

Économie publique/Public economics

06 | 2000/2 Efficacité des systèmes éducatifs et de formation. Vol. 2

Capital humain et croissance : le rôle retrouvé du système éducatif

Sébastien Dessus



Édition électronique

URL: http://journals.openedition.org/economiepublique/1641

DOI: 10.4000/economiepublique.1641

ISSN: 1778-7440

Éditeu

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 juillet 2000

ISBN: 2-8041-3384-2 ISSN: 1373-8496

Référence électronique

Sébastien Dessus, « Capital humain et croissance : le rôle retrouvé du système éducatif », Économie publique/Public economics [En ligne], 06 | 2000/2, mis en ligne le 07 décembre 2005, consulté le 10 décembre 2020. URL : http://journals.openedition.org/economiepublique/1641 ; DOI : https://doi.org/10.4000/economiepublique.1641

© Tous droits réservés

économie publique public economics

Revue de l'Institut d'Économie Publique

Deux numéros par an

 n^0 6 - 2000/2



© De Boeck & Larcier s.a., 2002 Editions De Boeck Université

Rue des Minimes 39, B-1000 Bruxelles

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en Belgique

ISSN 1373-8496 ISBN 2-8041-3384-2

Economic publique sur internet: www.economic-publique.fr

© Institut d'économie publique - IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité - F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

La revue **economie**publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496



Capital humain et croissance : le rôle retrouvé du système éducatif

Sébastien Dessus* Banque Mondiale, Jérusalem Est

1 Introduction

Plusieurs études empiriques récentes, menées sur données de comparaison internationale, remettent sérieusement en question l'opinion largement répandue selon laquelle l'éducation serait un facteur déterminant de croissance économique. Relançant le débat sur la convergence des économies à la suite de Mankiw, Romer et Weil (1992), Caselli, Esquivel et Lefort (1996) ne parviennent pas à observer un effet positif de l'investissement en capital humain sur la croissance, une fois corrigés les problèmes méthodologiques de la première étude. L'observation factuelle dans de nombreux pays en développement confirme ce constat (Pritchett, 1996): l'augmentation du capital humain de la main-d'œuvre, mesuré par le nombre moyen d'années de scolarisation, ne semble pas avoir le même impact d'un pays à l'autre sur la productivité du travail. Ce qui fit même se demander à cet auteur « où était passé l'éducation? », ou, en d'autres termes, à quoi servaient les dépenses publiques d'éducation.

Une explication plausible de ce phénomène pourrait provenir du fait que la qualité du système éducatif évolue différemment d'un pays à l'autre, et qu'en conséquence, accumuler du capital humain brut au même rythme pourrait produire des résultats différents. Mais, malheu-

L'auteur tient a remercier, J-C. Berthelemy, M. Gurgand, S. Hanchane, K. Michaelova, K. Neymarc, L. Soderling, un rapporteur anonyme, ainsi que les participants au colloque de l'IDEP de mai 1999 à Marseille sur l'économie de l'éducation pour leurs commentaires et suggestions. Les vues exprimées dans cet article ne reflètent pas nécessairement celles de la Banque Mondiale.

reusement, la correction simple de la mesure du capital humain par des indicateurs de qualité ne modifie pas le résultat énoncé ci-dessus.

Néanmoins, ceci ne nous semble pas suffisant pour rejeter l'hypothèse d'une influence significative du système éducatif sur l'activité économique. Dans cet article, nous proposons une formalisation alternative du rôle du système éducatif sur la qualité du capital humain, qui permet de réhabiliter statistiquement l'influence du premier sur la croissance, au travers d'une accumulation de capital humain plus efficace. Cette formalisation consiste à admettre que la qualité du système éducatif se mesure par sa capacité à former une unité supplémentaire de capital humain efficace (c'est a dire en mesure d'augmenter le produit, plutôt que par sa capacité à augmenter la productivité moyenne du capital humain. Des lors, on peut montrer que l'hétérogénéité internationale des fonctions de production ne doit pas être seulement prise en compte au niveau de la productivité moyenne des facteurs, mais également au niveau de la productivité marginale du capital humain. Le biais de spécification engendré par la non prise en compte de cette nouvelle hétérogénéité permet alors d'expliquer pourquoi les estimations classiques d'équations de convergence conditionnelle sur données de panel accordent une élasticité négative du produit au capital humain.

Nous testons cette hypothèse sur un échantillon de panel de 83 pays entre 1960 et 1990. Après avoir reproduit des résultats comparables à ceux de Caselli et al. (1996), nous vérifions la présence d'un biais de spécification significatif dans ces estimations, du à l'absence de prise en compte de l'hétérogénéité des systèmes éducatifs. Nous retrouvons alors un effet moyen positif de l'accumulation de capital humain sur la croissance en corrigeant ce biais. Puis nous cherchons à identifier statistiquement, à l'aide d'un modèle à coefficients variables, la source de l'hétérogénéité. Nos résultats suggèrent que les indicateurs quantitatifs d'infrastructure éducationnelle expliquent de manière significative les différences internationales de productivité marginale du capital humain. De même, la capacité du système éducatif à distribuer également le service d'éducation au sein de la population augmente la contribution de l'accumulation du capital humain à la croissance. Enfin, la dotation initiale en capital humain d'une économie semble influencer de manière très importante la qualité du système éducatif. Bien que ce dernier résultat soit difficile à interpréter, car pouvant décrire en réalité de nombreux canaux théoriques au travers desquels le capital humain disponible affecte la qualité de l'éducation reçue, il confirme néanmoins les résultats précédents d'Azariadis et Drazen (1990) et de Cohen (1996) sur l'existence de trappes de pauvreté.

Cet article se présente comme suit. La section 2 présente le cadre général d'analyse de la convergence conditionnelle, et les résultats qui s'y rapportent. La section 3 teste l'existence d'un biais de spécification dans le modèle de convergence. La section 4 tente d'identifier, à l'aide

d'un modèle à coefficients variables, la source de l'hétérogénéité des fonctions de production. La section 5 conclue.

2 Le cadre d'analyse de la convergence conditionnelle : théorie et résultats

Le modèle de convergence conditionnelle proposé par Mankiw *et al.* (1992) est directement dérivé du modèle de Solow (1956), augmenté d'un argument de capital humain dans la fonction de production néoclassique. Il s'écrit comme une forme réduite (autour de l'équilibre stationnaire de long terme) de cette fonction de production et d'une loi de formation du capital de type inventaire permanent, qui peuvent s'écrire respectivement comme :

$$y_t = k_t^{\alpha} h_t^{\beta} \text{ et } \begin{cases} \dot{k} = sk \ y - (n+g+\delta)k \\ \dot{h} = sh \ y - (n+g+\delta)h \end{cases}$$
 (1)

avec y, k et h respectivement le revenu, le capital physique et le capital humain par unité de travail efficace, sk et sh les taux d'investissement en capital physique et humain, n le taux de croissance de la population, δ le taux de dépréciation du capital physique et humain et g le taux de croissance du progrès technique exogène. La phase transitionnelle de croissance d'une économie vers son équilibre de long terme peut alors s'écrire comme :

$$\ln y_t - \ln y_{t-1} = + \left(1 - e^{-\lambda}\right) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \left(\ln sk - \ln(n + g + \delta)\right)$$

$$+ \left(1 - e^{-\lambda}\right) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \left(\ln sh - \ln(n + g + \delta)\right)$$

$$- \left(1 - e^{-\lambda}\right) \ln y_{t-1}$$
(2)

avec
$$\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + g + \delta)$$

Conçu à l'origine pour tester l'hypothèse de convergence des revenus, ce modèle a vite été interprété comme un moyen d'identification des déterminants de la croissance. Les estimations initiales de ce modèle, en coupe transversale, ont alors fait l'objet de deux critiques majeures (Islam, 1995, Caselli *et al.*, 1996). La première consiste à dire que la non prise en compte d'un effet individuel pour chaque pays (rendue obligatoire en données de coupe transversale en raison du manque de degrés de liberté) biaise théoriquement les résultats, et justifie dans la pratique l'emploi de donnés de panel. La seconde remet en cause le choix du taux de scolarisation comme mesure de l'investissement éducatif, car le mode de formation du capital humain reste

encore très largement méconnu. Islam (1995) propose d'employer directement le stock de capital humain dans l'équation de convergence conditionnelle, qui prend alors la forme suivante:

$$\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} = -\beta \ln y_{i,t-1} + \alpha \ln s k_{i,t} / (n_{i,t} + \delta + g) + \lambda \ln h_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$
 (3)

où t est la période et i la nation. Le taux de croissance du revenu par tête dépend donc ici de la position initiale de l'économie (effet de convergence) et des variables définissant l'état d'équilibre de long terme vers lequel elle converge, fonction du taux d'investissement en capital physique déflaté de la somme du taux de croissance de la population, du taux de dépréciation du capital physique et du taux de croissance du progrès technique¹. L'état d'équilibre est également défini par un effet individuel propre à chaque pays, η_i , et un effet fixe par période, μ_t , afin de pouvoir capturer les chocs temporels communs à l'ensemble des pays de l'échantillon. Le revenu de long terme de chaque pays est enfin défini par l'introduction du capital humain sous forme de stock, ce qui peut se justifier si celui-ci est exogène au processus de croissance. Le coefficient λ estimé ici est alors un facteur multiplicatif de l'élasticité du produit au capital humain.

Nous estimons ce modèle à l'aide de diverses méthodes économétriques, afin de vérifier la validité des résultats d'Islam (1995) et de Caselli $et\ al.$ (1996), qui concluent à un effet négatif du capital humain sur la croissance. Conformément à ces études, les données sont tirées de Barro et Lee (1994). L'échantillon est cylindré, et comporte six périodes de cinq ans, de 1960-65 à 1985-90 et 83 pays. Le revenu par habitant, y, est exprimé à parité de pouvoir d'achat, en dollars internationaux de 1985. Le taux d'investissement, sk, (soit la formation brute de capital fixe divisée par le produit) est tiré de la même base. Le stock de capital humain, h, mesure le nombre moyen d'années d'études de la population âgée de plus de vingt cinq ans.

Le Tableau 1 rapporte l'estimation économétrique de l'équation (3) à l'aide de quatre méthodes économétriques différentes, visant à pallier au problème de biais résultant de la présence d'un effet individuel dans une équation dynamique soulevé par Nickell (1981). Le test de spécification d'Hausman⁴, et la nature exhaustive de l'échantillon justifient le caractère déterministe de l'effet individuel que nous

8 Économie publique 2000 / 2

 $^{^1}$ La somme des paramètres $\delta+g$ est fixée de manière conventionnelle à 5 pour cent (Mankiw et al., 1992)

² L'élasticité du produit par rapport au capital physique est théoriquement égale à $\alpha/(\beta+\alpha)$. Il convient également, afin de retrouver l'élasticité du produit au capital humain, de diviser le coefficient estimé λ par la somme des coefficients estimés $(\beta+\alpha)$.

³ L'estimation d'un modèle dynamique avec effets individuels (déterministes ou aléatoires) par les moindres carrés ordinaires (MCO) produit des estimateurs asymptotiquement biaisés lorsque le nombre de période est fini. Ce biais provient de la corrélation asymptotique entre la variable endogène retardée et les résidus.

⁴ Le test de spécification d'Hausman rejette au seuil de 1 pour cent l'hypothèse d'effets individuels aléatoires, au profit d'effets individuels déterministes

Tableau 1: L'estimation du modèle de Solow augmenté sur données de panel (1960-90)

Variable dépendante : $\ln y_t$

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln y_{t-5}$	0.794 (18.3)	0.702 (19.3)	0.860 (14.8)	0.846 (13.1)
$\ln sk/(n+g+\delta)$	0.151 (4.96)	0.207 (15.1)	0.100 (3.01)	0.141 (3.58)
$\ln h$	-0.085 (3.03)	-0.181 (13.1)	-0.081 (2.38)	-0.080 (2.19)
\mathbb{R}^2 ajusté	0.9865	_	0.9839	0.9793
Observations	498	498	415	498

Notes : (1) estimation par les MCO avec effets fixes; (2) estimation par la méthode de Chamberlain (dans ce cas les écarts types sont mesurés par les dérivés premières de l'algorithme de Gauss-Newton); (3) Estimation par la méthode des moments généralisés (dans ce cas, la variable dépendante est $\ln(y_t) - \ln(y_{t-5})$); (4) Estimation par la méthode de Balestra-Nerlove; Sauf indication contraire, les statistiques entre parenthèses sont les T-Students. Le R^2 des estimations par la méthode des moments généralisés (troisième colonne) est calculé en substituant la variance de $\ln(y_t)$ à celle de $\ln(y_t) - \ln(y_{t-5})$ au dénominateur, de manière à pouvoir être comparé aux autres estimations. Toutes les variables sont épurées de leurs moyennes temporelles, de telle sorte qu'il devient inutile d'estimer des effets fixes temporels.

retenons. Nous vérifions en outre le caractère exogène du stock de capital humain. ⁵ La première colonne du Tableau 1 présente l'estimation avec effets fixes, sans tentative de correction du biais évoqué ci-dessus. Nous employons ensuite alternativement trois méthodes de correction de ce biais : la méthode de Chamberlain (1984), employée par Islam (1995); la méthode des moments généralisées suggérée par Arrelano et Bond (1991) et employée par Caselli *et al.* (1996), et la méthode de Balestra-Nerlove suggérée par Sevestre et Trognon (1996). Cette dernière méthode, moins connue, consiste à projeter la variable endogène retardée sur l'ensemble des instruments constitué par les variables exogènes de chaque période, puis à utiliser son prédicteur pour estimer l'équation structurelle.

Ce tableau permet d'observer que l'accumulation de capital humain – quel que soit le mode d'estimation retenu – a un impact négatif et significatif sur la croissance, telle qu'elle est spécifiée dans le modèle de Solow augmenté. Ce résultat corrobore donc les estimations des auteurs précités, et amène à s'interroger plus en détails sur la nature du rôle du capital humain dans la croissance.

2000 / 2

⁵ Le risque de rejeter à tort l'hypothèse nulle d'effets individuels aléatoires est inférieur à 1 pour cent (La statistique du (2 du test de spécification d'Hausman excède 26.0, pour huit dégrés de liberté). Le risque de rejeter à tort l'hypothèse nulle de stricte exogénéité du stock de capital humain excède lui 84 pour cent (La statistique du (2 du test de spécification d'Hausman est inférieure à 4.2).

Une première tentative d'explication de ce résultat contre intuitif consiste à corriger le capital humain d'un indicateur de qualité. Pour Islam (1995) en effet, ce résultat pourrait provenir d'une erreur de mesure: elle consiste à dire que le nombre d'années d'études de la population, h, est une mesure très imparfaite de ce qu'elle est censée spécifier, puisqu'elle ne tient pas compte de la qualité de l'éducation reçue. Or, pour cet auteur, ce sont les pays qui disposaient des plus faibles niveaux de capital humain qui ont fait les plus grands efforts d'amélioration de la qualité de leurs systèmes éducatifs. Il en résulte que la relation statistique observée entre le capital humain mesuré (qui croît peu, car l'augmentation de la qualité n'est pas prise en compte) et le revenu (qui croît lui rapidement, car il bénéficie de l'augmentation effective de la qualité du capital humain) est négative, car la variance temporelle des variables traitées est plus importante que la variance transversale. Cette hypothèse est plausible, mais il convient de la tester empiriquement. Elle souligne en l'état l'intérêt de tenir compte d'indicateurs de qualité du capital humain, lorsque l'on cherche à mesurer l'impact de ce dernier sur la croissance. Il convient donc juste de mieux spécifier ce que l'on entend par capital humain, en adjoignant à la mesure du stock un index temporel de qualité de manière à mieux définir son évolution. Nous ré-estimons donc une équation de convergence conditionnelle, en supposant que le capital humain effectif Ω s'écrit en réalité à la période t:

$$\Omega_t = h_t^{\omega} I_t^{\nu} \tag{4}$$

où I_t est un index de qualité. L'équation de convergence conditionnelle devient alors :

$$\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} = -\beta \ln y_{i,t-1} + \alpha \ln s k_{i,t} / (n_{i,t} + \delta + g) + \lambda \omega \ln h_{i,t} + \lambda \nu I_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$
 (5)

L'information contenue dans l'index de qualité doit être temporelle, afin de tester le modèle théorique proposé, mais également parce que sans quoi elle se confond avec l'effet fixe dans notre cadre d'analyse. Cette condition restreint fortement le nombre de variables candidates à exprimer des différences de qualité entre le capital humain des différentes nations. Deux indicateurs sont retenus pour mesurer la qualité de l'investissement en capital humain, ou la qualité du capital humain proprement dit, en fonction de leur disponibilité statistique. Le premier est le montant moyen des dépenses consacré à l'éducation dans le produit intérieur brut (ExpY). Le second est le nombre moyen d'élèves par professeur dans le même système d'éducation primaire (Tp1). Ces deux mesures peuvent être considérées comme des indicateurs de l'effort quantitatif fourni par chaque pays afin d'améliorer la qualité de son enseignement.

On remarquera que dans cette nouvelle équation de convergence, l'élasticité du produit au capital humain n'est plus identifiable. L'estimation de telles fonctions permet en revanche d'observer si l'introduction d'un index de qualité modifie notre compréhension du rôle du

Tableau 2: Prise en compte d'indicateurs de qualité du capital humain Variable dépendante : $\ln y_t$

	(1)	(2)	
$\ln y_{t-5}$	0.801 (13.7)	0.758 (10.3)	
$\ln sk/(n+g+\delta)$	0.098 (2.81)	0.115 (2.85)	
$\ln h$	-0.091 (2.52)	-0.079 (1.82)	
$\ln Tp1$	-0.041 (0.84)		
$\ln ExpY$		-0.017 (0.41)	
\mathbb{R}^2 ajusté	0.9874	0.9813	
Observations	400	320	

Notes : Chacune des estimations est réalisée au moyen de la méthode des moments généralisés. Le R2 est recalculé en substituant la variance de $\ln(y_t)$ à celle de $\ln(y_t) - \ln(y_{t-5})$ au dénominateur, de manière à pouvoir être comparé aux estimations précédentes. Tp1: nombre d'élèves par enseignants dans le secteur primaire. ExpY: rapport des dépenses d'éducation sur PIB. Toutes les variables sont épurées de leurs moyennes temporelles, de telle sorte qu'il devient inutile d'estimer des effets fixes temporels. Ces deux variables sont retardées de 10 ans, pour prendre en compte le décalage entre la période de formation et l'entrée dans la vie active.

capital humain dans la croissance. Les résultats sont présentés dans le Tableau 2.

L'ajout de variables censées traduire l'amélioration de la qualité de l'éducation ne modifie en rien l'estimation de l'élasticité du produit par rapport au capital humain. Le paramètre associé à la variable du nombre d'élèves par professeur présente le signe attendu, mais s'avère non significatif. Le paramètre associé à la variable de dépense d'éducation ne présente pas le signe attendu. Il est également non significatif. Nous explorons donc dans les paragraphes suivants d'autre voies théoriques, pour tenter d'expliquer ce paradoxe apparent.

3 Vers une redéfinition de la qualité du système éducatif

L'intérêt pour la question de la convergence internationale des revenus part du postulat que toutes les économies possèdent la même technologie, et on comprend bien pourquoi : le rejet de cette hypothèse rend immédiatement caduque l'idée même de convergence, car il a pour conséquence directe de générer des sentiers de croissance transitionnelle et de long terme propres à chaque économie. Cette hypothèse d'homogénéité peut se justifier lorsque seul le capital physique est con-

sidéré comme un facteur de production, à l'instar du modèle de Solow. Si l'imperfection des marchés financiers empêche probablement l'égalisation instantanée des productivités marginales, on peut en revanche considérer que l'élasticité de la production au capital est semblable dans toutes les économies. L'homogénéité des biens d'équipements, que l'on peut importer en masse, et déclasser rapidement en cas de révolution technologique, est un argument suffisant pour que l'on retienne une élasticité universelle du produit au capital physique.

En revanche, il n'est pas certain que cet argument d'homogénéité tienne encore lorsque l'on « augmente » la fonction de production néoclassique d'un argument de capital humain. En effet, comme le souligne Galor (1996), le capital humain est, dans une large mesure, immobile, inéchangeable au niveau international et spécifique à chaque nation, de telle sorte qu'il est difficile de postuler a priori que l'élasticité du produit au capital humain soit semblable dans chaque pays⁶.

Une hypothèse alternative peut alors être testée, dès lors que l'on s'intéresse au phénomène de croissance. Elle consiste à supposer que les différences de qualité des systèmes éducatifs résident dans leur capacité respective à produire une unité supplémentaire de capital humain efficace. Cette unité est définie comme efficace si elle permet de générer une augmentation du produit. La qualité en question n'est donc plus définie par la productivité moyenne du capital humain, mais par sa productivité marginale.

Une spécification alternative à celle qui avait été retenue précédemment peut ainsi être envisagée pour corriger le capital humain brut d'un index de qualité. Elle consiste à écrire le capital humain efficace Ω comme une fonction exponentielle d'un facteur de qualité Z, comme suit :

$$\Omega = h^Z$$
 , soit $\frac{\partial \Omega}{\partial t} = Zh^{Z-1} \frac{\partial h}{\partial t}$ (6)

Autrement dit, la production d'une unité efficace supplémentaire de capital humain dépend d'une capacité propre à chaque pays, qui détermine le rythme réel d'accumulation du capital humain efficace (efficace entendu comme en mesure d'augmenter le produit). Dans ce cas, l'élasticité du produit au capital humain brut diffère également d'un pays à l'autre, et la fonction de production néoclassique par tête s'écrit désormais:

$$y_{i,t} = A_i e^{gt} k_{i,t}^{\bar{\alpha}} \Omega_{i,t}^{\bar{\lambda}} = A_i e^{gt} k_{i,t}^{\bar{\alpha}} h_{i,t}^{\bar{\lambda} Z_i} = A_i e^{gt} k_{i,t}^{\bar{\alpha}} h_{i,t}^{\bar{\gamma}_i}$$
(7)

102 Économie publique 2000 / 2

⁶ Cette préoccupation était en réalité déjà présente de manière implicite dès les premiers travaux sur la convergence (Mankiw et al., 1992). En considérant divers groupes de pays (pays non pétroliers, pays intermédiaires, pays de l'OCDE), au sein desquels apparaissaient des vitesses de convergence conditionnelles significativement différentes, ces auteurs accréditaient tacitement l'idée selon laquelle les fonctions de production pouvaient être hétérogènes au niveau des élasticités.

L'estimation d'une équation de convergence qui ignorerait cette nouvelle source d'hétérogénéité comporte un biais. En effet, l'argument selon lequel l'hétérogénéité des pentes – sous conditions classiques de distribution aléatoire de celles-ci et d'exogénéité des régresseurs – n'est pas un problème lorsque l'on ne s'intéresse qu'à l'effet moyen, n'est plus valable dans les spécifications dynamiques (Pesaran et Smith, 1995). Dans ce cas, imposer l'homogénéité des pentes alors que ces dernières sont hétérogènes produit un biais d'estimation. L'origine de celui-ci peut être présentée dans l'exemple qui suit. Soit une variable aléatoire déterminée par le mode dynamique suivant :

$$y_{i,t} = \phi y_{i,t-1} + \gamma_i x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{8}$$

où x est une variable strictement exogène et ε un terme aléatoire aux propriétés usuelles de distribution et d'indépendance. Si l'on ignore, lors de l'estimation de ce processus l'hétérogénéité des pentes, alors celle-ci se propage au terme aléatoire, de telle sorte que le modèle devient en fait :

$$y_{i,t} = \phi y_{i,t-1} + \gamma x_{i,t} + \nu_{i,t} \qquad \text{et} \qquad \nu_{i,t} = (\gamma_i - \gamma) x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
 (9)

Dans ce cas, estimer l'équation (9) au moyen des estimateurs utilisés dans les paragraphes précédents est source de biais si la variable exogène suit un processus autorégressif. La covariance entre la variable retardée et le résidu s'avère en effet non nulle, car:

$$E(y_{i,t-1}, \nu_{i,t}) = \zeta + E(\phi(x_{i,t-1}, (\gamma_i - \gamma)x_{i,t}) \neq 0 \quad \text{car} \quad E(x_{i,t-1}, x_{i,t}) \neq 0 \quad (10)$$

Cet exemple permet d'observer que le biais d'hétérogénéité est dû à la présence simultanée d'une variable endogène retardée dans le membre de droite et d'une variable exogène suivant un processus autorégressif. C'est typiquement le cas de l'équation de convergence conditionnelle. Elle associe en effet dans le membre de droite la variable endogène retardée au stock de capital humain, qui suit par définition un processus autorégressif, puisqu'il est le résultat d'un phénomène d'accumulation.

Il convient donc de vérifier si les équations de convergence estimées précédemment ne souffrent pas de ce biais d'estimation. Pour ce faire, nous comparons l'estimation de l'effet moyen du « vrai » modèle en cas d'hétérogénéité à son estimation contrainte, au moyen d'un test de Wald et d'un test d'Hausman. Nous estimons dans un premier temps l'équation de convergence suivante :

$$\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} = -\beta \ln y_{i,t-1} + \alpha \ln s k_{i,t} / (n_{i,t} + g + \delta) + \gamma_i \ln h_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$

L'effet moyen estimé du capital humain est défini par :

$$\hat{\gamma} = N^{-1} \sum_{i}^{N} \hat{\gamma}_{i} \qquad \text{et} \qquad \hat{V}(\hat{\gamma}) = N^{-2} \left[\sum_{i}^{N} \sum_{j}^{N} E(\hat{\gamma}_{i}, \hat{\gamma}_{j}) \right]$$
(12)

Tableau 3: Estimation de la convergence avec pentes de capital humain hétérogènes

Variable dépendante : $\ln y_t$

	(1)	(2)	
$\ln y_{t-5}$	0.846 (13.1)	0.443 (5.43)	
$\ln sk/(n+g+\delta)$	0.141 (3.58)	0.215 (4.63)	
$\ln h$	-0.080 (2.19)	0.086 (0.89)	
\mathbb{R}^2 ajusté	0.9793	0.9906	
Observations	498	498	

Notes : Les statistiques entre parenthèses sont les T-Students. Estimations au moyen de la méthode de Balestra-Nerlove. (1) : Estimation imposant l'égalité des pentes de capital humain. (2) : Estimation de l'effet moyen du capital humain réalisée à partir de pentes hétérogènes (voir texte). Toutes les variables sont épurées de leurs moyennes temporelles, de telle sorte qu'il devient inutile d'estimer des effets fixes temporels

Cet estimateur de l'effet moyen est sans biais mais de variance plus élevée que l'effet moyen estimé en contraignant les pentes de capital humain à être semblables les unes aux autres. La comparaison de ces deux estimations, au moyen d'un test de spécification d'Hausman, permet donc de tester l'existence d'un biais d'hétérogénéité. Un test de Wald permet lui de mesurer si le relâchement de l'hypothèse d'homogénéité des pentes de capital humain améliore de façon significative la qualité prédictive du modèle. Le Tableau 3 permet de comparer ces deux estimations. La première colonne de ce tableau rappelle l'estimation déjà proposée de l'équation simple de convergence avec la méthode de Balestra-Nerlove. La seconde colonne rapporte l'estimation de l'effet moyen du capital humain lorsque l'on relâche l'hypothèse d'homogénéité des pentes.

Les tests de Wald et d'Hausman rejettent au seuil de 1 pour cent l'hypothèse nulle d'homogénéité des pentes de capital humain. Le relâchement de cette hypothèse n'est pas sans conséquences sur l'estimation des paramètres de l'équation de convergence conditionnelle. Si la valeur implicite de l'élasticité du produit au capital physique reste comparable à celles obtenues précédemment (autour de 0.3), l'élasticité du produit au capital humain se trouve en revanche sensiblement modifiée. Elle devient positive et non significative, traduisant probablement la grande hétérogénéité des paramètres, mais également le fait qu'en moyenne, l'accumulation de capital humain favorise la croissance.

104 Économie publique 2000 / 2

 $^{^7}$ La statistique de Fisher du test de Wald est égale 8.913 pour 82 restrictions et 414 degrés de liberté. La probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle d'homogénéité est inférieure à 0.01 pour cent. La statistique de (χ^2 du test d'Hausman égale 81.32. La probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle est inférieure à 0.01 pour cent.

4 À la recherche de l'origine des différences de qualité des systèmes éducatifs.

La section précédente à souligné le fait que le résultat selon lequel l'accumulation de capital humain exercerait un effet négatif sur la croissance provient en réalité du fait que l'élasticité du produit au capital humain diffère d'un pays à l'autre. La question est maintenant de savoir si l'origine de cette différence peut être identifiée, afin de pouvoir en tirer des conclusions de nature opérationnelle.

Pour tenter d'identifier statistiquement l'origine de ces différences, nous estimons une équation de convergence conditionnelle, dans laquelle le coefficient de capital humain varie de manière stochastique d'un pays à l'autre, en fonction de caractéristiques nationales. Cette équation s'écrit :

$$\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1} = -\beta \ln y_{i,t-1} + \alpha \ln s k_{i,t} / (n_{i,t} + \delta + g) + \gamma_i \ln h_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$
(13)

et
$$\gamma_i = \lambda + \theta Z_i + u_i$$

Cette équation nous permet donc de tester l'impact de telle ou telle caractéristique du système éducatif, mesurée par la variable Z_i , sur la qualité de celui-ci. La variable Z_i est invariante dans le temps, sans quoi on ne disposerait d'aucun degré de liberté.

On suppose que ε et u sont deux perturbations aléatoires indépendamment et identiquement distribuées, de moyenne nulle, et indépendantes l'une de l'autre. Toutefois, dès lors que l'on remplace γ_i par son écriture dans l'équation de convergence, il apparaît clairement que les résidus deviennent hétéroscédastiques si $h_{i,t}$ est différent de zéro, ce qui est évidemment notre cas. Afin de pouvoir tenir compte de la nature stochastique du coefficient de capital humain, nous employons la méthode proposée par Amemya (1978) à cet effet. Elle consiste à estimer l'équation (13) par les moindres carrés généralisés, afin de prendre en compte l'hétéroscédascticité induite par l'écriture d'un tel modèle. L'apport de cet auteur réside dans le fait qu'il propose une méthode empirique d'estimation de la matrice de variance-covariance des résidus. On peut se rapporter à Berthélemy, Dessus et Varoudakis (1996) pour une présentation détaillée de cette méthode appliquée à l'estimation d'équations de convergence.

À l'aide de cette spécification, deux groupes d'hypothèses sont testés, faisant appel à deux théories différentes. La première s'inspire des travaux de Lucas (1988), Azariadis et Drazen (1990), ou encore Cohen (1996). Chacun de ces auteurs défend, à l'aide de formalisations alternatives, l'idée selon laquelle la production d'une unité supplémentaire de capital humain efficace dépend du capital humain déjà disponible. Pour le premier, la production de capital humain dépend

du capital humain disponible et du temps consacré par la population à l'activité de formation. Pour les seconds, l'économie n'est en mesure de produire une unité supplémentaire de capital humain que si elle dispose déjà d'un capital humain suffisant, ce qui a pour effet indirect de générer des phénomènes de trappes de pauvreté. Pour le troisième, la fonction de production de capital humain a pour argument principal le capital humain déjà accumulé. Cette idée générale peut se comprendre intuitivement : moins l'on dispose de professeurs qualifiés, de connaissances générales ou savoir faire en matière d'éducation, plus il paraît difficile de produire une unité supplémentaire de capital humain efficace. Ceci semble particulièrement être le cas pour les pays en développement ayant engagé des programmes d'éducation de masse pour faire face aux pressions démographiques, sans pour autant disposer d'un corps de professeurs suffisamment large et qualifié. Dans ce cas, l'augmentation rapide du nombre moyen d'années d'étude de la population masque en réalité une relative stagnation du capital humain disponible, puisque l'augmentation de la population scolarisée se fait au détriment de la qualité de l'éducation donnée à chacun. C'est ce qu'expriment Azariadis et Drazen (1990), lorsqu'ils notent que le rendement de l'investissement en éducation dépend positivement de la qualité du capital humain disponible, ou Cohen (1996) lorsqu'il mentionne le fait que posséder plus de connaissances permet à un pays d'investir de manière plus efficace dans l'éducation.

Dans cette optique, deux types de variables quantitatives sont candidates a mesurer la capacité du système éducatif a produire une unité supplémentaire de capital humain: le capital humain initialement disponible dans le pays, et le capital humain employé directement dans le système éducatif (mesuré par exemple par le nombre de professeurs par élèves). Ces deux mesures ne se recoupent pas nécessairement. On pourrait par exemple imaginer le cas d'un pays largement doté en capital humain, mais qui n'en alloue qu'une part infime a son système éducatif.

La seconde hypothèse que nous cherchons à tester se départit dans une certaine mesure du cadre analytique jusqu'alors adopté, car elle nécessite de devoir désagréger le capital humain. Le capital humain agrégé est ici défini par la somme des capitaux humains individuels qui le compose, et l'impact marginal du premier sur le produit est égal à la somme des impacts marginaux individuels. L'accumulation des capitaux individuels n'est donc pas source d'externalités, positives ou négatives, d'agrégation ou d'agglomération par exemple. Le rendement social du capital humain est alors égal à son rendement privé. Les travaux de Psacharopoulos (1994) montrent que ce dernier est très généralement une fonction concave du capital humain accumulé. Autrement dit, la productivité marginale privée du capital humain est décroissante. Dans ces conditions, le rendement social de l'investissement en éducation est plus élevé lorsqu'il est destiné à accroître le niveau des moins éduqués plutôt que celui des plus éduqués.

Cette proposition, valide en soi, est en outre renforcée par le fait que le coût marginal social de l'éducation est croissant : le financement d'une année d'étude universitaire est plus coûteux pour la société que celui d'une année d'étude primaire. Se pose alors la question de savoir si la société a plutôt intérêt à former une petite élite très qualifiée, ou au contraire un large base de travailleurs suffisamment éduqués si elle désire maximiser ses potentialités de croissance. Autrement dit, la question qui se pose est de savoir si la productivité marginale d'un capital humain agrégé constitué de dix individus possédant une année d'étude chacun est semblable à celle d'un capital humain constitué de dix individus, dont l'un possède dix années d'études et les neuf autres aucune. Les statistiques dont nous disposons ne nous permettent pas de distinguer explicitement les différentes composantes du capital humain agrégé. La statistique du nombre moyen d'années d'étude de la population que nous employons peut en effet masquer des structures de dispersion des qualifications très différentes d'un pays à l'autre, même si la moyenne est semblable. Nous testons donc l'hypothèse selon laquelle la productivité marginale du capital humain, à progression donnée de sa moyenne, dépend de la distribution des qualifications au sein de celui-ci.

Nous retenons plusieurs indicateurs de la qualité du système éducatif d'une part, et de la structure des qualifications, d'autre part. Aucun d'entre eux n'est évidemment un indicateur parfait de ce que nous cherchons à décrire, et, comme nous le verrons par la suite, il est difficile d'attribuer à chacune des mesures statistiques employées la vertu de ne décrire qu'une des deux caractéristiques du système éducatif évoquées ci-dessus. Les deux premières mesures quantitatives de qualité du système éducatif ont déjà été employées et discutées dans la section précédente. Il s'agit du nombre moyen, entre 1950 et 1980, d'élèves par enseignant dans le secteur primaire (TP1M) et du pourcentage moyen sur la même période des dépenses gouvernementales d'éducation dans le PIB (EXPYM). Nous testons également l'impact du nombre moyen d'élèves par enseignant dans le secteur secondaire (TP2M), statistique pour laquelle nous disposons d'une observation moyenne par pays pour la période 1950-1980. Ces trois variables décrivent donc dans quelle mesure le pays considéré consacre des ressources financières et en capital humain à l'activité de formation. Elles sont probablement corrélées, puisqu'une grande part des dépenses d'éducation consiste en réalité à rémunérer le corps professoral. Elles sont également probablement corrélées au niveau du stock de capital humain disponible, si l'on fait l'hypothèse que le nombre de professeurs dans la population est, ceteris paribus, une fonction positive du capital humain disponible. En testant l'impact du capital humain disponible en début de période (soit en 1960, h0) sur la productivité marginale de celui-ci entre 1960 et 1990, nous testons donc l'hypothèse suggérée par Azariadis et Drazen (1990) et Cohen (1996), selon laquelle l'efficacité de l'investissement en capital humain dépend de la quantité de capital humain dont on

Tableau 4: Matrice des corrélations des indicateurs de qualité du système éducatif

	h0	TP1M	TP2M	NSCOL	EXPYM
h0	1.00				
TP1M	-0.63	1.00			
TP2M	-0.13	0.38	1.00		
NSCOL	-0.88	0.62	0.08	1.00	
EXPYM	0.55	-0.29	0.08	-0.43	1.00

Notes: Coefficients de corrélation calculés à partir de l'ensemble des données disponibles pour chaque couple de variable (80 pays au maximum, 62 pays au minimum). En gras sont rapportés les coefficients de corrélation significatifs au seuil de 1 pour cent.

dispose à l'origine.

La mesure de la dispersion des qualifications au sein d'un capital humain agrégé est, elle, plus délicate à construire. Il s'agirait idéalement de refléter la dispersion des qualifications au sein de la population au moyen d'un indicateur composite de type *Gini*, mais l'information statistique dont nous disposons ne nous permet pas de construire un tel index. Nous utilisons alors une mesure binaire de la répartition des qualifications, à savoir la part de la population n'ayant jamais intégré le système scolaire, et disposant de ce fait de zéro années d'études (NSCOL), pour décrire la distribution des qualifications.

Ces différentes mesures ne sont pas indépendantes les unes des autres, comme on peut l'observer dans le Tableau 4, où est présentée la matrice des corrélations. Plusieurs remarques s'imposent à la lecture de ces résultats. La première est que la part moyenne des dépenses d'éducation dans le PIB (EXPYM) n'est pas significativement corrélée au seuil de 1 pour cent au nombre d'élèves par enseignant dans les secteurs primaire et secondaire, ce qui suggère probablement que ces deux types de variables sont de nature très différente. En particulier, le mode de rémunération du corps enseignant, généralement public (Pritchett, 1996), peut différer d'un pays à l'autre, de telle sorte que les différences internationales de dépenses éducatives peuvent ne pas refléter les différences en dotation d'enseignants, et l'effort relatif consacré par la nation à la formation. La seconde remarque que l'on peut faire est que le nombre d'élèves par enseignant dans le secteur secondaire n'est corrélé à aucune autre variable, à l'exception de celle du nombre correspondant dans le secteur primaire. La troisième remarque consiste à observer que le niveau de capital humain disponible en 1960, h0, est une variable très corrélée avec les variables décrivant les efforts entrepris par la suite en matière d'éducation, notamment en ce qui concerne l'intégration des populations non scolarisées. La quatrième

Tableau 5 : Système éducatif et productivité du capital humain $Variable\ dépendante: \ln y_t$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
$\ln y_{t-5}$	0.444 (5.45)	0.439 (5.26)	0.427 (5.31)	0.457 (5.60)	0.459 (5.53)	
$\ln sk/(n+g+\delta)$	0.214 (4.62)	0.209 (4.43)	0.211 (3.84)	0.214 (4.31)	0.220 (4.49)	
Paramètre variable : $\ln h$						
constante	-0.175 (1.57)	0.714 (3.05)	-0.133 (0.45)	0.214 (1.84)	-0.351 (0.05)	
h0	0.080 (2.96)					
TP1M		-0.018 (2.76)				
TP2M			0.013 (0.86)			
NSCOL				-0.005 (1.85)		
EXPYM					0.111 (2.08)	
Observations	498	480	420	450	444	

 $\it Notes$: Méthode d'estimation : voir texte. Les chiffres entre parenthèses sont les $\it t$ de Student. Le coefficient de détermination ($\it R^2$) n'apparaît pas car le modèle comporte deux perturbations aléatoires.

et dernière remarque est de souligner que les variables supposées décrire la qualité du système éducatif sont significativement corrélées à la variable d'intégration scolaire, NSCOL, de telle sorte qu'il sera difficile d'attribuer à chacune des variables testées la vertu de pouvoir valider exclusivement une seule des deux hypothèses théoriques testées.

Le Tableau 5 présente les résultats des estimations testant l'impact de la qualité du système éducatif sur la productivité marginale du capital humain, à l'aide de la méthode des coefficients variables. Ces résultats suggèrent que les caractéristiques du système éducatif, telles qu'elles sont mesurées, ont un impact significatif sur la productivité marginale du capital humain. En dépit de leurs caractères approximatifs, les variables TP1M, NSCOL et EXPYM sont significativement différentes de zéro au seuil de 10 pour cent et de signes conformes à la théorie. Une variation correspondant à un écart type de la variable $\mathit{TP1M}$ entraı̂ne une variation de 0.15-0.20 de l'élasticité du PIB au capital humain. Une variation correspondant à un écart type de chacune des deux autres variables entraı̂ne une variation de 0.10 - 0.15de l'élasticité du PIB au capital humain. Ces résultats semblent donc indiquer que l'investissement en infrastructures éducatives est récompensé, et donc que la qualité de l'éducation reçue est un déterminant significatif des aptitudes et qualifications professionnelles de chacun.

La variable du nombre moyen d'élèves par enseignant dans le secondaire, TP2M, n'est ni significative, ni de signe attendu. Ce résultat souligne sans doute le fait que dans la plupart des pays de l'échantillon, le nombre moyen d'années d'étude est inférieur à six, soit le nombre d'années qui marque généralement l'achèvement du cycle primaire, et qu'en conséquence, le nombre moyen d'élèves par enseignant dans le secondaire est sans impact sur la qualité de l'éducation reçue par la très large majorité de la population. En outre, le fait que cette variable soit très peu corrélée aux autres indique peut-être que l'amélioration des conditions d'enseignement dans le secondaire se fait dans certains pays au détriment de celles rencontrées dans le primaire.

La variable de capital humain disponible en début de période (h0) est, parmi les variables testées dans cette section, la plus significative. Elle est également de signe attendu. Une variation correspondant à un écart type de cette variable entraîne une variation de 0.20 de l'élasticité du PIB au capital humain Plus le pays considéré disposait en 1960 de capital humain, plus l'accroissement relatif de celui-ci entre 1960 et 1990 a été productif. Ce résultat tend donc à confirmer les conclusions de Cohen (1996) et Azariadis et Drazen (1990), même si celles-ci peuvent être critiquées puisque obtenues à l'aide de données de coupe transversale. La méthodologie et la spécification utilisées ici permet d'ailleurs de répondre aux critiques émises par Pritchett (1996) sur la validité d'un tel résultat. Cet auteur conteste celui-ci sur la base de trois observations. La première est de rappeler que si le niveau de capital humain affecte le taux de croissance du produit, alors le taux de croissance du capital humain devrait également affecter le taux de croissance du produit, ce qu'il ne parvient pas à mettre en évidence. Notre résultat réconcilie ces deux approches, car nous montrons que le niveau de capital humain initial détermine dans quelle mesure le taux de croissance du produit est affecté par le taux de croissance du capital humain. La seconde observation faite par Pritchett (1996) est de rappeler que la proposition selon laquelle le niveau de capital humain n'affecte le taux de croissance qu'au travers d'externalités (Azariadis et Drazen, 1990, Benhabib et Spiegel, 1994) est en contradiction avec l'observation empirique selon laquelle le capital humain affecte les rémunérations individuelles (Psacharopoulos, 1994). Notre résultat indique seulement que l'échelle des rémunérations individuelles de chaque nation dépend de la qualité du système éducatif, ce qui ne nécessite pas de devoir faire appel à une hypothèse d'externalités. L'auteur conteste enfin l'hypothèse d'existence de seuils retenue par Azariadis et Drazen (1990), qui semble apparemment être en contradiction avec l'observation selon laquelle il existerait une relation concave continue entre le rendement privé du capital humain et son niveau (Psacharopoulos, 1994). Cette observation n'est pas remise en cause par notre spécification, qui postule que la productivité marginale du capital humain est une fonction décroissante continue de celui-ci. Les critiques formulées à l'encontre de tels résultats ne semblent donc s'appliquer ni à notre

spécification théorique, ni à notre méthode d'estimation.

Le fait que l'élasticité du produit au capital humain dépende du niveau du capital humain est une source évidente de croissance autoentretenue : plus l'on accumule de capital humain, plus la productivité marginale de celui-ci augmente. Il n'existe pas d'équilibre stable, car à long terme la productivité marginale devient croissante et le système explosif. Cet effet de croissance auto-entretenue de long terme est cependant peu réaliste : il existe très certainement une limite à l'accumulation de capital humain mesuré en nombres d'années, à moins de faire l'hypothèse que la croissance de l'espérance de vie des individus n'est pas bornée. Ce résultat, si on veut bien ne pas lui attribuer une portée prédictive trop importante (après tout, nous ne raisonnons que sur la base de l'observation de trente années), a le mérite de proposer une source d'explication plausible du phénomène de divergence conditionnelle des revenus (soient les phénomènes simultanés de convergence des intrants et de divergence des revenus) telle qu'il l'a été observé par Cohen (1996).

À très long terme, le caractère exogène de l'accumulation du capital humain doit également être remis en question, et il est probable qu'un faible rendement de l'éducation incite les agents à réduire leur investissement en capital humain. Il convient toutefois ici de souligner que la rémunération individuelle du capital humain, qui détermine en partie la décision d'investissement, ne coïncide pas nécessairement avec son rendement social. Le capital humain peut être employé dans des activités socialement improductives, mais néanmoins rémunératrices, par exemple lorsque le cadre institutionnel incite les plus qualifiés à se tourner vers des activités de recherche de rente. Ces dernières ne sont pas directement génératrices de croissance, mais réduisent l'impact négatif des distorsions, ce qui justifie leur rémunération au niveau micro-économique. On peut se trouver dans ce cas dans une situation dans laquelle la demande d'éducation reste forte en dépit de son faible rendement social.

5 Conclusion

Le résultat mis en exergue par Pritchett (1996) et Caselli *et al.* (1996), selon lequel l'accumulation de capital humain exercerait un impact négatif sur la croissance, souffre en réalité d'un biais de spécification. Celui-ci provient de la non prise en compte des différences internationales de qualité des systèmes éducatifs, que l'on définit dans cet article par la capacité de ceux-ci à former une unité supplémentaire de capital humain générateur de croissance. À l'aide d'un modèle à coefficients variables, nous identifions quelque caractéristiques des systèmes éducatifs qui permettent d'expliquer ces différences: infrastructures édu-

cationnelles, capacité à distribuer l'éducation de façon égalitaire, dotation initiale en capital humain.

Ces résultats expliquent dans large mesure pourquoi l'investissement en capital humain n'a pas été récompensé par une croissance plus rapide dans de nombreux pays en développement : la scolarisation massive s'est souvent faite au détriment de la qualité de l'éducation reçue; la distribution inégalitaire des services d'éducation a eu des effets néfastes en termes d'efficacité des dépenses publiques. Ces deux effets ont eux mêmes probablement freiné l'accumulation de capital humain, pour deux raisons. D'une part parce que le faible rendement privé de l'éducation a du limiter la demande d'éducation. D'autre part parce que la concentration inégalitaire de l'éducation a sans doute réduit les possibilités de financement public de l'éducation. Birdsall, Ross et Sabot (1995) suggèrent ainsi que c'est dans les sociétés les plus égalitaires que l'on trouve le plus fort consensus pour le développement d'un système éducatif pour tous. Il serait intéressant d'aller plus avant dans ces voies de recherche, tout comme dans celle qui consisterait à employer des indicateurs plus précis de qualité du système éducatif que ceux dont nous disposons actuellement en matière de comparaison internationale.

Les trappes de pauvreté qui résultent de ces cercles vicieux ne semblent pas inéluctables : une priorité marquée pour l'éducation primaire et accessible à tous devrait produire, à fardeau budgétaire égal, plus d'effets positifs en termes de croissance que l'inverse. Toutefois, restreindre au seul système scolaire le champ des actions publiques à mener pour augmenter la contribution effective du capital humain à la croissance est probablement insuffisant. Des actions parallèles doivent être envisagées dans d'autres domaines, comme ceux des échanges et des libertés individuelles, pour maximiser le rendement social de l'investissement éducatif (Berthélemy et Dessus, 1999).

Références

- Amemya, T., "A Note on a Random Coefficient Model", *International Economic Review*, 1978, 19 (3), 793-796.
- Arellano, M. et S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economics Studies*, 1991, 58 (2), 277-297.
- Azariadis, C. and A. Drazen, "Threshold Externalities in Economic Development", *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(4), 501-526.
- Barro, R.J. et J.-W. Lee, *Data Set for a Panel of 138 Countries*, version révisée, janvier, Site Internet de la Banque Mondiale, www.worlbank.org, 1994.
- Benhabib, J. et M. Spiegel, "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence for Aggregate Cross-Country Data", *Journal of Monetary Economics*, 1994, 34 (2), 143-173.
- Berthélemy, J-C., S. Dessus et A. Varoudakis, « Capital humain, ouverture extérieure et croissance: estimation sur données de panel d'un modèle à coefficients variables », *Document Technique* No. 121, Centre de Développement de l'OCDE, Paris, 1996.
- Berthélemy, J-C. et S. Dessus, « Activités de recherche de rente, allocation du capital humain et croissance », dans P. Guillaumont (ed.), *Capital Humain et Développement*, Agence Universitaire de la Francophonie, Paris, 1999.
- Birdsall, N., D. Ross et R. Sabot, "Inequality and Growth Reconsidered: Lessons from East Asia", *The World Bank Economic Review*, 1995, 9 (3), 477-508.
- Caselli, F., G. Esquivel et F. Lefort, "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, 1996, 1, 363-389.
- Cohen, D., "Tests of the Convergence Hypothesis: Some Further Results", *Journal of Economic Growth*, 1996, 1, 351-361.
- Chamberlain, G., "Panel Data", dans Z. Grilliches et M. Intrilligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, 1984, 2, 1247-1313, Elesvier, Amsterdam.
- Galor, O., "Convergence? Inference from Theoretical Models", *The Economic Journal*, 1996, 106 (437), 1056-1069.
- Islam, N., "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110 (4), 1127-1170.
- Lucas, R., "On the Mechanisms of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 1988, Vol. 22 (1), 3-42.
- Mankiw, G, D. Romer and D. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107, 407-437.

- Nickell, S., "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", *Econometrica*, 1981, 49 (6), 1417-1426.
- Pesaran, H. et R. Smith, "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 1995, 68, 79-113.
- Pritchett, L., "Where has all the Education Gone?", *Policy Research Working Paper*, 1996, No. 1581, mars, Banque Mondiale, Washington.
- Psacharopoulos, "Returns to Investment in Education: A Global Update", World Development, 1994, 22 (9), 1325-1343.
- Sevestre, P. et A. Trognon, "Dynamic Linear Models", dans L. Mátyás et P. Sevestre (eds.), *The Econometrics of Panel Data*, 1996, Kluwer Academic Publishers, Londres.
- Solow, R., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70, 65-94.

Résumé

Plusieurs études économétriques récentes menées sur données de comparaison internationale remettent en question l'opinion selon laquelle l'éducation favoriserait la croissance. Ce résultat provient de la non prise en compte des différences internationales de qualité du système éducatif, définie par sa capacité à produire une unité supplémentaire efficace de capital humain. Nous estimons sur données de panel une équation de convergence conditionnelle dans laquelle le coefficient de capital humain varie de manière stochastique d'un pays à l'autre, en fonction des caractéristiques nationales. Plusieurs d'entre elles permettent d'expliquer ces différences de qualité: infrastructures éducationnelles, capacité à distribuer l'éducation de façon égalitaire, dotation initiale en capital humain.

Abstract

Recent empirical studies question the conventional wisdom on the importance of education for growth. This result comes partly from the fact that international differences in the quality of the educational system defined by its capacity to produce one marginal unit of productive human capital are not taken into account. We estimate neo-classical growth models on panel data in which the elasticity of human capital depends stochastically on different characteristics of the educational system. Several of these characteristics explain the quality differences, such as the educational infrastructures, the initial endowment of hu-

man capital and the ability to distribute equally educational services within the population. $\,$

Mots-clés

monde, croissance, capital humain, systemes educatifs, données de panel, modèle à coefficients variables.

Keywords

world, growth, human capital, educational systems, panel data, varying-parameter method.

Classification JEL: O4, I2.