



CENTRE DE DÉVELOPPEMENT DE L'OCDE

Document de travail No. 121

(Ex-Document Technique No. 121)

CAPITAL HUMAIN, OUVERTURE EXTÉRIEURE ET CROISSANCE : ESTIMATION SUR DONNÉES DE PANEL D'UN MODÈLE À COEFFICIENTS VARIABLES

par

Jean-Claude Berthélemy, Sébastien Dessus
et Aristomène Varoudakis

Realisé dans le cadre du programme de recherche:
Politique économique et croissance



Documents Techniques N°121

“ Capital humain, ouverture extérieure et croissance: estimation sur données de panel d’un modèle à coefficients variables”

Par Jean-Claude Berthélemy, Sébastien Dessus et Aristomène Varoudakis
Réalisé dans le cadre du programme de recherche portant sur “Politiques économiques et croissance”
Janvier 1997

TABLE OF CONTENTS

REMERCIEMENTS	6
RÉSUMÉ	7
SUMMARY	7
PRÉFACE	8
I. INTRODUCTION.....	9
II. ACCUMULATION DE CAPITAL HUMAIN ET CROISSANCE : DE L'ESTIMATION SUR DONNÉES TRANSVERSALES A L'ESTIMATION SUR DONNÉES DE PANEL.....	10
III. LE RÔLE DU RÉGIME COMMERCIAL : INTRODUCTION DE VARIABLES INTERACTIVES	15
IV. LE RÔLE DU RÉGIME COMMERCIAL : MÉTHODE DES COEFFICIENTS VARIABLES.....	18
V. EXPLICATION DE L'INFLUENCE DU RÉGIME COMMERCIAL SUR LE RENDEMENT DU CAPITAL HUMAIN ET LA CROISSANCE.....	22
VI. CONCLUSION	27
SOURCES DES DONNEES.....	28
NOTES	29
BIBLIOGRAPHIE.....	31

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient A. Bhargava, T. Magnac, D. O'Connor, C. Pissarides et les participants au Séminaire DELTA-ENSAE sur l'économie du développement (Paris, mai 1996) et aux congrès annuels de la European Economic Association (Istanbul, août 1996) et de l'Association Française de Science Economique (Paris, septembre 1996) pour leurs précieux commentaires.

RÉSUMÉ

La littérature récente n'apporte aucune validation économétrique, sur données de panel, de l'hypothèse selon laquelle le capital humain contribue à la croissance. Nous confirmons ce résultat à l'aide d'un échantillon comprenant 83 pays et six périodes entre 1960 et 1990. Cependant, l'estimation sur ces mêmes données de panel de modèles à termes interactifs puis à coefficients variable suggère que la contribution de l'éducation à la croissance dépend du taux d'ouverture commerciale. Ce résultat peut s'expliquer par la variation de la rémunération des facteurs, liée d'une part aux changements de la demande de capital humain induits par les échanges et d'autre part aux changements de l'offre relative de facteurs, qui sont amplifiés dans les économies fermées. Les distorsions qui en résultent dans l'affectation du capital humain aux diverses activités économiques sont susceptibles d'influer sur le taux de croissance.

SUMMARY

The innovation of this paper is the proof of a relationship between human capital and growth, using a sample of 83 countries and six time periods between 1960 and 1990. Nonetheless, calculations from both interactive and variable-coefficient models based on these same panel data suggest that the contribution of education to growth depends on the level of commercial opening. This result could be explained by the variation in factor returns linked, on one hand, to trade-induced changes in labour demand and, on the other, to changes in relative factor supply which are amplified in closed economies. Distortions of human-capital allocation are therefore likely to influence the rate of growth.

PRÉFACE

Ce document s'inscrit dans le cadre du programme de recherche 1996-98 du Centre de Développement sur le thème « Politiques économiques et croissance » qui vise à tirer de la diversité des modes de croissance sur longue période des enseignements pour l'orientation des stratégies de développement des pays pauvres, africains en particulier.

En la matière, l'investissement dans l'éducation est souvent présenté comme une condition nécessaire au décollage de l'économie. Les économies émergentes d'Asie de l'Est, qui ont toujours beaucoup investi dans la formation du capital humain, en témoignent. Toutefois, des pays tout aussi nombreux, notamment en Afrique, ont dépensé des sommes considérables dans l'enseignement sans pour autant en retirer des fruits en termes de croissance.

Ce document ne vise en aucun cas à remettre en cause le caractère indispensable des investissements éducatifs. Il montre plutôt qu'ils sont insuffisants, voire stériles, si le contexte n'est pas favorable au développement technologique et à la croissance. Plus précisément, les auteurs montrent que le capital humain a un impact réel sur la croissance, mais conditionné par l'ouverture extérieure de l'économie. En effet, dans une économie relativement fermée, il n'y a pas d'incitation à utiliser les compétences acquises dans des activités productives. Au contraire, les individus ayant un bon niveau de formation préfèrent chercher un emploi dans des activités génératrices de positions de rente, lesquelles sont d'autant plus nombreuses que l'économie est fermée.

Cette recherche repose sur une analyse économétrique globale portant sur un large échantillon de pays en développement et sera complétée par des études de cas approfondies. D'ores et déjà cependant, les auteurs sont parvenus à des conclusions originales en ce qui concerne les conditions macro-économiques d'une utilisation efficace de la main-d'oeuvre qualifiée. Celles-ci sont dignes d'intérêt non seulement pour leur valeur scientifique, mais aussi pour leur valeur de recommandation à l'usage des responsables de la politique économique dans les pays en développement.

Jean Bonvin
Président
Centre de Développement de l'OCDE
janvier 1996

I. INTRODUCTION

Ce document apporte de nouveaux éléments quant au rôle du capital humain dans la croissance, en s'appuyant sur un échantillon cylindré de données de panel relatif à 83 pays et à six périodes de cinq ans, de 1960-65 à 1985-90. Plusieurs études — voir notamment Knight, Loaysa et Villanueva (1993) et Islam (1995) — montrent que les résultats positifs obtenus par certains auteurs à l'aide de données transversales deviennent beaucoup moins nets, voire s'inversent, dès lors qu'on ajoute une dimension temporelle à l'échantillon. En estimant un modèle de Solow de la manière suggérée par Mankiw, Romer et Weil (1992), on s'aperçoit que la variable de capital humain — qu'elle soit définie par le taux de scolarisation ou par le stock de capital humain — exerce un effet négatif sur la croissance.

Nous suggérons plusieurs explications à ce résultat. Nous essayons en particulier de déterminer s'il est dû à une mauvaise spécification du modèle. Reprenant la proposition de Gould et Ruffin (1995), nous montrons que le rôle du capital humain dans la croissance dépend du degré d'ouverture de l'économie. Pour ce faire, nous testons l'hypothèse selon laquelle le paramètre caractérisant l'effet du capital humain sur la croissance est fonction de l'ouverture commerciale, à l'aide de deux méthodes économétriques. La première consiste à introduire un terme interactif dans la régression, en l'occurrence la variable capital humain multipliée par le degré d'ouverture commerciale. Bien que cette approche donne des résultats positifs, elle s'accompagne d'un certain nombre de problèmes statistiques, liés à la forte multicollinéarité des variables explicatives, ainsi que de problèmes d'hétéroscédasticité potentiels. La seconde méthode, conçue par Amemiya (1978), est celle des coefficients variables. Elle permet de faire dépendre les coefficients de la régression des caractéristiques individuelles de chaque pays. Une fois encore, lorsque nous neutralisons l'effet des autres variables explicatives, nous constatons que l'ouverture commerciale joue un rôle positif dans l'effet exercé par le capital humain sur la croissance.

Ce résultat n'est pas sans rappeler un phénomène passablement curieux, qui est en contradiction apparente avec la théorie des échanges [Pissarides (1995), Robbins (1996)] : lorsque les pays en développement ouvrent leur régime commercial, le rendement du capital humain augmente. Nous avançons un certain nombre d'arguments expliquant en quoi ces deux constats sont peut-être liés.

Ce document est organisé de la manière suivante. Dans la section 2, nous estimons sur nos données de panel à un modèle de Solow augmenté, pour étudier les effets de divers indicateurs des mouvements et du stock de capital humain sur la croissance. La section 3 introduit la variable interactive capital humain multiplié par le degré d'ouverture commerciale. Dans la section 4, nous décrivons et appliquons la méthode des coefficients variables. La section 5 tente d'expliquer par la théorie les résultats obtenus empiriquement. La section 6 conclut.

II. ACCUMULATION DE CAPITAL HUMAIN ET CROISSANCE : DE L'ESTIMATION SUR DONNÉES TRANSVERSALES A L'ESTIMATION SUR DONNÉES DE PANEL

Mankiw, Romer et Weil (1992) ont entrepris de nouvelles recherches empiriques sur le rôle de l'accumulation de capital humain dans le processus de croissance. Leurs estimations se fondent sur une approximation log-linéaire autour de l'état d'équilibre à long terme d'un modèle de Solow augmenté. Avec des données de panel, cette approximation peut s'écrire de la manière suivante :

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha_i - \beta \ln(y_{i,t-1}) + \gamma_K \ln(s_{K,t}) + \gamma_H \ln(s_{H,t}) - (\gamma_K + \gamma_H) \ln(\delta + g^* + n_{i,t}) + \eta_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (1a)$$

où y est le revenu réel par habitant, $y_{i,t}$ son niveau initial (mesuré au début de chaque période si l'ensemble de données utilisé a une dimension temporelle), s_K le taux d'investissement en capital physique, s_H le taux d'investissement en capital humain, g^* le taux de progrès technique exogène et n le taux de croissance démographique ; δ est le taux de dépréciation du capital physique¹, et β , γ_K et γ_H sont des paramètres. Les effets spécifiques à chaque pays et à chaque période, α_i et η_t , rendent compte respectivement des différences permanentes entre pays et de chocs temporels sur la croissance qui ne sont pas pris en compte par les autres variables.

Le problème de la mesure de s_H est particulièrement délicat. Certains auteurs ont utilisé le taux de scolarisation dans l'enseignement secondaire, pondéré de la part de la tranche d'âge correspondante (15 à 19 ans) dans la population en âge de travailler (voir, par exemple, Mankiw, Romer et Weil, 1992). Cette mesure de s_H étant toutefois très approximative, on peut tout aussi bien estimer une version modifiée de (1a), dans laquelle s_H est remplacé par le capital humain à l'état d'équilibre à long terme (h^*) (voir par exemple Islam, 1995). En supposant que le stock de capital humain actuel (h) est un bon indicateur de h^* , on peut remplacer (1a) par (1b) :

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha_i - \beta \ln(y_{i,t-1}) + \gamma_K \ln(s_{K,t}) + \gamma_H \ln(h_{i,t}) - \gamma_K \ln(\delta + g^* + n_{i,t}) + \eta_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (1b)$$

Aucun argument théorique ne penche de manière décisive en faveur de l'un ou l'autre des deux indicateurs du capital humain — le flux ou le stock. En effet, ces deux variables sont des approximations très grossières de ce que l'on se propose de mesurer. Par conséquent, dans un premier temps, nous prenons en compte les deux variables. Dans la mesure où les équations (1a) et (1b) n'appliquent pas la même restriction sur le paramètre de $\ln(\delta + g^* + n_{i,t})$, nous les estimons sans restriction.

L'introduction du stock de capital humain comme variable explicative du taux de croissance peut être justifiée par d'autres raisons. Nous pouvons par exemple développer l'argumentation de D. Cohen (1996), selon laquelle la production de capital humain ne nécessite pas la même combinaison de facteurs que la production de biens d'équipement. En conséquence de quoi nous modifions l'équation précédente en lui adjoignant un terme qui mesure la disponibilité de capital physique dans l'économie :

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha_i - \beta \ln(y_{i,t-1}) + \gamma_K \ln(s_{Ki,t}) + \gamma_H \ln(s_{Hi,t}) - (\gamma_K + \gamma_H) \ln(\delta + g^* + n_{i,t}) + \theta \ln(y_{i,t} / k_{i,t}) + \eta_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

où k désigne le stock de capital physique par habitant. Puisque dans ce modèle y est une fonction de k et de h , on peut aisément réécrire l'équation précédente en introduisant h et en supprimant k dans le membre de droite. Cette variable exerce un effet positif sur la croissance à partir du moment où le secteur éducatif présente une plus forte intensité de capital humain (par rapport au capital physique) que le secteur des biens d'équipement. Dans ce contexte, le flux (taux de scolarisation) et le stock (nombre d'années d'études de la population active) interviennent tous deux comme variables explicatives de l'équation de croissance.

On pourrait également envisager de traiter la variable stock de capital humain non plus comme un facteur de production (ce qui est le cas dans le modèle de Solow), mais comme un moteur spécifique de la croissance. Nous pensons en l'occurrence à un modèle à la Romer (1990), où le stock de capital humain est intégré à l'équation de croissance à long terme du fait du rôle spécifique qu'il exerce dans les activités d'innovation technologique. Même si le concept d'innovation est difficilement applicable à notre échantillon de pays en développement, le même argument vaut pour les activités d'imitation, comme ont pu le constater Benhabib et Spiegel (1994). Nous étudierons plus spécifiquement les implications d'un tel cadre d'étude dans la section 3.

Pour pouvoir comparer nos équations structurelles aux estimations obtenues par d'autres auteurs, la variable dépendante est en niveau (la variable endogène est $\ln(y_{i,t})$ et non pas $\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1})$). En conséquence, le coefficient associé à la variable endogène retardée (présenté dans les tableaux ci-après) correspond à $1-b$ dans le cadre théorique. D'après les tests standard, il est nécessaire d'introduire des effets fixes spécifiques à chaque pays². Toutefois, le modèle simple à effet fixes ne se prête pas à l'estimation d'un modèle dynamique. Même si les perturbations du modèle sont identiquement et indépendamment distribuées, l'estimation d'un modèle dynamique avec effets fixes par les moindres carrés ordinaires donne des estimateurs asymptotiquement biaisés lorsque le nombre de périodes est fini (Nickell, 1981). Ce biais provient de la corrélation asymptotique entre la variable endogène retardée et les résidus. Dans la mesure où $\ln(y_{i,t})$ est une fonction de α_p , $\ln(y_{i,t-1})$ est aussi une fonction de α_p . Par conséquent, $\ln(y_{i,t-1})$ est corrélé avec les résidus, ce qui rend l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO)

biaisé. C'est pourquoi nous estimons un modèle à effets fixes modifié. Plus précisément, nous employons l'estimateur de type *Balestra-Nerlove* proposé par Sevestre et Trognon (1996). La méthode 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.

Nos tentatives d'introduction des variables stock ou flux de capital humain n'ont guère été concluantes. La variable de taux de scolarisation a un impact *néгатif* significatif sur la croissance économique, qu'elle soit introduite seule (équation 1.2, tableau 1) ou avec la variable stock de capital humain (équation 1.3). La variable stock exerce elle aussi un effet négatif significatif lorsqu'elle est introduite seule (équation 1.1).

Tableau 1: **Capital humain et croissance. Variable expliquée : $\ln(y)$.**

Variables explicatives	éq. 1.1	éq. 1.2	éq. 1.3	éq. 1.4	éq. 1.5	éq. 1.6	éq. 1.7	éq. 1.8
$\ln(y_{i,t})$	0.846 (13.0)	0.783 (9.15)	0.761 (9.24)	0.779 (11.8)	0.738 (9.46)	0.733 (10.2)	0.750 (16.8)	0.795 (15.5)
$\ln(s_{i,t})$	0.140 (3.51)	0.156 (3.40)	0.166 (3.66)	0.113 (2.96)	0.133 (3.20)	0.138 (3.40)	0.117 (3.85)	0.083 (2.45)
$\ln(d+g+n)$	-0.146 (1.05)	-0.138 (0.78)	-0.112 (0.67)	-0.102 (0.77)	-0.109 (0.69)	-0.094 (0.60)	-0.107 (0.89)	-0.113 (0.93)
$\ln(h)$	-0.080 (2.10)		-0.056 (1.15)	-0.063 (1.64)		-0.031 (0.68)	-0.064 (2.00)	-0.071 (2.01)
$\ln(s_{i,t})$		-0.095 (3.11)	-0.079 (2.08)		-0.086 (2.77)	-0.077 (2.12)		
$\ln(F)$				0.156 (2.96)	0.153 (2.62)	0.150 (2.82)	0.162 (4.34)	0.150 (3.59)
R ² ajusté	0.979	0.978	0.978	0.982	0.981	0.982	0.987	0.303
nb. obs.	498	414	414	498	414	414	498	415

Notes : Les équations (1.1)-(1.6) sont estimées par la méthode *Balestra-Nerlove*. L'équation (1.7) est estimée par la méthode à effets fixes et l'équation (1.8) par la méthode *Arellano-Bond* (dans ce cas, la variable dépendante est $\ln(y)-\ln(y_{i,t-1})$). Le biais d'hétéroscédasticité a été corrigé à l'aide de l'estimateur de White (sauf pour l'estimation *Arellano-Bond*). Les chiffres entre parenthèses sont les t-Student. Les indicateurs de qualité des régressions portent à la fois sur la variance *inter* et la variance *intra*. Les effets spécifiques à chaque période et à chaque pays ne sont pas reportés par souci de commodité.

Nous avons tenté d'améliorer les équations estimées en introduisant une autre variable explicative qui rend compte de l'évolution de la politique commerciale. En effet, s'il s'avérait que cette variable était corrélée avec les variables explicatives déjà incluses dans la régression, son omission pourrait biaiser l'estimation. Nous utilisons la variable F , qui désigne le rapport échanges (exportations + importations) sur PIB. L'ajout de cette variable, qui exerce un effet très nettement positif, ne modifie pas le signe de nos variables capital humain (équations 1.4, 1.5, 1.6). Le choix du taux d'ouverture observé comme indicateur de la politique commerciale est certainement contestable, mais il est en partie dicté par la disponibilité des données. Il serait préférable, en principe, d'utiliser une mesure des barrières tarifaires et non tarifaires, mais

ces données ne sont pas disponibles sous forme de série temporelle pour l'ensemble de la période étudiée. Nous reviendrons sur la justification théorique de notre variable explicative dans la section 3.

Les équations (1.7) et (1.8) présentent deux autres méthodes d'estimation de la spécification de l'équation (1.4). La première est l'estimation du modèle à effets fixes à l'aide des MCO et la seconde est celle proposée par Arellano et Bond (1991). Elle consiste à écrire le modèle en différences premières et à l'estimer à l'aide de la méthode des moments généralisés³. Bien qu'elle soit très proche de la méthode Balestra-Nerlove, la méthode Arellano-Bond présente l'avantage d'éliminer le biais qui résulterait de la corrélation entre les effets fixes et les variables exogènes. Nous constatons cependant que dans le cas qui nous occupe, la méthode d'estimation ne revêt pas une importance majeure car les résultats des équations (1.4), (1.7) et (1.8) sont très similaires. Le biais asymptotique susmentionné est donc probablement faible. Nous conservons l'estimateur de *Balestra-Nerlove* pour toutes les estimations suivantes car il présente deux avantages d'ordre pratique par rapport à l'estimateur de *Arellano-Bond* : tout d'abord, il utilise toutes l'information statistique (il n'est pas nécessaire d'exclure la première période de l'échantillon). En second lieu, cette méthode d'estimation est beaucoup plus simple à appliquer lorsqu'elle est associée à la méthode des coefficients variables décrite et utilisée ci-dessous (section 4).

Le résultat négatif que nous obtenons concernant la contribution du capital humain à la croissance diffère totalement du résultat observé avec les données transversales. Toutefois, il confirme d'autres estimations récentes sur données de panel. Nos résultats sont en fait très proches de ceux d'Islam (1995), qui a utilisé une base de données comparable, les mêmes spécifications, mais une méthode économétrique différente⁴. Lorsque l'on ajoute la dimension temporelle à l'échantillon utilisé, les résultats obtenus quant au rôle des variables de capital humain sont substantiellement modifiés. La littérature n'explique guère ce phénomène curieux.

Les résultats fortement négatifs que génèrent les données sur la scolarisation sont peut-être dus au décalage temporel important entre l'investissement dans le capital humain et son effet sur la productivité de la main-d'oeuvre. Si tel est le cas, alors les approximations standard réalisées autour de l'état d'équilibre à long terme à partir de séries temporelles ne sont pas valables. Dans la mesure où notre modèle est estimé avec des effets fixes, la dimension temporelle est prédominante (dans les estimations sur données transversales, seule la dimension spatiale est prise en compte). Par conséquent, les données sur la scolarisation peuvent difficilement donner des résultats satisfaisants. Dans ce qui suit, nous nous concentrerons sur les résultats de la variable stock de capital humain plutôt que de la variable flux de capital humain⁵.

Soucieux de trouver une explication aux résultats médiocres obtenus avec le paramètre associée au capital humain, nous avons voulu vérifier, dans un premier temps, si ce paramètre était stable d'un pays à l'autre. Comme l'on pouvait s'y attendre, au seuil de 1 pour cent, le test de Fisher rejette

significativement l'hypothèse d'une pente commune à tous les pays pour la variable de capital humain⁶. Ces mauvais résultats pourraient donc s'expliquer par le biais qu'introduit la spécification d'une pente commune pour la variable de capital humain, spécification qui n'est pas fondée. Si le capital humain doit avoir une incidence sur la croissance, elle est forcément spécifique à chaque pays.

III. LE RÔLE DU RÉGIME COMMERCIAL : INTRODUCTION DE VARIABLES INTERACTIVES

Le fait que nous n'ayons constaté aucune incidence significative du capital humain a peut-être une explication économique : en effet, nous avons négligé le rôle que pourrait jouer le régime commercial dans la dynamique de croissance, par le biais du processus de rattrapage technologique.

On peut raisonnablement supposer que la vitesse à laquelle un pays converge vers le niveau de productivité globale des facteurs atteint par les pays avancés dépend de son aptitude à imiter la technologie étrangère et, partant, de son niveau d'éducation et du degré d'ouverture de son régime commercial. Un niveau d'éducation élevé renforce la capacité d'un pays à imiter et utiliser les technologies découvertes dans les pays avancés. Selon Benhabib et Spiegel (1994), cette aptitude accélère le processus de convergence et la croissance. Par ailleurs, plus un pays a de liens commerciaux avec l'étranger, mieux il se familiarise avec la technologie des pays avancés. L'amélioration de la gestion des technologies existantes et l'élargissement de l'éventail des technologies susceptibles d'être imitées renforcent les chances de réussite du processus d'imitation et accélèrent la convergence. Cette théorie a été formalisée par Pissarides (1995) au moyen d'une extension Nord-Sud du modèle de croissance stimulée par l'innovation de Romer (1990). Dans ce cadre théorique, la productivité globale des facteurs (PGF) dans le Nord croît à un taux exogène donné, qui est le taux de croissance à long terme de l'économie mondiale. Dans le Sud, le taux de croissance de la PGF pendant le processus de convergence est dicté par les capacités d'imitation de la technologie. Il dépend tout d'abord de la quantité de capital humain disponible et, en second lieu, du degré d'ouverture commerciale, qui détermine la gamme des technologies connues.

En ouvrant leur économie, les pays en développement peuvent tirer pleinement parti de leurs dotations en capital humain lors du processus de convergence. En revanche, en présence d'un régime commercial fermé, il y a peu de chances pour qu'un niveau d'éducation élevé suffise, seul, à amorcer un processus de convergence. Lorsque la transmission des connaissances susceptibles d'être acquises est freinée par les barrières commerciales, la productivité marginale du capital humain dans le processus d'apprentissage est susceptible de diminuer, d'où un taux de convergence relativement faible.

Le meilleur moyen de vérifier cette hypothèse est d'estimer une régression à coefficients variables, dans laquelle le coefficient exprimant la contribution du capital humain à la croissance augmente avec l'ouverture commerciale. L'équation de croissance (1b) peut être modifiée comme suit :

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha_i - \beta \ln(y_{i,t-1}) + \gamma_K [\ln(s_{K_{i,t}}) - \ln(\delta + g^* + n_{i,t})] + \lambda_{i,t} \ln(h_{i,t}) + \eta_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (3a)$$

$$\text{où,} \quad \lambda_{i,t} = \theta + \mu F_{i,t} + v_i, \quad (3b)$$

Dans l'équation (3b), F mesure l'ouverture commerciale. La composante stochastique du coefficient associé au capital humain est invariante dans le temps et non corrélée entre les pays. Le capital humain apparaît dans notre équation de croissance tout d'abord seul, par le biais du terme $\theta \ln(h_{i,t})$ puis au travers du terme interactif $\mu F_{i,t} \ln(h_{i,t})$. Dans ces conditions, $\hat{\theta}$ indiquerait la contribution du capital humain à la croissance dans le cas limite d'une économie fermée ($F_i=0$), et $\hat{\mu}$ exprimerait l'influence du capital humain dans le cadre d'un régime commercial ouvert.

La première étape consiste à estimer (3a) et (3b), en remplaçant tout simplement λ_i par $\theta + \mu F_{i,t}$ dans l'équation (3a). Lorsque λ_i est aléatoire (comme c'est le cas dans l'équation 3b), des problèmes d'hétéroscédasticité peuvent se poser car le terme $v_i \ln(i_{i,t})$ apparaît alors dans le résidu de l'équation estimée. Une première solution consiste à corriger la matrice variance-covariance des résidus selon la méthode de White. Le tableau 2 donne les résultats de l'estimation de cette équation pour notre échantillon de 83 pays et 6 périodes.

L'équation 2.1 correspond au modèle de croissance de base représenté par (3a) et (3b). Comme on peut le constater, le coefficient du capital humain reste très significativement négatif, ce qui confirme les résultats précédents. Ce résultat suggère que θ , qui exprime dans l'équation (3b) l'effet du capital humain sur la croissance dans le cas limite d'une économie fermée, est négatif. Il y a plus important : le coefficient du terme interactif englobant le capital humain et notre mesure de l'ouverture commerciale ($F_{i,t} \ln(h_{i,t})$) est, au contraire, significativement positif — indiquant que μ est positif dans (3b).

L'équation (2.2) est très similaire à l'équation (2.1), si ce n'est que la mesure de l'ouverture commerciale, F , figure elle aussi individuellement dans l'équation. De ce fait, l'ouverture commerciale exerce ici une influence directe sur la croissance, indépendamment de son influence combinée avec celle du capital humain. Le terme interactif reste significativement positif, mais l'ouverture commerciale *per se* exerce également une influence positive et importante sur la croissance.

Comme le suggèrent ces estimations, la contribution du capital humain à la croissance paraît subordonnée au degré d'ouverture commerciale. Cette conditionnalité n'est cependant pas parfaite. Compte tenu de la variable retenue pour représenter l'ouverture commerciale, nous traitons tous les pays sur le même plan (du point de vue du critère de l'ouverture), alors que leurs dotations en ressources (qui sont liées à la taille du pays) et leur situation géographique font qu'ils n'ont probablement pas la même "propension naturelle aux échanges". Ces différences "naturelles" d'ouverture commerciale doivent être prises en compte dans le cadre de l'évaluation de l'ouverture d'un pays. Une solution consiste à diviser la mesure $F_{i,t}$ de l'ouverture commerciale dans (3b) par une variable m_i représentant les différences de dotations en ressources et les caractéristiques géographiques des pays considérés (différences que nous pouvons considérer ici comme invariantes dans le

temps). Cette variable décrit en quelque sorte le degré d'ouverture "naturelle" des économies de notre échantillon.

Comme représentation empirique de m_i , nous utilisons l'indicateur "d'ouverture naturelle" construit par J-W Lee (1993)⁷. Les équations (2.3) et (2.4) donnent les résultats de l'estimation réalisée avec la nouvelle variable d'ouverture commerciale $F_{i,t} / m_i$. On constate que les résultats sont très proches de ceux obtenus dans les équations (2.1) et (2.2). La variable interactive $(F_{i,t} / m_i) \ln(h_{i,t})$ est encore une fois assortie d'un coefficient fortement positif.

Tableau 2 : Estimation avec termes interactifs. Variable expliquée : $\ln(y)$.

Variables explicatives	éq. 2.1	éq. 2.2	éq. 2.3	éq. 2.4
$\ln(y_{i,t})$	0.719 (9.27)	0.698 (9.79)	0.743 (9.23)	0.689 (8.90)
$\ln(s_k) - \ln(d+g+n)$	0.149 (3.93)	0.128 (3.30)	0.128 (3.05)	0.113 (2.77)
$\ln(h)$	-0.156 (3.19)	-0.124 (2.98)	-0.145 (2.51)	-0.102 (2.02)
$\ln(h).F$	0.192 (3.46)	0.146 (2.90)		
$\ln(F)$		0.111 (2.22)		
$\ln(h).F/m$			0.051 (3.13)	0.037 (1.97)
$\ln(F/m)$				0.148 (2.44)
R^2 ajusté	0.981	0.982	0.980	0.981
nb. obs.	498	498	426	426

Notes : Les équations sont estimées par la méthode *Balestra-Nerlove*. Le biais d'hétéroscédasticité des a été corrigé à l'aide de l'estimateur de White. Les chiffres entre parenthèses sont les t-Student. Les indicateurs de qualité des régressions portent à la fois sur la variance *inter* et sur la variance *intra*. Les effets spécifiques à chaque période et à chaque pays ne sont pas reportés par souci de commodité.

IV. LE RÔLE DU RÉGIME COMMERCIAL : MÉTHODE DES COEFFICIENTS VARIABLES

Bien qu'elles se justifient du point de vue empirique, les estimations précédentes, qui sont dérivées de régressions avec termes interactifs, sont sources de problèmes statistiques potentiels. Tout d'abord, la robustesse de ces estimations est sérieusement affectée par la forte multicollinéarité des variables explicatives. Deuxièmement, comme nous l'avons déjà indiqué, la spécification théorique du modèle implique la présence de termes hétéroscédastiques aléatoires qui affectent eux aussi la robustesse des estimations. Enfin, ces spécifications ne permettent pas de distinguer les différentes hypothèses susceptibles de déboucher sur des équations de formes fonctionnelles très similaires. Ce problème est particulièrement manifeste dans le cas de l'équation (2.2), qui intègre deux variables distinctes, le capital humain et notre mesure de l'ouverture, ainsi qu'un terme interactif, $F_{i,t} \ln(h_{i,t})$. Un terme interactif significativement positif peut donner lieu à une interprétation favorable au modèle constitué de (3a) et (3b), mais peut aussi dénoter une incidence de la disponibilité de la main-d'œuvre qualifiée sur la contribution de l'ouverture commerciale à la croissance⁸. Pour éviter tous ces inconvénients, nous estimons un modèle à coefficients variables qui prend explicitement en compte nos hypothèses concernant l'influence de l'ouverture commerciale sur la contribution du capital humain à la croissance.

Méthode d'estimation

Amemiya (1978) a suggéré une méthode de moindres carrés généralisés (MCG) permettant d'obtenir le meilleur estimateur linéaire sans biais des coefficients structurels d'un modèle à coefficients variables estimé sur données de panel. Nous présentons brièvement cette méthode ci-après, en nous inspirant d'un exemple de Hsiao (1986). Considérons un modèle qui explique le comportement de la variable Y dans N pays (ou chez N individus), sur T périodes. Supposons que K_1 variables exogènes exercent une influence autonome non-stochastique sur Y , et que les $K_2 = K - K_1$ variables exogènes restantes exercent une influence aléatoire et soient dotées d'une composante individuelle systématique qui dépend de la valeur prise, dans chaque pays, par M autres variables exogènes ne variant pas dans le temps. En séparant les deux types de variables exogènes, nous pouvons exprimer le modèle linéaire expliquant Y comme suit :

$$\mathbf{Y}_i = X_{i,1} \mathbf{b}_1 + X_{i,2} \mathbf{b}_{2i} + \mathbf{u}_i \quad , \quad i = 1, \dots, N \quad , \quad (4a)$$

$$\mathbf{b}_{2i} = Z_i \mathbf{d} + \mathbf{v}_{2i} \quad , \quad (4b)$$

Pour le i ème pays, \mathbf{Y}_i dénote un vecteur de taille $T \times 1$ d'observations dans le temps de la variable dépendante ; $X_{i,1}$ et $X_{i,2}$ dénotent des matrices de tailles $T \times K_1$ et $T \times K_2$ d'observations dans le temps des deux types de variables

exogènes ; \mathbf{b}_1 et \mathbf{b}_{2i} sont respectivement les vecteurs associés de tailles $K_1 \times 1$ et $K_2 \times 1$ des coefficients fixes et des coefficients variant selon (4b) ; Z_i désigne la matrice de taille $K_2 \times M$ des valeurs des variables spécifiques exogènes M^p ; \mathbf{d} est le vecteur associé de taille $M \times 1$ des coefficients inconnus ; et \mathbf{u}_i et \mathbf{v}_{2i} sont les vecteurs de tailles $T \times 1$ et $K_2 \times 1$ des variables aléatoires. Nous considérons que \mathbf{u}_i et \mathbf{v}_{2i} sont non corrélés entre eux et sont de moyenne nulle.

Amemiya (1978) suggère une méthode en deux étapes pour estimer \mathbf{b}_1 et \mathbf{d} . La première étape consiste à estimer la matrice variance-covariance de \mathbf{u}_i et \mathbf{v}_{2i} . Pour ce faire, sur la base de NT observations, on estime individuellement les effets spécifiques à chaque pays des K_2 variables exogènes (c'est-à-dire des vecteurs $\mathbf{b}_{21}, \mathbf{b}_{22}, \dots, \mathbf{b}_{2N}$) au moyen de variables muettes correctement définies. Soit $E\mathbf{u}\mathbf{u}' = \Sigma \otimes I_T$ la matrice variance-covariance de $\mathbf{u} = (\mathbf{u}'_1, \dots, \mathbf{u}'_N)'$, où $\Sigma = (\sigma_{ij})$. Les éléments de la matrice Σ peuvent être estimés au moyen de la formule :

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{T} (Y_i - X_{i,1} \hat{\mathbf{b}}_1 - X_{i,2} \hat{\mathbf{b}}_{2i})' (Y_i - X_{i,1} \hat{\mathbf{b}}_1 - X_{i,2} \hat{\mathbf{b}}_{2i}) \quad , \quad (5)$$

De plus, nous pouvons obtenir une première estimation de \mathbf{d} en calculant,

$$\hat{\mathbf{d}} = \left(\sum_{i=1}^N Z_i' Z_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N Z_i' \hat{\mathbf{b}}_{2i} \right) \quad , \quad (6)$$

Soit $E\mathbf{v}_2 \mathbf{v}_2' = \Lambda$ la matrice (bloc-diagonale) de variance-covariance de $\mathbf{v}_2 = (\mathbf{v}'_{21}, \dots, \mathbf{v}'_{2N})'$. Nous pouvons estimer Λ en calculant,

$$\hat{\Lambda} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{\mathbf{b}}_{2i} - Z_i \hat{\mathbf{d}}) (\hat{\mathbf{b}}_{2i} - Z_i \hat{\mathbf{d}})' \quad , \quad (7)$$

La seconde étape de la procédure consiste à calculer le meilleur estimateur linéaire sans biais de \mathbf{b}_1 et \mathbf{d} à l'aide de l'estimateur MCG défini comme suit :

$$\begin{bmatrix} \hat{\mathbf{b}}_1 \\ \hat{\mathbf{d}} \end{bmatrix} = \left\{ \begin{bmatrix} X_1' \\ W' \end{bmatrix} \left[\Sigma \otimes I_T + \tilde{X}_2 \hat{\Lambda} \tilde{X}_2' \right]^{-1} (X_1 W) \right\}^{-1} \left\{ \begin{bmatrix} X_1' \\ W' \end{bmatrix} \left[\Sigma \otimes I_T + \tilde{X}_2 \hat{\Lambda} \tilde{X}_2' \right]^{-1} \mathbf{Y} \right\} \quad , \quad (8)$$

où, $\mathbf{Y} = (\mathbf{Y}'_1, \dots, \mathbf{Y}'_N)'$ correspond à un vecteur de taille $NT \times 1$ d'observations de la variable dépendante; $X_1 = (X'_{11}, \dots, X'_{1N})'$ désigne une matrice de taille $NT \times K_1$ d'observations des K_1 variables exogènes qui exercent une influence uniforme non stochastique; $W = (Z'_1 X'_{12}, Z'_2 X'_{22}, \dots, Z'_N X'_{N2})'$ désigne une matrice de taille $NT \times M$ de termes d'interaction entre les K_2 variables indépendantes qui ont une influence spécifique à chaque pays et les M variables exogènes ; et enfin, \tilde{X}_2

est une matrice bloc-diagonale de taille $NT \times NK_2$ construite sur la base des matrices X_2 .

Application de la méthode

Cette procédure en deux étapes nous a permis de réestimer plusieurs variantes du modèle de croissance de base constitué par les équations (3a) et (3b), en prenant en compte divers déterminants possibles de l'effet du capital humain sur la croissance. Toutes les régressions estimées comprennent $K_1 = 3 + N + T - 1$ variables exogènes exerçant un impact non stochastique sur le taux de croissance. Il s'agit, d'une part, des 3 variables exerçant une influence (présupposée) uniforme — $\ln(y_{\cdot,t})$, $[\ln(s_{\kappa}) - \ln(\delta + g^* + n)]$, $\ln(F)$ — et, d'autre part, des N variables muettes qui représentent les effets fixes dans la régression de croissance et des $T-1$ variables qui désignent les effets spécifiques à chaque période. Par ailleurs, notre modèle contient $K_2 = 1$ variable (capital humain, $\ln(h)$), qui exerce une influence aléatoire, conditionnée par l'ouverture commerciale F . L'équation (4b), qui explique la pente de la régression de croissance par rapport au capital humain (b_2) contient une constante et, pour le i ème pays, s'écrit $b_{2i} = d_0 + d_1 F_i + v_{2i}$.

Nous employons alternativement les deux indicateurs¹⁰ de l'ouverture commerciale pour expliquer les différences de b_2 d'un pays à l'autre : tout d'abord, le niveau moyen de l'ouverture commerciale entre 1960 et 1990, mesuré par le rapport $F_{i,t} : \bar{F}_i = (1/T) \sum_{t=1}^T F_{i,t}$; et deuxièmement, notre indicateur d'ouverture commerciale corrigé de ce que nous appelons les différences "naturelles" de propension aux échanges, \bar{F}_i / m_i , où m_i désigne "l'ouverture naturelle" définie précédemment.

Pour contrôler la robustesse de ces résultats, nous introduisons d'autres variables explicatives susceptibles d'exercer une influence majeure sur le coefficient du capital humain b_{2i} . Le rapport élèves/enseignants dans l'enseignement primaire ($PT1$) s'avère important et robuste face aux changements de spécification. Il peut être considéré comme un bon indicateur des différences en infrastructures éducatives par pays. Plus ce rapport est élevé, moins la contribution du capital humain à la croissance est importante. Nos tentatives d'introduction d'autres variables ont été rejetées statistiquement¹¹.

Le tableau 3 présente les résultats de l'estimation de ces variantes du modèle de base, réalisée avec l'estimateur MCG défini dans l'équation (8). La première partie du tableau est consacrée aux coefficients des variables qui exercent une influence déterministe uniforme sur la croissance des pays. Dans la deuxième partie figurent nos estimations des paramètres de la pente du capital humain, $\ln(h)$, dans la régression de croissance, en fonction des

variables retenues pour représenter l'ouverture commerciale et les infrastructures éducatives.

Plusieurs constats s'imposent : concernant la première partie du tableau, il est à noter que toutes les variables explicatives ont le signe attendu et sont significatives. Les estimations de la deuxième partie du tableau confirment notre hypothèse sur le rôle de l'ouverture commerciale dans l'effet du capital humain sur la croissance. Nous constatons que nos deux mesures de l'ouverture commerciale moyenne entre 1960 et 1990 exercent un effet positif substantiel et significatif sur le coefficient du capital humain dans la régression de croissance. L'introduction du rapport élèves/enseignants (PT1) confirme les résultats précédents et améliore sensiblement l'adéquation du modèle¹².

Tableau 3 : **Estimations avec coefficients variables. Variable expliquée : $\ln(y)$**

Variables explicatives	éq. 3.1	éq. 3.2	éq. 3.3	éq. 3.4
$\ln(y_{i,t})$	0.345 (3.99)	0.388 (4.15)	0.346 (3.66)	0.354 (3.72)
$\ln(s_{i,t}) - \ln(\delta + g^* + n)$	0.180 (3.68)	0.177 (3.53)	0.190 (3.42)	0.196 (3.49)
$\ln(F)$	0.178 (3.28)	0.176 (3.00)	0.186 (2.97)	0.181 (2.84)
<i>paramètre variable</i>	<i>$\ln(h)$</i>	<i>$\ln(h)$</i>	<i>$\ln(h)$</i>	<i>$\ln(h)$</i>
d_0	-0.392 (3.32)	0.085 (0.34)	-0.332 (2.06)	0.085 (0.31)
\bar{F}	0.760 (4.34)	0.694 (4.03)		
\bar{F} / m			0.124 (2.08)	0.134 (2.29)
PT1		-0.013 (2.06)		-0.014 (1.95)
nb. obs	498	480	426	414

Notes: Méthode d'estimation : voir texte. Les chiffres entre parenthèses sont les t-Student. La statistique de R^2 n'apparaît pas car le modèle comporte deux perturbations aléatoires. Les effets spécifiques à chaque pays et à chaque période ne sont pas reportés par souci de commodité.

V. EXPLICATION DE L'INFLUENCE DU RÉGIME COMMERCIAL SUR LE RENDEMENT DU CAPITAL HUMAIN ET LA CROISSANCE

L'une des principales conclusions des tests empiriques décrits ci-avant est que l'accumulation de capital humain peut n'exercer aucun effet positif sur la croissance dans les pays dont le régime commercial est fermé. En revanche, le capital humain a une influence positive sur la croissance des économies ouvertes. Qui plus est, cette influence augmente avec le degré d'ouverture. Ce constat exige une explication car, de toute évidence, nos hypothèses de départ concernant l'interaction entre le capital humain et l'ouverture dans le processus d'imitation ne sont pas suffisantes. Le fait que l'ouverture commerciale renforce l'efficacité du processus d'imitation de la technologie étrangère — qui est une activité économique à forte intensité de capital humain — n'explique pas pourquoi le capital humain n'exerce aucune influence positive (ou exerce même une influence négative) sur la croissance en présence d'un régime commercial relativement fermé.

Pour trouver une explication à ce phénomène, on peut envisager d'adopter la démarche suivante : dans un premier temps, nous examinons les effets d'un changement de l'offre de capital humain sur son rendement, en fonction de l'ouverture commerciale. La deuxième étape consiste à analyser les effets sur le rendement du capital humain d'un changement de la demande d'activités à forte intensité de capital humain induit par les échanges. Enfin, nous mettons en regard ces variations du rendement liés à l'offre et à la demande avec les incitations à allouer le capital humain à des activités économiques favorisant la croissance. Certaines réflexions de Pissarides (1995) vont dans ce sens.

Considérons les effets d'un changement de l'offre relative de facteurs sur la rémunération des facteurs dans le cadre d'un modèle Heckscher-Ohlin-Samuelson comportant deux facteurs de production, à savoir la main-d'oeuvre non qualifiée et le capital humain. Supposons que l'économie produise deux biens échangeables, l'un à forte intensité de main-d'oeuvre non qualifiée et l'autre à forte intensité de capital humain. Supposons maintenant que la quantité disponible de capital humain augmente (suite, par exemple, à un programme de subvention de l'éducation), mais que la quantité de main-d'oeuvre non qualifiée reste inchangée. Nous étudions dans un premier temps l'exemple d'une économie fermée. Compte tenu de la taille limitée du marché intérieur, l'augmentation de la quantité disponible de capital humain entraîne une diminution du prix d'équilibre du bien à forte intensité de capital humain. En conséquence, la rémunération relative du capital humain par rapport à la main-d'oeuvre non qualifiée s'infléchit. Prenons maintenant le cas d'une petite économie ouverte. L'existence d'une demande infiniment élastique sur le marché mondial des biens empêche le prix relatif du bien à forte intensité de capital humain de baisser suite à la modification de l'offre relative de facteurs. La seule conséquence de l'augmentation de la quantité disponible de capital humain est un accroissement de la production du bien à forte intensité de capital humain, qui a pour corollaire une diminution de la production du bien à

forte intensité de main-d'oeuvre non qualifiée (effet de Rybczynski). De ce fait, la rémunération relative des facteurs n'est pas modifiée, malgré la variation de l'offre relative de facteurs. En conclusion, plus le régime commercial est fermé, plus la pression à la baisse exercée par l'accumulation de capital humain sur le rendement privé de l'éducation est forte.

Du côté de la demande, on peut raisonnablement supposer que les possibilités d'emploi du capital humain sont amenées à se multiplier dans les économies ouvertes. En effet, l'ouverture commerciale a tendance à stimuler la demande d'activités innovantes à forte intensité de capital humain — ou, plus exactement, d'activités d'imitation dans le cas des pays en développement. Ce phénomène a plusieurs causes. Tout d'abord, les échanges accroissent les chances de réussite du processus d'imitation car les produits échangés contiennent des informations sur les nouveaux produits et techniques. Deuxièmement, en agrandissant la taille du marché, les échanges encouragent l'innovation/l'imitation car dans un marché plus grand, la demande pour un produit ou un type de produit particulier est plus importante. En dernier lieu, étant soumis à une plus forte concurrence de la part des partenaires commerciaux du pays, les producteurs nationaux sont incités à innover — ainsi qu'à réduire l'inefficacité- X —, et donc très probablement à employer davantage de main-d'oeuvre qualifiée. Tous ces facteurs liés aux échanges induisent une augmentation de la demande de capital humain qui, compte tenu de l'offre disponible, entraîne un accroissement de son taux de rendement.

L'augmentation de la demande de capital humain due aux échanges et la moindre sensibilité du rendement du capital humain à la variation de l'offre tendent vers le même résultat : le rendement du capital humain est plus élevé dans les économies ouvertes que dans les économie dont le régime commercial est fermé.

Nous avons voulu vérifier cette hypothèse théorique en estimant une régression sur données transversales du rendement de l'investissement dans l'éducation sur nos indicateurs de l'ouverture commerciale (F) et du stock de capital humain — représenté par le nombre moyen d'années de scolarité à chaque niveau d'éducation. Les variables dépendantes sont le rendement privé de l'investissement dans l'éducation primaire (R_p), secondaire (R_s), et supérieure (R_n). Ces variables se définissent comme les taux de rendement qui, à un moment donné, égalisent les flux de revenus générés par chaque niveau d'éducation et les coûts éducatifs correspondants (y compris les revenus auxquels l'individu a dû renoncer). Les trois échantillons comprennent entre 40 et 63 pays, et les taux de rendement sont mesurés une seule fois pour chaque pays entre 1960 et 1989, et pas forcément la même année¹³. Les variables explicatives sont mesurées à la même période que les taux de rendement. Nous utilisons le stock de capital humain disponible (H_p , H_s , H_n) comme variable explicative supplémentaire, en présupposant un taux de rendement du capital humain décroissant à chaque niveau d'éducation.

Le tableau 4 donne les résultats de l'estimation d'une fonction semi-logarithmique qui rend compte des différences de rendement des trois types d'investissements éducatifs entre les pays. Nos estimations confirment

l'hypothèse de rendements décroissants de l'éducation. Mais surtout, elles indiquent que l'ouverture commerciale exerce une influence positive importante sur le rendement de l'éducation secondaire (une fois prises en compte les différences dans le nombre moyen d'années de scolarité entre les différents pays). Il est à noter que c'est l'éducation secondaire qui contribue le plus à l'augmentation de l'offre de main-d'oeuvre qualifiée. A l'inverse, bien qu'elle soit positive, l'influence de l'ouverture commerciale sur le rendement de l'éducation primaire et supérieure n'est pas statistiquement significative.

Tableau 4: **Rendement de l'investissement dans l'éducation et ouverture commerciale**

Variables explicatives	Variable expliquée		
	ln(Rp) éq. 4.1	ln(Rs) éq. 4.2	ln(Rh) éq. 4.3
Constante	3.296 (11.29)	2.720 (18.31)	2.94 (19.00)
F	0.004 (1.18)	0.004 (2.57)	0.001 (0.65)
Hp	-0.108 (1.85)		
Hs		-0.294 (3.36)	
Hh			-1.11 (3.23)
R ² ajusté	0.07	0.23	0.15
nb. obs.	40	62	63

Notes: Méthode d'estimation : Moindres carrés ordinaires. Entre parenthèses : t de Student.

Le faible impact de l'ouverture commerciale sur le rendement de l'éducation primaire est peut-être dû au fait que dans notre échantillon, il y a des pays où des travailleurs ayant terminé leur scolarité primaire se classent parmi les travailleurs qualifiés (pays les moins développés) et d'autres où ces travailleurs appartiennent à la main-d'oeuvre non qualifiée (pays développés). Le faible impact de l'ouverture commerciale sur le rendement de l'éducation supérieure est plus déconcertant. Pour expliquer un tel résultat, il faudrait probablement prendre en compte l'emploi dans le secteur public, qui varie d'un pays à l'autre et qui fausse peut-être la sensibilité du taux de rendement aux opportunités de marché créées par les échanges. En effet, dans un certain nombre de pays en développement, une majorité de diplômés de l'enseignement supérieur sont fonctionnaires.

On peut penser que la variation de la rémunération relative des facteurs induite par le régime commercial affecte sensiblement les incitations qu'ont les individus à allouer leur capital humain à telle ou telle autre activité économique. Plus spécifiquement, la baisse du rendement privé du capital humain pourrait dissuader certains travailleurs qualifiés de proposer leurs services au secteur du marché, ce qui entraînerait une diminution de la main-d'oeuvre qualifiée affectée au secteur de la R&D (ou de l'imitation technologique), qui améliore la productivité globale des facteurs.

De plus, du fait de la diminution du rendement du capital humain dans le secteur du marché, un certain nombre de travailleurs qualifiés pourraient être amenés à proposer leurs services au secteur public, où la rémunération n'est pas forcément liée aux résultats. Or, l'expansion continue de ce secteur peut s'avérer contre-productive car elle n'entraîne pas nécessairement d'amélioration de la qualité des biens publics. Elle peut en revanche conduire à un alourdissement de la taxation du secteur privé et à une baisse accélérée du rendement des activités de marché favorables à la croissance.

Enfin, si les activités de marché ne sont pas suffisamment rémunératrices, les travailleurs qualifiés pourraient être tentés de se livrer à des comportements de recherche de rente. De telles activités risquent de devenir monnaie courante dans les économies relativement fermées, où le secteur des biens échangeables est soumis à toute une panoplie de contraintes : licences d'importation, offices de commercialisation des exportations, restrictions de change et autres contrôles administratifs. Selon nous, ce phénomène pourrait être amplifié par l'accumulation de capital humain car dans un régime commercial fermé, les gains que peuvent retirer les travailleurs des activités de marché sont limités. On sait que les activités de recherche de rente nuisent à la croissance dans la mesure où elles limitent le rendement des activités productives et, par conséquent, les incitations à offrir des facteurs de production accumulables.

Dans les économies à régime commercial fermé, la baisse du rendement privé du capital humain risque d'entraîner une diminution de la main-d'oeuvre qualifiée dans le secteur de la R&D, une expansion du secteur public, un alourdissement de la fiscalité et une prolifération des activités de recherche de rente. Le fait que, d'après nos résultats, la contribution de l'éducation à la croissance des économies fermées soit faible ou négative tient peut-être à ces distorsions dans l'affectation du capital humain qui entravent la croissance. L'ouverture du régime commercial empêche le rendement de l'éducation de diminuer et, partant, permet d'éliminer ces distorsions dans l'allocation du capital humain. De plus, par le biais de la demande, l'ouverture commerciale multiplie les possibilités d'emploi du capital humain dans les activités économiques favorables à la croissance. En conséquence, l'économie peut récolter les fruits du relèvement du niveau d'éducation de la main-d'oeuvre et accélérer son processus de rattrapage des économies plus développées.

VI. CONCLUSION

Nous avons montré dans ce document que le rôle du capital humain dans le processus de croissance ne peut être entièrement expliqué à l'aide d'un modèle de Solow augmenté. Les résultats positifs préalablement obtenus avec des données transversales ne sont pas confirmés par les données de panel. Notre interprétation est la suivante : le stock de capital humain peut exercer un effet positif sur la croissance, mais celui-ci dépend de la capacité de l'économie à canaliser ses ressources humaines dans des activités génératrices de progrès technologique. Pour y parvenir, il est très probable qu'elle doive ouvrir son régime commercial, car la plupart des pays ont besoin des innovations produites dans le reste du monde pour se lancer à leur tour dans des activités innovantes et efficaces. Nos résultats concernant le rôle positif de l'ouverture commerciale dans la contribution du capital humain à la croissance confirment le bien-fondé de cette interprétation. Il ne faut pas conclure de ces résultats que l'efficacité des efforts d'accumulation de capital humain est incertaine. Il est opportun de promouvoir l'instruction de la population, mais il faut en même temps rechercher une allocation efficace des facteurs, qui peut être réalisée dans le contexte d'une économie ouverte.

Il nous reste néanmoins une énigme à résoudre : pourquoi les flux de capital humain n'ont-ils aucun effet positif sur la croissance ? La solution tient peut-être au modèle de Solow augmenté, qui serait non seulement insuffisant mais impropre à la description du rôle du capital humain dans la production. Autre explication possible : nos informations sont peut-être inadéquates, puisque les données utilisées ne tiennent pas compte du décalage entre l'investissement dans l'éducation et l'entrée des travailleurs qualifiés sur le marché du travail.

Pour compléter cette étude, il y aurait lieu d'examiner le lien de causalité inverse, à savoir l'hypothèse selon laquelle la disponibilité du capital humain exerce un effet positif sur la contribution de l'ouverture commerciale à la croissance. Nous avons testé ce lien en utilisant la même méthodologie et les mêmes données que dans la section 4, sans résultat concluant. Il conviendrait de mener de nouvelles recherches pour vérifier ce dernier point.

SOURCES DES DONNEES

- y = PIB réel par habitant, prix internationaux de 1985, base de données de Summers et Heston.
- s_k = Rapport investissement/PIB, prix internationaux de 1985, base de données de Summers et Heston.
- F = Rapport importations + exportations/PIB, en monnaie locale courante, World Tables, Banque mondiale.
- h = Nombre moyen d'années de scolarité de la population âgée de plus de 25 ans, Barro et Lee, "Data Set for a Panel of 138 Countries", 1994.
- s_H = Taux de scolarisation dans l'enseignement secondaire (World Tables, Banque mondiale) pondéré de la part des 15-19 ans dans la population totale (Nations Unies).
- n = Taux de croissance démographique, World Tables, Banque mondiale.
- m = Indicateur de "l'ouverture naturelle", construit par Lee (1993), Barro et Lee, "Data Set for a Panel of 138 Countries", 1994.
- R_p, R_s, R_h = Rendement privé de l'investissement dans l'éducation primaire, secondaire et supérieure respectivement ; Psacharopoulos (1993).
- H_p, H_s, H_h = Nombre moyen d'années de scolarité dans l'éducation primaire, secondaire et supérieure respectivement, de la population âgée de plus de 25 ans, Barro et Lee, "Data Set for a Panel of 138 Countries", 1994.

NOTES

1. Comme Mankiw, et *al.*(1992), et Islam (1995), nous présupposons que $g^*+\delta$ est égal à 0.05.
2. Cette spécification est confirmée par les tests de Fisher pour une constante commune à tous les pays figurant dans le tableau. De plus, comme le confirment les statistiques du test de spécification de Hausman, il est préférable, pour le terme constant, d'utiliser des effets fixes plutôt que des effets aléatoires.
3. La variable endogène retardée du modèle en différences premières est instrumentalisée car elle est corrélée avec les résidus. L'instrumentalisation utilise toutes les conditions d'orthogonalité entre les valeurs retardées de la variable endogène et les perturbations. Les perturbations sont hétéroscédastiques, MA(1), par construction, dans le modèle en différences premières. On les corrige en appliquant une méthode des moindres carrés généralisés, avec la bonne matrice de variance-covariance des perturbations.
4. L'auteur utilise tour à tour les estimateurs du modèle à effets fixes et les estimateurs de distance minimale, comme le suggère Chamberlain.
5. De ce fait, nous pouvons reformuler l'équation (1.4) de manière à prendre en compte la restriction théorique applicable aux coefficients de $\ln(s_k)$ et $\ln(d+g^*+n)$, comme dans l'équation (1b). Le test de Fisher ne parvient pas à rejeter statistiquement l'hypothèse d'une pente symétrique pour les deux variables (la statistique de Fisher est égale à 0.009). Le seuil critique à un pour cent pour une statistique de Fisher avec 1 restriction et 405 degrés de liberté est d'environ 6.7. Par conséquent, dans les estimations suivantes, nous estimons un coefficient γ_k unique pour la variable $\ln(s_k)-\ln(d+g^*+n)$.
6. La statistique de Fisher est égale à 6.6. Le seuil critique à un pour cent pour une statistique de Fisher avec 82 restrictions et 332 degrés liberté est d'environ 1.5.
7. Cette variable est construite à partir de données transversales, au moyen d'une régression de la part des importations dans le PIB sur un ensemble de variables explicatives représentant les barrières commerciales naturelles (taille du pays, distance vis-à-vis des marchés étrangers) et les barrières commerciales résultant de la politique mise en oeuvre (droits de douane, distorsions du taux de change). "L'ouverture naturelle"est alors calculée à partir des valeurs estimées de la part des importations, les barrières des politiques commerciales étant supposées nulles. Dans la mesure où nous ne disposons pas de données pour tous les pays, nous pondérons notre mesure générale de l'ouverture commerciale ($F_{i,t}$) de cette variable pour 71 pays seulement.

8. Il peut s'avérer difficile pour un pays en développement de tirer parti de son ouverture aux échanges s'il n'est pas capable de se doter d'un avantage comparatif dans un secteur manufacturier quelconque, ce qui nécessite une main-d'oeuvre qualifiée.
9. Dans ce qui suit, nous ajoutons une constante à l'équation (4b), qui fait que $Z_{i,1} = 1$ (première colonne de la matrice Z_r).
10. Lorsque nous introduisons le logarithme de la variable de l'ouverture commerciale — corrigée ou non — en tant qu'estimateur *invariant* dans l'équation 4a, nous obtenons exactement les mêmes résultats, car seule la variance intra est concernée.
11. Nous avons testé les variables suivantes : capital humain de la population féminine en pourcentage du capital humain total ; pourcentage de la population scolarisée ; part des dépenses éducatives dans le PIB. Les deux premières variables sont significativement positives en l'absence du rapport élèves/enseignants, mais deviennent non significatives lorsque ce rapport est introduit. La troisième variable est non significative.
12. Enfin, la forme fonctionnelle de l'équation expliquant le coefficient du capital humain ne revêt pas une importance primordiale. Bien que les résultats ne soient pas reportés ici, les mesures de l'ouverture commerciale et des infrastructures éducatives ont également été introduites sous forme logarithmique. Nous avons obtenu des degrés de significativité très similaires et les mêmes signes pour les deux variables.
13. Les données sur les trois rendements privés sont tirées de Psacharopoulos (1993).

BIBLIOGRAPHIE

- AMEMIYA, T. (1978), "A Note on a Random Coefficients Model", *International Economic Review*, vol. 19, p. 793-796.
- ARELLANO, M. et S. BOND (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, vol. 58, p. 277-297.
- BARRO, R. et J.-W. LEE (1993), "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, p. 363-394.
- BENHABIB, J. et M. SPIEGEL (1994), "The Role of Human Capital in Economic Development Evidence for Aggregate Cross-Country Data", *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, p.143-173.
- COHEN, D. (1996), "Tests of the Convergence Hypothesis: Some Further Results", *Journal of Economic Growth*, Vol.1, septembre, p. 351-361.
- GOULD, D. M. et R. J. RUFFIN (1995), "Human Capital, Trade, and Economic Growth", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 3, septembre, p. 425-445.
- HSIAO, C. (1986), "*Analysis of Panel Data*", Cambridge University Press, Cambridge.
- ISLAM, N. (1995), "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, p. 1127-1170.
- KNIGHT, M., N. LOAYZA et D. VILLANUEVA (1993), "Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth: A Panel Data Approach", *IMF Staff Papers*, vol. 40, p. 512-541.
- LEE, J.-W. (1993), "International Trade, Distortions, and Long-Run Economic Growth", *IMF Staff Papers*, Vol. 40, p. 299-328.
- MANKIW, G., D. ROMER et D. WEIL (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, p. 407-437.
- NICKELL, S. (1981), "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", *Econometrica*, vol. 49, p. 1417-426.
- PISSARIDES, C. (1995), "Trade and the Returns to Human Capital In Developing Countries", ronéotype, London School of Economics, octobre, (à paraître dans la *World Bank Economic Review*).
- PSACHAROPOULOS, G. (1993), "Returns to Investment in Education: A Global Update", Banque mondiale, Policy Research Working Papers, n° 1067, (janvier).
- ROBBINS, D. (1996), "Evidence on Trade and Wages in the Developing World", Technical Paper No 119, OECD Development Centre, Paris, December.
- ROMER, P. (1990), "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, vol. 98, Supplement, p. 71-102.
- SEVESTRE, P., A. TROGNON (1996), "Dynamic Linear Models", in *The Econometrics of Panel Data*, Mátyás L. et P. Sevestre (dir. publ.), Kluwer Academic Publishers, Londres.