du modèle. Ainsi, contrairement aux méthodes conventionnelles, le but est de ne pas rejeter  $H_0$ .

Pour ce modèle, la valeur minimum de la fonction Chi-carré est 8.366 avec 6 degrés de liberté. Ceci donne un résultat statistiquement non significatif ( $P = 0.213$ ), impliquant une bonne adéquation de ce modèle. La statistique suivante, Normal Theory Weigthed Least Squares Chi-Square, signale la même interprétation.

Le prochain index (RMSEA), *root mean square error of approximation*, est l'un des index les plus utilisés pour mesurer l'adéquation d'ajustement. Cet index montre la différence existante entre  $\Sigma$  et  $\Sigma(\theta)$ , mais ajustée par les degrés de liberté, c'est-à-dire en tenant compte de la complexité modèle<sup>11</sup>.

La formule pour calculer le RMSEA est  $\frac{1}{2} (F_0/DF)$ , là où  $F_0$  est la valeur de la fonction de divergence de la population et DF représente les degrés de liberté.

Les valeurs inférieures à 0.05 sont indicatives d'un bon ajustement, les valeurs entre 0.05 et 0.08 montrent un ajustement raisonnable; les valeurs entre 0.08 et

---

<sup>10</sup> Ibid (83).

<sup>11</sup> Ibid (84).

0.10 suggèrent un ajustement médiocre, et les valeurs  $>0.10$  indiquent un ajustement pauvre du modèle.

Pour ce modèle, RMSEA = 0.0755 suggère un ajustement raisonnable.

*The expected cross validation index* (ECVI) se concentre sur l'erreur globale du modèle (la différence entre  $\Sigma$  et  $\tilde{\Sigma}$ ), c'est-à-dire la différence entre la matrice de covariance de population et la matrice de covariance adaptée à l'échantillon. Cette mesure évalue si un modèle est susceptible de valider à travers d'autres échantillons de la même taille.<sup>12</sup>

Pour ce modèle, ECVI = 0.978

Cette valeur n'est pas instructive en soi. Par conséquent, afin d'évaluer l'ECVI du modèle, ce dernier doit être comparé avec des valeurs ECVI de d'autres modèles. Le modèle avec la plus petite valeur ECVI devra être choisi.

Dans la pratique, les autres modèles utilisés pour la comparaison sont le modèle indépendant (modèle où aucune des variables observées n'est corrélée) et le modèle saturé (modèle dans lequel, le nombre de paramètres à estimer est exactement égal au nombre de variances et de covariances parmi les variables observées).

Dans ce cas-ci, l'ECVI du modèle présente la plus petite valeur parmi les trois types des modèles déjà mentionnés (modèle indépendant, modèle saturé et le modèle estimé). Cela est un autre signe du bon ajustement du modèle.

Le prochain ensemble de mesures d'ajustement est connu comme le critère d'information. Celle-ci est employée également pour comparer des modèles. Les critères de l'information essaient d'incorporer la question de la parcimonie dans

---

<sup>12</sup> Ibid (86).

l'évaluation de l'ajustement d'un modèle (c'est-à-dire qu'ils tiennent compte du nombre des paramètres estimés).

LISREL 8.72 calcule les critères de l'information Akaik (AIC), et une version constante d'AIC (CAIC), qui ajuste l'AIC tenant compte de la dimension de l'échantillon. On peut affirmer que le modèle a un bon ajustement selon ce critère d'ajustement si l'AIC et le CAIC présentent des valeurs qui soient plus petites que celles présentées par les modèles indépendants et saturés<sup>13</sup>. Dans ce cas-ci, AIC = 51.814 et CAIC = 117.571, ce qui indique un bon ajustement du modèle puisque ces deux valeurs sont inférieures à celles des modèles indépendant et saturé.

Les deux prochaines mesures d'ajustement se basent directement sur l'information fournie par la matrice résiduelle ( $S - \tilde{\Sigma}$ ). Un résiduel ajusté est simplement la différence qu'il y a entre la covariance de l'échantillon et la covariance ajustée du modèle implicite; si l'ajustement du modèle est bon, les résiduels ajustés devraient être petits par rapport à ceux des éléments de S. La racine moyenne carrée des résiduels (RMR) est une mesure récapitulative de cet index<sup>14</sup>.

Bien que ce critère d'ajustement soit largement utilisé, celui-ci ne tient pas compte de l'unité de mesure des variables estimées. Pour cette raison, on devrait se méfier un peu de leurs résultats et on devrait plutôt employer le RMR standardisé comme critère (celui-ci estime les résiduels de façon standardisée).

Les valeurs en dessous de 0.05 sont indicatives d'un ajustement acceptable<sup>15</sup>. Dans ce cas-ci, les valeurs de RMR et RMR standardisées sont 0.0469 et 0.0330 respectivement, ce qui est un bon signe.

---

<sup>13</sup> Ibid (87).

<sup>14</sup> Ibid (88).

<sup>15</sup> Ibid (88).

Les trois prochaines mesures d'ajustement sont des index d'ajustement absolus. Ceux-ci évaluent directement dans quelle mesure les covariances du modèle implicite reproduisent les covariances d'échantillon.

L'index *goodness of fit* (GFI) indique dans quelle mesure le modèle implicite reproduit parfaitement la matrice de covariance observée. L'index *goodness of fit* ajusté (AGFI), c'est simplement le GFI ajusté aux degrés de liberté du modèle, alors que l'index *parsimony goodness of fit* (PGFI) tient compte de la complexité du modèle.

Les valeurs du GFI et de l'AGFI devraient s'étendre entre 0 et 1. Les valeurs >0.90 sont habituellement prises en tant qu'ajustements acceptables. Les valeurs acceptables pour le PGFI sont en général de beaucoup inférieures. Dans ce cas-ci, GFI = 0.960, AGFI = 0.811 et PGFI = 0.206, lesquels montrent un panorama positif.

Le prochain ensemble de mesures d'ajustement ce sont des index qui cherchent à comparer l'ajustement du modèle implicite au celui d'un modèle indépendant. Tous ces index, sauf l'indice non standardisé (NNFI), ont une gamme des valeurs qui s'avère entre 0 et 1. Des valeurs plus près de 1 dénotent un bon ajustement du modèle (il faut noter que le NNFI peut prendre des valeurs plus grandes que 1). Pour ce modèle, NNFI = 0.978 CFI = 0.994 RFI = 0.925, lesquels soulignent un ajustement raisonnable du modèle.

D'après la description des mesures d'ajustement indiquée ci-dessus, il est clair que le modèle proposé présente un bon ajustement, autrement dit le modèle global présumé (implicite) est conforme aux données.

## 6. L'approche traditionnelle : les résultats

Afin d'approfondir l'analyse empirique et comparer les résultats obtenus dans les sections précédentes, on procédera, dans cette section, à explorer la relation entre les dépenses publiques d'éducation et certains indicateurs de la qualité de l'éducation primaire, en se servant de l'approche traditionnelle.

L'approche traditionnelle consiste en l'estimation d'une fonction de production sociale où les indicateurs de la qualité de l'éducation sont traités comme des *outputs* et les variables explicatives sont traitées comme des *inputs*. La variable expliquée ou dépendante est représentée séparément par, d'abord, les résultats des tests en sciences, ensuite, par les résultats des tests en mathématiques et finalement, par le taux d'abandon des élèves de primaire. On estime chaque indicateur de la qualité séparément, car la question de la multidimensionnalité ne fait pas partie de cette analyse. Pour sa part, les variables explicatives incluent la proportion des dépenses publiques destinées à l'éducation primaire, le taux d'alphabétisme, le PIB réel par habitant et la qualité de vie.

L'équation « *cross-sectional* » traditionnelle estimée pour une période quelconque est, donc, la suivante :

$$y_i = \alpha + \beta \text{share}_i + \gamma \text{literac}_i + \delta \text{gdpcap}_i + \zeta \text{econqual}_i + u_i \quad (5)$$

Là où « *y* » dénote l'indicateur de la qualité de l'éducation, « *share* » représente les dépenses publiques destinées à l'éducation primaire, « *literac* » représente le taux d'alphabétisme, « *gdpcap* » représente le PIB réel par habitant,

« econqual » représente la qualité de vie, « u » est le terme d'erreur aléatoire et « i » identifie les pays dans l'échantillon<sup>16</sup>.

Concernant les hypothèses, premièrement, on tient à ce que le coefficient des dépenses publiques d'éducation soit positif et statistiquement significatif aux niveaux statistiques classiques. En second lieu, on espère que les signes soient d'accords avec l'intuition, autrement dit, que les résultats des tests en mathématiques et en sciences soient positivement corrélés avec leurs *inputs*, mais, que le taux d'abandon soit corrélé négativement avec leurs *inputs*.

Les résultats obtenus dans l'estimation de l'équation (5), reportés dans le tableau # 7, confirment ce qu'on a trouvé dans des études antérieures : aucun résultat définitif.

---

<sup>16</sup> La spécification linéaire des variables est préférable aux spécifications alternatives. On a testé cette hypothèse contre la transformation logarithmique en utilisant le test RESET et on n'a pas pu rejeter l'hypothèse que la meilleure spécification est celle utilisée ici.

**Tableau # 7**  
**Régressions économétriques**

	Variable dépendante		
	Les résultats des tests en sciences	Les résultats des tests en mathématiques	Le taux d'abandon
La constante	0.0883911 (0.0532132)	0.1741541** (0.0708494)	0.7964262*** (0.1300266)
La proportion des dépenses publiques destinées à l'éducation primaire	0.0012023 (0.0013792)	-0.0007901 (0.0018622)	0.0007347 (0.0022369)
Le taux d'alphabétisme	0.0026557** (0.0011881)	0.0024421 (0.0015208)	-0.002106 (0.0021217)
PIB par habitant	0.0044406** (0.0017748)	0.0013523 (0.0019082)	-0.0006567 (0.0016401)
La qualité de vie	0.0351698** (0.0152236)	0.0289462 (0.0179301)	-0.074345** (0.0337837)
La statistique F	71.71	31.97	20.98
Le p-valeur	0.0000	0.0000	0.0000
Le R-carré	0.7313	0.4582	0.5166
La méthode d'estimation	OLS	OLS	OLS

Remarques : le nombre d'observations est 54. Toutes les variables sont mesurées de façon linéaire. Les écart-types ont été reportés entre parenthèses. (\*), (\*\*) et (\*\*\*), ils dénotent les niveaux de signification de 10%, 5%, et 1%, respectivement. La méthode d'estimation employée est le MCO (Moindres Carrés Ordinaires) robuste à l'hétéroscédasticité.

En examinant les résultats, on a trouvé que si on utilisait comme variable dépendante dans la régression « les résultats des tests en sciences », les déterminants de cet indicateur sont les suivants : en premier lieu, la qualité de vie, ensuite le PIB par habitant, puis le taux d’alphabétisme et finalement, la proportion des dépenses publiques destinées à l’éducation primaire. Il faut noter que le coefficient de cette dernière variable n’est pas statistiquement significatif.

Par opposition, si on utilise les résultats des tests en mathématiques et le taux d’abandon comme des variables dépendantes, le signe du coefficient de la variable « proportion des dépenses publiques destinées à l’éducation primaire » ne correspond pas aux attentes. Effectivement en plus d’être négatif dans le cas des résultats des tests en mathématiques, et positif dans le cas du taux d’abandon, celui-ci n’est pas significatif statistiquement.

Quant aux déterminants de la variable dépendante, « les résultats des tests en mathématiques » sont, en ordre d’importance, les suivants : la qualité de vie, le taux d’alphabétisme, le PIB par habitant et les dépenses publiques d’éducation. Il faut noter qu’aucun des coefficients antérieurs n’est significatif.

Pour leur part, les déterminants de la variable dépendante « le taux d’abandon » sont, en ordre d’importance, les suivants : la qualité de vie, le taux d’alphabétisme, PIB par habitant et la proportion des dépenses publiques destinées à l’éducation primaire. Entre ces déterminants, seule la variable qualité de vie est significative statistiquement.

En conclusion, on peut affirmer que les résultats trouvés sont consistants avec ceux reportés dans plusieurs travaux empiriques concernant la fonction de production sociale. Autrement dit, on n’a pas des résultats concluants. En effet, si on prend comme variable dépendante « les résultats des tests en sciences », la direction de la corrélation de cette variable avec la variable explicative « la proportion des dépenses publiques destinées à l’éducation » correspond aux

attentes. Tandis que si on prend comme variables dépendantes « les résultats des tests en mathématiques et le taux d'abandon », la direction de la corrélation entre ces variables et la variable explicative centrale ne suit pas l'intuition. Aussi, il faut remarquer que dans aucune des régressions réalisées dans cette analyse la variable explicative centrale, les dépenses publiques destinées à l'éducation primaire, n'est pas significative statistiquement.

## 7. Conclusion

Après une ample revue de la littérature économique concernant la relation entre les dépenses publiques d'éducation et leurs résultats dans la société, Baldacci, Guin-Siu et De Mello (2003), affirment qu'il est fort probable que la méthodologie traditionnelle employée, c'est-à-dire, la fonction de production sociale, ne soit pas la meilleure façon d'estimer cette relation.

Effectivement les auteurs susnommés argumentent que l'accomplissement de l'éducation de la population est un concept multidimensionnel et, en tant que tel, il ne peut pas être mesuré par un seul indicateur dans une fonction de production sociale. Ils ajoutent que l'accomplissement de l'éducation de la population est le résultat d'un processus très complexe qui implique l'interrelation de plusieurs variables telles que les facteurs institutionnels et les facteurs individuels.

Pour cette raison, ils ont utilisé une méthodologie économétrique alternative, le *modèle à variable latente* ou *modèle LISREL*. Ils ont ensuite comparé leurs résultats à ceux qui correspondent à l'approche traditionnelle. Ces auteurs ont trouvé que la méthodologie alternative produit des résultats plus solides et consistants que ceux proportionnés pour la méthodologie traditionnelle.

Après l'analyse détaillée de l'étude mentionnée ci-dessus, on a identifié les avantages de sa méthodologie et on a décidé d'adopter celle-ci afin d'estimer la relation entre les dépenses publiques d'éducation pour 54 pays pour l'année 1985 et la qualité de l'éducation primaire.

Il faut remarquer qu'une des principales différences entre cette étude et celle de Baldacci, Guin-Siu et De Mello est qu'on se questionne plutôt sur la partie qualitative de l'éducation que sur sa partie quantitative. Une autre différence à noter est l'utilisation de la variable qualité de vie, indicateur très récent qui inclut

plusieurs facteurs de nature très pertinente dans la détermination de la qualité de l'éducation.

Selon nos principaux résultats, les estimations obtenues à l'aide du modèle LISREL sont plus consistantes et cohérentes avec la théorie économique que celles de l'approche traditionnelle (la fonction de production sociale). En effet, les magnitudes des estimations sont plus grandes et plus significatives statistiquement. De plus, les signes des régressions correspondent aux attentes de l'intuition économique.

Un autre résultat important de cette étude, est l'impact des déterminants de la qualité de l'éducation primaire, en termes d'indicateurs sociaux. Ils sont par ordre d'importance, le PIB par habitant (variable utilisée comme proxy pour refléter le revenu des parents, la qualité de vie), le taux d'alphabétisme (variable utilisée comme proxy pour la scolarité des parents) et la proportion des dépenses d'éducation destinées à l'éducation primaire.

On peut conclure que les dépenses publiques d'éducation, malgré leur influence positive et significative, contribuent peu à l'amélioration de la performance éducative des élèves si on les compare à la contribution des autres variables.

Par conséquent, d'après ces résultats, les politiques d'éducation devraient se concentrer sur la façon dont le gouvernement réalise ses dépenses, c'est-à-dire les rubriques au titre desquelles le gouvernement devrait dépenser, plutôt que de se concentrer sur une augmentation de ses dépenses.

Dans le domaine théorique, les implications de ces résultats tiennent compte de la multidimensionnalité du concept de la qualité de l'éducation. De son côté, au sujet de la dimension méthodologique, cette étude a remis en question les procédures utilisées habituellement pour estimer ce type de relations. Finalement, sur le plan empirique, c'est-à-dire en matière de design de la

politique sociale, cette étude est très utile dans la mesure où celle-ci apporte de nouvelles preuves empiriques du rapport entre les dépenses publiques et les indicateurs sociaux, particulièrement pour la qualité de l'éducation. Ces preuves peuvent aider aux gouvernements en général et aux gouvernements des pays en voie de développement en particulier à programmer leurs dépenses publiques d'une façon plus efficace.

Par ailleurs, cette étude contient certaines faiblesses. En premier lieu, la taille de l'échantillon est relativement petite par rapport au nombre de variables estimées. Cependant, il faut noter qu'on a pu se servir d'un échantillon assez grand pour utiliser la méthode d'estimation *Maximum Likelihood*, la méthode la plus employée et recommandée par les chercheurs.

En second lieu, malgré l'accès aux informations concernant les microdéterminants, autrement dit les caractéristiques des écoles et des familles pour un nombre considérable des pays, ces informations sont encore limitées, raison pour laquelle on n'a pas incorporé ces variables dans cette étude.

Pour conclure, en ce qui concerne l'estimation, le fait d'avoir dû imputer les données qui manquaient à une méthode d'imputation fournie par le logiciel (LISREL 8.72) pourrait affecter d'une certaine façon les estimations des paramètres.

Pour les prochaines recherches, on suggérerait de travailler davantage à l'obtention d'information plus raffinée et plus étendue sur les caractéristiques des écoles et des familles, d'autant plus dans les pays en voie du développement. On suggérerait aussi de continuer dans la recherche de l'amélioration de la spécification économétrique de la fonction de production sociale qui cherche à établir la corrélation entre les dépenses publiques d'éducation et la qualité de l'éducation.

## Bibliographie

Bagozzi, Richard, "Structural Equation Models in Experimental Research",  
Journal of Marketing Research, Vol. 14, 1977, 209-226.

Baldacci, Emanuele, GUIN-SIU, Maria Teresa et DE MELLO, Luiz, "More on the  
Effectiveness of Public Spending on Health Care and Education: a  
Covariance Structure Model", Journal of International Development, Vol. 15,  
2003, 709-725.

Barro, Robert, et Lee, Jong-Wha, "Schooling Quality in a Cross Section of  
Countries", *Economica*, Vol. 68 (272), 2001, 465-488.

Diamantopoulos, Adamantios et Siguaw, Judy, *Introducing LISREL*, Sage  
Publications, London, 2000.

Flug, Karnit, Spilimbergo, Antonio et Wachtenheim, Erik, "Investment in  
Education: Do Economic Volatility and Credit Constraints Matter?", *Journal  
of Development Economics*, Vol 55, 1998, 465-481.

Gupta, Sanjeev, Clements, Benedic et Tiongson, Erwin, "Public Spending on  
Human Development", *Finance and Development*, Sep., 1998, 10-13.

Gupta, Sanjeev, Verhoeven, Marijn et Tiongson, Erwin, "The Effectiveness of  
Government Spending on Education and Health Care in Developing and  
Transition Economies", *European Journal of Political Economy*, Vol. 18,  
2002, 717-737.

Hanushek, Eric, "Why Quality Matters in Education", *Finance and Development*,  
Vol. 42, 2005, 1-10.

Rajkumar, Andrew et Swaroop, Vinaya, "Public spending and outcomes. Does governance matter", The World Bank, Policy Research Working Paper No. 2840, 2002,1-28.

Sources statistiques :

Barro, Robert et Lee, Jong-Wha, International Measures of Schooling Years and Schooling Quality. <http://www.worldbank.org/research/growth/ddbarle2.htm>

The Global Change Research projet, compilé par Gene Shakman. <http://gsociology.icaap.org>.

World Bank. Various years. World Development indicators. Washington, D.C: World Bank.