



N° 89-552-MIF au catalogue

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Performance en littératie, capital humain et croissance dans quatorze pays de l'OCDE

Serge Coulombe, Jean-François Tremblay et Sylvie Marchand



Statistique
Canada

Ressources humaines et
Développement des compétences Canada

Statistics
Canada

Human Resources and
Skills Development Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Service à la clientèle au (613) 951-7608 ou composez sans frais le 1 800 307-3382 (educationstats@statcan.ca), Culture, tourisme et Centre de la statistique de l'éducation. Télécopieur : (613) 951-9040, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit n° 89-552-MPF au catalogue est publié (irégular) en version imprimée standard et est offert au prix de 11 \$CAN l'exemplaire. Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

Exemplaire

États-Unis	11 \$CAN
Autres pays	11 \$CAN

Ce produit est aussi disponible sous forme électronique dans le site Internet de Statistique Canada, sous le n° 89-552-MIF au catalogue, gratuitement. Les utilisateurs peuvent obtenir des exemplaires ou s'abonner en visitant notre site Web à www.statcan.ca et en choisissant la rubrique Produits et services.

Les prix ne comprennent pas les taxes de ventes.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) **1 800 267-6677**
- Télécopieur (Canada et États-Unis) **1 877 287-4369**
- Courriel **infostats@statcan.ca**
- Poste Statistique Canada
Division de la diffusion
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne au bureau régional de Statistique Canada le plus près de votre localité ou auprès des agents et librairies autorisés.

Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'American National Standard for Information Sciences — Permanence of Paper for Printed Library Materials, ANSI Z39.48 — 1984.

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Performance en littératie, capital humain et croissance dans quatorze pays de l'OCDE

Serge Coulombe, Jean-François Tremblay, et Sylvie Marchand
Département de science économique, Université d'Ottawa

L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) a été menée dans 22 pays entre 1994 et 1998. Le volet canadien de l'EIAA, réalisé à l'automne de 1994, était financé principalement par la Direction générale de la recherche appliquée et le Secrétariat national à l'alphabétisation de Développement des ressources humaines Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2004

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Juin 2004

N° 89-552-MPF au catalogue, n° 11

ISSN 1482-7476

ISBN 0-660-96934-3

N° 89-552-MIF au catalogue, n° 11

ISSN 1480-9524

ISBN 0-662-77201-6

Périodicité : hors série

Ottawa

Statistique Canada

Ressources humaines et Développement des compétences Canada

L'interprétation des données et les recommandations exprimées dans le présent rapport sont propres aux auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles des organismes subventionnaires ou des évaluateurs.

Données de catalogage avant publication de la Bibliothèque nationale du Canada

Coulombe, Serge

Performance en littératie, capital humain et croissance dans quatorze pays de l'OCDE

(Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes)

Publié aussi en anglais sous le titre: Literacy scores, human capital and growth across fourteen OECD countries.

ISBN 0-660-96934-3 (papier)

ISBN 0-662-77201-6 (Internet)

CS89-552-MPF no 11

CS89-552-MIF no 11

1. Alphabétisation – Pays de l'OCDE – Statistiques.

I. Tremblay, Jean-François. II. Marchand, Sylvie. III. Statistique Canada.

IV. Canada. Développement des ressources humaines Canada. V. Collection.

LC156 C6814 2004 302.2'244'09077021

C2004-988002-0

Remerciements

Nous sommes reconnaissants   John Baldwin, Francisco Barillas, Andrea Bassanini, Sveinbjorn Blondal, Bob Fay, Angel de la Fuente, Scott Murray, Benoit Robidoux, Gabriel Rodriguez, Paul Warren et David Weil pour leurs pr cieuses observations. Les donn es transnationales sur les r sultats en litt ratie ont  t  aimablement fournies par Doug Willms.

Note de reconnaissance

Le succ s du syst me statistique du Canada repose sur un partenariat bien  tabli entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volont , il serait impossible de produire des statistiques pr cises et actuelles.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

Remerciements	3
Note de reconnaissance	3
Résumé	7
Préface	8
Travaux récents	8
1. Introduction	9
2. Le capital humain dans les régressions de la croissance : aperçu	11
2.1 Introduction	11
2.2 Convergence conditionnelle : l'estimation transnationale de Mankiw, Romer et Weil (1992)	12
2.3 Vers une estimation de panel : Islam (1995)	13
2.4 Perfectionnement des méthodes : Barro (1997)	14
2.5 Aperçu de la documentation publiée de 1997 à 2003	15
2.6 Les effets sur le capital humain selon le sexe	18
2.7 Quelques mots sur la participation des femmes au marché du travail	21
3. Les données	23
4. Méthodologie empirique	25
4.1 Transformation des données et organisation de la banque de données de panel	25
4.2 L'investissement en capital humain et la croissance économique	26
4.3 L'éducation à titre d'approximation des équilibres stables à long terme	27
4.4 Quelques renseignements sur les techniques d'estimations	28
5. Résultats	29
5.1 Régressions sans les variables d'ouverture	29
5.2 PIB par habitant et productivité du travail	31
5.3 Données corrigées de de la Fuente et Doménech sur la scolarité	34
5.4 Pourcentage de la population ayant atteint certains niveaux de littératie	35
5.5 Résultats fondés sur la littératie des femmes et celle des hommes	37
5.6 Échelonnage substitutif	40
6. Conclusions	42
Annexe A	44
Annexe B	49
Annexe C	51
Annexe D	55
Annexe E	57
Annexe F	71
Références	80
Notes	87

Table des matières

Figure 3.1	Résultat moyen en littératie de la population âgée de 17 à 25 ans par rapport à la moyenne transversale	24
Figure 5.1	Écart-type du logarithme des notes moyens en littératie par rapport à la moyenne transversale	40
Figure A.1	Résultat moyen en littératie des femmes de 17 à 25 ans par rapport à la moyenne transversale	45
Figure A.2	Résultat moyenne en littératie des hommes de 17 à 25 ans par rapport à la moyenne transversale	45
Figure A.3	Pourcentage de la population âgée de 17 à 25 ans ayant atteint au moins le niveau 4 (textes suivis) par rapport à la moyenne transversale	46
Figure A.4	Pourcentage de la population âgée de 17 à 25 ans ayant atteint au moins le niveau 4 (textes au contenu quantitatif) par rapport à la moyenne transversale	46
Figure A.5	Pourcentage de la population âgée de 17 à 25 ans ayant atteint au moins le niveau 4 (textes schématiques) par rapport à la moyenne transversale	47
Tableau 5.1	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995	30
Tableau 5.2	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995	32
Tableau 5.3	Convergence conditionnelle du PIB par travailleur, 1960 à 1995	33
Tableau 5.4	Convergence conditionnelle du PIB par habitant et du PIB par travailleur, 1960 à 1995	35
Tableau 5.5	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995	36
Tableau 5.6	Élasticité à long terme du PIB par habitant et du PIB par travailleur à l'égard des mesures de l'investissement dans le capital humain	38
Tableau 5.7	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995	41
Tableau A.1	PIB par habitant exprimé en parités de pouvoir d'achat	44
Tableau A.2	PIB par travailleur exprimé en parités de pouvoir d'achat	44
Tableau B.1	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1985	49
Tableau B.2	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995	50
Tableau B.3	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1985	50
Tableau C.1	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995	51
Tableau C.2	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995	52
Tableau C.3	Coefficient de la proportion de la population âgée de 17 à 25 ans ayant atteint le niveau de littératie 1 seulement dans les régressions de convergence conditionnelle, 1960 à 1995	53
Tableau D.1	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995	55
Tableau D.2	Convergence conditionnelle du PIB par travailleur, 1960 à 1995	56
Tableau D.3	Convergence conditionnelle du PIB par habitant et du PIB par travailleur, 1960 à 1995	56
Tableau E.1	Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard de capital humain	58
Tableau E.2	Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995	59
Tableau E.3	Convergence conditionnelle du PIB par travailleur, 1960 à 1995	60
Tableau E.4	Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard du capital humain	61
Tableau E.5	Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard du capital humain	62
Tableau E.6	Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard de l'activité des femmes	63
Tableau E.7	Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard de l'activité des femmes	64
Tableau E.8	Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard du taux de fécondité	65
Tableau E.9	Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard du taux de fécondité	66
Tableau E.10	Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard du ratio d'ouverture	67
Tableau E.11	Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard du ratio d'ouverture	68
Tableau E.12	Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard du taux d'investissement	69
Tableau E.13	Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard du taux d'investissement	70

Résumé

Nous établissons, pour la période de 1960 à 1995, des séries chronologiques synthétiques du niveau de littératie des entrants sur le marché du travail d'après la structure par âge de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, menée en 1994. Puis, nous utilisons ces renseignements pour mesurer l'investissement dans l'éducation en procédant à une analyse de données de panel sur la croissance transnationale d'un ensemble restreint de 14 pays de l'OCDE.

Selon la principale constatation de notre étude, les mesures directes du capital humain fondées sur les résultats en littératie s'avèrent plus exactes que les mesures fondées sur le nombre d'années de scolarité dans les régressions de la croissance. Les résultats montrent que, dans l'ensemble, les indicateurs du capital humain fondés sur les résultats en littératie ont un effet positif et significatif sur le sentier de croissance transitoire et sur les niveaux à long terme du PIB par habitant et de la productivité du travail.

La principale incidence de cette constatation sur la politique économique est que, contrairement à la plupart des constatations antérieures, l'accumulation du capital humain compte dans le bien-être à long terme des pays développés.

Préface

Travaux récents

Krueger et Lindahl (2003) soulignent le fait que les estimations de l'influence du capital humain sur les taux de croissance de la productivité et de l'ensemble de l'économie sont de beaucoup inférieures aux estimations de cette influence sur les salaires et sur d'autres résultats sur le marché du travail observés à l'échelle individuelle. Ils attribuent cette disparité à la piètre qualité des mesures du capital humain employées dans les modèles macroéconomiques de la croissance. L'analyse des données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) a déjà montré qu'à la suite d'une évaluation directe, la littératie (les capacités de lecture et d'écriture) et la numératie (les capacités de calcul) avaient une influence significative sur un éventail de résultats sociaux et de résultats sur le marché du travail observés à l'échelle individuelle et que cette influence l'emportait sur celle qui est attribuable au niveau de scolarité.

La présente étude exploite pour la première fois les propriétés de mesure améliorées qu'offrent les résultats de l'EIAA afin d'estimer l'influence du niveau et de la répartition de compétences mesurées directement sur les taux de croissance de la productivité et de l'ensemble de l'économie pour la période de 1960 à 1995 dans un groupe de quatorze économies très développées de l'OCDE.

Les résultats sont remarquables à deux égards. Premièrement, ils confirment que l'utilisation de meilleures données sur des compétences économiquement productives réelles accroît l'importance du capital humain pour la croissance en la rapprochant du niveau observé à l'échelle individuelle.

Deuxièmement, ils donnent à penser que des politiques visant à hausser le niveau moyen de littératie et de numératie de la main-d'œuvre et à réduire la proportion de travailleurs qui se situent au niveau le plus faible pourraient accroître considérablement les niveaux de croissance du PIB par habitant.

La présente analyse sera approfondie lorsque des données comparables, tirées de l'Enquête sur l'alphabétisation et les compétences des adultes (EACA), seront publiées en décembre 2004.

T. Scott Murray et Yvan Clermont, directeurs de publication

1. Introduction

Depuis le milieu des années 80, l'étude des déterminants de la croissance économique constitue l'un des domaines de recherche les plus importants en économie¹. Ce domaine de recherche a été stimulé par une série d'ouvrages et d'articles sur la croissance endogène, à commencer par les analyses théoriques de Paul Romer (1986) et de Lucas (1988), ainsi que par l'analyse empirique de la croissance, amorcée avec le test de l'hypothèse néoclassique de la convergence (Baumol, 1986; Barro, 1991; Barro et Sala-i-Martin, 1992; Mankiw, David Romer et Weil, 1992), et a été alimenté par l'établissement de données transnationales comparables sur le PIB, la productivité et les indicateurs du capital humain (Summers et Heston, 1988; Barro et Lee, 1993, 1996). Dans l'analyse de la croissance endogène et dans celle, empirique, de la croissance, le concept de capital humain, ou d'éducation, a fait l'objet d'études éminentes (Lucas, 1988; Mankiw, Romer et Weil, 1992).

Dans les études d'un vaste ensemble de pays – développés ou en développement –, des mesures courantes du capital humain fondées sur le rendement scolaire semblent avoir, à long terme, un effet uniforme positif et significatif sur le PIB des pays et, de manière transitoire, un effet positif sur la croissance économique durant le processus de convergence vers l'équilibre stable (Barro, 2001). Il s'agit du meilleur effet qu'une variable comme le capital humain puisse avoir sur la croissance économique dans un cadre de travail néoclassique, car la croissance à long terme de la productivité du travail est uniquement déterminée, dans ce modèle, par le taux de croissance du progrès technologique (Solow 1956).

Toutefois, l'un des résultats les plus étonnants des études empiriques du capital humain et de la croissance est que, lorsque l'échantillon étudié est limité aux pays de l'OCDE, l'effet du capital humain ou de l'éducation sur la croissance économique est non significatif, parfois nul, voire négatif (Islam, 1995). On en trouve un bon exemple dans Barro (2001), dont l'estimation ponctuelle de l'effet de son indicateur privilégié du capital humain (les études supérieures des hommes) s'établit à 0,0000 lorsque sa régression de la croissance est limitée à l'échantillon des pays de l'OCDE.

Ce résultat négatif pourrait être lié, entre autres facteurs, au fait qu'on ne peut pas mesurer directement le capital humain puisque, contrairement à d'autres biens économiques, on ne l'échange pas couramment sur les marchés. C'est pourquoi on mesure habituellement le capital humain de manière indirecte, d'après les niveaux de scolarité ou les taux d'inscription. Toutefois, ces indicateurs du capital humain ne sont pas nécessairement comparables à l'échelle transnationale à cause de la grande variété de systèmes éducatifs qui existent dans le monde. Dans un document récent sur le sujet, de la Fuente et Doménech (2002) abordent la question de la qualité des données et concluent que l'effet des indicateurs de la scolarité moyenne sur la croissance, corrigé des erreurs de mesure, est positif et significatif dans 21 pays de l'OCDE.

Dans le présent document, nous contribuons à l'analyse de la relation entre le capital humain et la croissance dans les pays de l'OCDE en utilisant au mieux les mesures directes du capital humain fondées sur les résultats en littératie. Les données brutes sur la littératie proviennent de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) de 1994, qui visait à évaluer

les compétences de personnes âgées de 16 à 65 ans dans quatorze pays de l'OCDE. On a besoin de données chronologiques sur l'accumulation du capital humain pour tester les effets de l'investissement dans l'éducation sur la croissance. À partir de la répartition par âge des résultats du test, nous construisons une série chronologique synthétique, pour la période de 1960 à 1995, du niveau de littératie de la jeune cohorte entrée sur le marché du travail au cours de chaque période. Le niveau de littératie relatif de ces cohortes est considéré comme un indicateur de l'investissement d'un pays dans le capital humain par rapport aux autres pays de l'échantillon.

Notre premier ensemble de résultats concorde avec l'analyse de la Fuente et Doménech (2002) puisque les indicateurs du capital humain fondés sur la littératie ont un effet positif et significatif sur le niveau à long terme du PIB et de la productivité du travail, ainsi que sur le taux de croissance au cours du processus transitoire vers l'équilibre stable. Dans notre ensemble restreint de pays de l'OCDE, les données sur le capital humain fondées sur les résultats en littératie s'avèrent encore plus performantes que les données corrigées sur la scolarité qu'utilisent de la Fuente et Doménech. En outre, grâce au niveau de détail des données disponibles sur la littératie, nous sommes en mesure d'aller deux étapes plus loin dans l'analyse empirique de la relation entre l'accumulation du capital humain et la croissance. Premièrement, nous constatons que les indicateurs du capital humain fondés sur les notes moyennes en littératie par pays s'avèrent supérieurs aux indicateurs comparables fondés sur le pourcentage de la population qui a obtenu les meilleures notes. Ce résultat donne à penser que la productivité est surtout influencée par l'effet des compétences et de l'accumulation du capital humain sur l'ensemble de la population active, et non par leur effet sur l'emploi hautement spécialisé seulement. Deuxièmement, tous nos résultats selon le sexe montrent que les effets, sur la croissance, des indicateurs du capital humain fondés sur la littératie des femmes sont meilleurs que les effets mesurés d'après les indicateurs fondés sur la littératie des hommes. Nous obtenons ce résultat concluant même après avoir neutralisé le taux de fécondité et le taux de participation relatif des hommes et des femmes au marché du travail.

La prochaine section présente un aperçu général de l'évolution de la recherche empirique sur le capital humain et la croissance. Comme notre analyse empirique s'étend au rôle relatif de l'éducation des hommes et des femmes dans les régressions de la croissance, la présente section couvre également la documentation récente concernant l'effet de l'écart entre les sexes en matière d'éducation dans les économies en développement. Les données sont présentées dans la section 3 et la méthodologie empirique, dans la section 4. Les résultats empiriques sont présentés et analysés dans la section 5. En conclusion, nous décrivons les limites de notre analyse et proposons des orientations pour approfondir la recherche.

2. Le capital humain dans les régressions de la croissance : aperçu

2.1 Introduction

Selon le modèle néoclassique proposé à l'origine par Robert Solow (1956), l'amélioration de la productivité stimulait la croissance économique *au moyen* du progrès technologique déterminé en dehors du modèle (exogène). Le modèle de Solow était attrayant mais, en l'absence de données fiables, on ne pouvait pas le tester. Il a donc fallu attendre la fin des années 80 pour raviver les questions relatives à la croissance grâce à la disponibilité de données comparables à l'échelle internationale sur les niveaux des revenus et des prix (Summers et Heston, 1988) et grâce à l'apparition d'une nouvelle approche de l'étude de la croissance économique – les modèles endogènes de la croissance – lancée par Romer (1986) et Lucas (1988), selon laquelle le taux de croissance à long terme de la productivité se dégageait de manière endogène des variables du modèle. Pourtant, des études empiriques menées durant les années 90 afin de comprendre les écarts de richesse entre les pays semblaient s'inspirer davantage, d'un point de vue qualitatif, de modèles néoclassiques dont Barro et Sala-i-Martin (1995) ont présenté la synthèse. Toutefois, il a fallu perfectionner le modèle de base de Solow afin d'expliquer les différences quantitatives transnationales au chapitre des niveaux de vie. Mais surtout, il a fallu étendre la notion de capital pour tenir compte du capital *humain* (Mankiw, Romer et Weil, 1992).

En matière d'analyse empirique de la croissance, Baumol (1986) a fait œuvre de pionnier lorsque, à partir des données d'un groupe de pays appartenant à l'échantillon de Maddison (1982), il a semblé confirmer une convergence absolue entre les pays. Toutefois, comme les pays compris dans l'échantillon appartenaient à un groupe de pays ayant réussi à atteindre un niveau élevé de développement à la fin de la période d'étude, il n'était pas possible de formuler de conclusions définitives.

L'ensemble de données internationales de Summers et Heston (1988) correspondait à un échantillon plus vaste comprenant des pays pauvres et des pays riches, ce qui a permis à des macroéconomistes comme Romer (1989) d'approfondir le test et de conclure que la convergence absolue ne tenait plus dans le cas d'un vaste échantillon hétérogène de pays. Plus précisément, Romer a constaté qu'il n'y avait pas de corrélation significative entre les niveaux de revenu initiaux et les taux de croissance subséquents.

Les constatations empiriques de Baumol et Romer ont ouvert une importante avenue de recherche, celle de la convergence conditionnelle, dans le contexte plus général de l'analyse empirique de la croissance. Dans un document qui fait autorité, Mankiw, Romer et Weil (1992) (ci-après MRW) ont modifié le modèle néoclassique de Solow pour tenir compte de l'accumulation du capital humain. Ayant calculé des régressions transnationales, ils ont conclu qu'au lieu d'atteindre un équilibre stable commun, chaque pays atteignait le sien en raison de différences inhérentes aux taux d'investissement, aux taux de croissance démographique et aux stocks de capital humain qui conditionnent l'équilibre stable d'un pays. Depuis les travaux de MRW, des analyses transnationales

et des analyses de donn es de panel ont confirm    maintes reprises le concept de la convergence conditionnelle. Ayant fait l'objet de nombreuses am liorations pour permettre des tests plus fiables de la th orie de la croissance, l'analyse empirique de la croissance a  volu  au point de devenir une discipline   part enti re. Les prochaines sections du pr sent rapport portent donc sur l'analyse empirique de la croissance qui prend en compte les indicateurs du capital humain.

2.2 Convergence conditionnelle : l'estimation transnationale de Mankiw, Romer et Weil (1992)

L' tude de MRW visait   v rifier la capacit  du mod le de croissance de Solow   « expliquer la variation internationale des niveaux de vie ». Les auteurs ont suppos  une fonction de production de Cobb-Douglas avec rendement d' chelle constant et rendement du capital d croissant,  tendue au niveau exog ne du progr s technologique et du stock de capital humain. Les principales hypoth ses de leur mod le comprenaient des taux constants propres   chaque pays ( quilibre stable) de l'investissement dans le capital humain et dans le capital physique. Les deux types de capital ont en commun un taux de d pr ciation constant. Tous les pays ont en commun le taux de croissance du progr s technologique, mais diff rent en ce qui concerne le taux de croissance de la population active et le niveau initial de l'efficacit  technique. Autrement dit, les diff rences transnationales li es   l' quilibre stable du revenu par habitant d pendent de diff rences li es   l'accumulation du capital humain et du capital physique et au taux de croissance d mographique. Par cons quent, chaque pays converge vers son propre  quilibre stable au lieu d'atteindre un  quilibre stable commun.

Cette version du mod le de Solow,  tendue pour tenir compte du capital humain, suppose que le revenu par habitant  volue selon l' quation suivante :

$$\ln y(t_1) = \lambda' \beta_1 \ln s_k + \lambda' \beta_2 \ln s_h + \lambda' \beta_3 \ln [n + g + \delta] + e^{-\lambda t} \ln y(t_0) + \lambda' \ln A(0) + g(t_1 - e^{-\lambda t} t_0)$$

o  $y(t_1)$ et $y(t_0)$ sont respectivement le niveau actuel et le niveau initial du revenu par habitant; $A(0)$ est le niveau initial et non observable de la technologie; n , g et δ , sont respectivement le taux de croissance  quilibr e de la population, celui du progr s technologique et le taux de d pr ciation du capital; s_k et s_h sont les fractions de revenu investies respectivement dans le capital physique et dans le capital humain; $\lambda' = (1 - e^{-\lambda t})$ o  $\lambda = (n + g + \delta) / (1 - \alpha - \eta)$ est la vitesse de convergence lin aris e par rapport   l' quilibre stable; $\beta_1 = \alpha / (1 - \alpha - \eta)$, $\beta_2 = \eta / (1 - \alpha - \eta)$ et $\beta_3 = (\alpha + \eta) / (1 - \alpha - \eta)$, o  α et η repr sentent respectivement la proportion du capital physique et celle du capital humain dans le revenu.

MRW postulent  galement que g , soit le taux de progr s technologique, est le m me pour tous les pays et que le niveau initial de technologie $A(0)$ est une constante qui varie de mani re al atoire selon les pays. En pratique, MRW incluent le niveau de technologie dans le terme de perturbation de la r gression qui, selon leur postulat, est ind pendant² de toutes les autres variables explicatives. Leur fonction de r gression est formul e comme suit :

$$\ln y(t_1) - \ln y(t_0) = \lambda' \beta_1 \ln s_k + \lambda' \beta_2 \ln s_h - \lambda' \beta_3 \ln [n + g + \delta] - \lambda' \ln y(t_0) + \varepsilon,$$

où ε comprend toutes les perturbations propres à chaque pays. Or, il est probable que $A(0)$ est en corrélation avec le niveau initial de revenu par habitant et les autres variables explicatives. Si tel est le cas, les MCO et les MCO pondérés sont biaisés et incohérents. En effet, si l'on impose à une fonction de régression les mêmes valeurs paramétriques pour tous les pays³ et un niveau initial de technologie en corrélation avec le niveau initial de revenu par habitant et les variables explicatives – s_k, s_h, n –, on obtient un ensemble de coefficients biaisés et incohérents (Islam, 1995)

MRW ont mis en application leur modèle pour la période de 1960 à 1985 et ont calculé des régressions transnationales simples ($t_0 = 1960$ et $t_1 = 1985$) pour trois échantillons de pays : l'échantillon NONOIL comprenait 98 pays pour lesquels on disposait de données, à l'exception des pays où l'industrie pétrolière est prédominante; l'échantillon INTER comprenait 75 pays, à l'exclusion des pays pauvres et des pays dont les données ont reçu la cote « D » de Summers et Heston; enfin, l'échantillon OCDE comprenait 22 pays comptant une population de plus d'un million d'habitants. MRW ont considéré l'investissement dans l'éducation secondaire comme une approximation de l'accumulation du capital humain. Plus précisément, leur variable SCHOOL correspond au pourcentage de la population en âge de travailler qui poursuit des études secondaires, faisant ainsi abstraction des études supérieures. Selon les auteurs, si cette variable est proportionnelle à s_h , le facteur de la proportionnalité influence uniquement le terme constant. La variable s_k correspond à la proportion moyenne de l'investissement qui revient à la production pour la période et le taux de croissance démographique, n , est aussi la valeur moyenne observée pour la période de 1960 à 1985.

Malgré les problèmes économétriques mentionnés plus haut, MRW concluent que dans l'ensemble, leurs résultats corroborent nettement le modèle de Solow étendu. Plus précisément, leur variable liée au capital humain entre de manière significative dans les trois échantillons de pays et l'ajout du capital humain améliore l'ajustement global de chacune des trois régressions. En outre, il réduit l'importance du coefficient de l'investissement dans le capital physique, qui devient non significatif dans la régression de l'échantillon de pays de l'OCDE. Leur estimation des valeurs de α et η – les élasticités du capital physique et du capital humain par rapport à la production – se situe autour de 0,33; elle est hautement significative pour les échantillons NONOIL et INTER, mais l'est moins pour les seuls pays de l'OCDE.

Ces résultats amènent MRW à conclure que les différences sur le plan de la croissance démographique et de l'investissement dans le capital physique et dans le capital humain expliqueraient environ 80 % des différences transnationales au chapitre du revenu par habitant. Pourtant, comme nous allons le voir plus loin, leur méthodologie et leurs résultats comportent des lacunes qui, malheureusement, jettent une ombre sur leurs conclusions.

2.3 Vers une estimation de panel : Islam (1995)

Après que MRW eurent apparemment réussi à expliquer les variations du revenu par habitant en fonction de l'accumulation du capital humain, de nombreux chercheurs se sont tournés vers l'analyse de données de panel. La principale raison de cette réorientation consistait à écarter l'hypothèse qui imposait une fonction de production identique pour tous les pays et qui entraînait le biais dû à la variable omise, mentionné plus haut. Islam (1995) a mis en application une formulation de données de panel de la fonction de production de Solow étendue pour tenir compte du capital humain. Au lieu d'une seule estimation transnationale, Islam a pris les données couvrant la même période de 1960 à 1985 et les a réparties en cinq sous-périodes pour tirer parti de cinq points de données par pays. En outre, Islam a tenu compte des effets (fixes) propres à chaque pays pour corriger le biais dû à la variable omise. La forme restreinte de l'équation de régression est la suivante :

$$\ln y(t_1) - \ln y(t_0) = \lambda' \beta_1 \ln s_k + \lambda' \beta_2 \ln h^* - \lambda' \beta_3 \ln [n + g + \delta] - \lambda' \ln y(t_0) + \lambda' \ln A(0) + g(t_1 - e^{-\lambda t} t_0) + \varepsilon$$

Dans la formulation d'Islam, le taux d'accumulation du capital humain, s_k , est remplac  par h^* , soit l' quilibre stable, ou stock, du capital humain. Les coefficients b ta sont donc modifi s comme suit : $\beta_1 = \beta_3 = \alpha/(1-\alpha)$ et $\beta_2 = \eta/(1-\alpha)$.

En guise d'approximation de l' quilibre stable du capital humain, Islam (1995) a choisi la variable HUMAIN de Barro et Lee (1993) qui fournit des renseignements sur le nombre moyen d'ann es de scolarit  aux niveaux primaire, secondaire et sup rieurs dans l'ensemble de la population  g e de plus de 25 ans. Il a r parti les pays en trois  chantillons, soit les m mes : NONOIL, INTER et OCDE. Les r sultats des estimations d'Islam tenant compte des effets sur les pays supposaient des valeurs de la vitesse annuelle de la convergence conditionnelle λ (OCDE : 0,0913) sup rieures   celles obtenues par MRW (OCDE : 0,0203). En outre, les valeurs estimatives des  lasticit s de la production par rapport au capital physique et au capital humain, α et η , pour les trois  chantillons de pays ($\alpha = 0,5224, 0,4947, 0,2074$; $\eta = -0,20, -0,007, -0,045$) sont inf rieures   celles obtenues par MRW sans effets fixes ($\alpha = 0,69, 0,70, 0,28$; $\eta = 0,66, 0,73, 0,76$); en revanche, elles sont semblables   celles obtenues avec une estimation de panel excluant la variable li e au capital humain. On pouvait s'y attendre, car le coefficient de la variable HUMAIN n'est pas significatif pour les  chantillons INTER et OCDE et porte le mauvais signe pour tous les  chantillons. Comme le mentionne Islam, « (...) ces r sultats « anormaux » (...) n'ont rien de nouveau. Chaque fois que des chercheurs ont tent  d'int grer l'aspect temporel des variables li es au capital humain dans des r gressions de la croissance, ils ont obtenu des r sultats statistiquement non significatifs ou de signe n gatif »⁴. [traduction libre]

Si la correction du biais d    la variable omise rev t une valeur indiscutable, il ressort manifestement de ces r sultats que certains probl mes d' conom trie et de donn es subsistent. Parmi eux, nous relevons le fait que les taux de croissance g et n et la vitesse de convergence  taient encore consid r s les m mes pour tous les pays. Lee, Pesaran et Smith (1998) ont examin  cet aspect. Dans leur document, ils soulignent que les estimations de panel devraient aussi tenir compte de l'h t rog n it  des taux de croissance de la technologie et de la population (et, partant, de la vitesse de convergence) ainsi que des niveaux de d part de la technologie (coordonn es   l'origine). Toutefois, comme il est mentionn  dans leur conclusion et dans la r ponse d'Islam (1998), la prise en compte et le test de cette h t rog n it  du taux de croissance  quilibr e des pays supposent des difficult s qu'on ne peut surmonter ais ment. Par exemple, Islam mentionne dans sa r ponse que les donn es dont on dispose fournissent des renseignements sur les taux de croissance *r elle*, alors qu'on aurait besoin des taux de croissance  quilibr e.

Un autre probl me  ventuel   relever dans l'estimation de panel est le fait que les variables explicatives pourraient  tre corr l es en s rie⁵. Il en r sulte des probl mes de corr lation s riale dans la perturbation, de sorte que les effets moyens  valu s sont incoh rents. Comme le mentionne Temple (1999), faute de corriger la corr lation s riale, la vitesse estimative de convergence est biais e vers le haut, ce qui pourrait  tre le cas dans Islam (1995). Ce probl me a  t  soulign  et corrig  dans de nombreuses analyses de donn es de panel, dont celles de Coulombe et Day (1996), de la Fuente (1998) et Coulombe (2000). Toutefois, l'analyse comparative de Coulombe (2000 et 2003) montre que la corr lation s riale dans les r gressions de la croissance constitue un grave probl me uniquement lorsqu'on utilise des donn es annuelles dans l'estimation de panel. On ne d c le aucune corr lation s riale significative lorsque les donn es sont group es par p riodes de cinq ou dix ans.

2.4 Perfectionnement des m thodes : Barro (1997)

  partir de l'ensemble de donn es sur le capital humain de Barro et Lee (1996) – version perfectionn e de Barro et Lee (1993) – qui fournit des estimations du niveau de scolarit , Barro (1997) a calcul  des estimations de panel pour cent pays sur des p riodes de cinq ans et de dix ans comprises entre 1960 et 1990. Sa m thode d'estimation comprend trois  quations o  les variables d pendantes sont le taux de croissance du PIB r el par habitant (ci-apr s le PIB) pour 1965   1975, 1975   1985 et 1985   1990. Les variables explicatives sont le PIB retard  et la scolarit  des

hommes⁶ pour 1965, 1975 et 1985; l'espérance de vie à la naissance pour 1960 à 1964, 1970 à 1974 et 1980 à 1984; la variable d'interaction $\log(\text{PIB}) \times \text{scolarité}$ des hommes est le produit de $\log(\text{PIB})$ (exprimé sous forme d'écart par rapport à la moyenne de l'échantillon) et la variable liée aux études supérieures des hommes (également exprimée sous forme d'écart par rapport à la moyenne de l'échantillon); un indice de la règle de droit qui s'applique au début des années 80; une variable liée aux termes de l'échange prise comme taux de croissance, pour chaque période, du ratio des prix à l'exportation aux prix à l'importation; le taux d'inflation calculé comme taux de croissance, pour chaque période, d'un indice des prix à la consommation ou comme déflateur du PIB. Les autres variables, qui correspondent à des moyennes pour chaque période, sont le logarithme du taux de fécondité total, le ratio de consommation des administrations publiques au PIB (à l'exclusion de la défense et de l'éducation) et l'indice de démocratie.

Pour résoudre le problème d'endogénéité qui se pose lorsqu'on considère de nombreux déterminants de la croissance économique dans l'estimation, Barro (1997) emploie une méthode des moindres carrés à trois degrés avec un modèle à trois équations simultanées. Cette méthode repose sur l'utilisation de variables instrumentales, chaque équation comprenant un ensemble différent de variables instrumentales. Par conséquent, les erreurs provenant des équations du taux de croissance ne devraient pas être corrélées d'une période à l'autre, comme c'était le cas pour Islam (1995)⁷.

En considérant uniquement les résultats liés au capital humain, Barro constate que le nombre d'années de scolarité des hommes de 25 ans et plus aux niveaux secondaire et supérieurs a un effet positif et significatif sur la croissance de l'ensemble des pays. L'éducation des femmes ne semble pas avoir d'effet significatif sur la croissance, à quelque niveau que ce soit, lorsqu'on inclut la fécondité comme variable explicative. Barro estime que chez les hommes de 25 ans et plus, une année supplémentaire d'études supérieures accroît *immédiatement* le taux de croissance de 1,2 % par année. L'espérance de vie à la naissance semble aussi avoir une influence significative sur la croissance et est interprétée comme une approximation de la qualité du capital humain disponible. Cependant – et c'est ce qui nous intéresse pour les besoins de la présente recherche –, d'après les projections de la croissance tirées des résultats de sa régression, Barro écrit (un peu spéculativement) que si l'on considère uniquement les pays de l'OCDE, l'augmentation des dépenses au titre de l'éducation – ainsi que de l'investissement dans l'infrastructure ou des subventions à la recherche – ne confirme pas, comme on s'y attendait, l'existence d'un effet sur le taux de croissance transitoire et sur le niveau à long terme du PIB. Il conclut alors qu'« *un taux de croissance de 2 % par habitant semble être, à long terme, le maximum que puisse obtenir un pays qui est déjà riche* ». [traduction libre]

2.5 Aperçu de la documentation publiée de 1997 à 2003

Au cours de cette période, on a publié une foule d'autres études qui visaient à estimer l'effet du capital humain sur la croissance. En particulier, de nombreuses études ont porté sur l'effet du capital humain à l'échelle infranationale parce qu'ainsi, on contourne la plupart des problèmes d'hétérogénéité des données qui entravent une étude menée à l'échelle internationale. Avant d'en présenter les résultats ci-dessous, il convient de mentionner la confusion qui semble régner dans la documentation en ce qui concerne le taux de croissance économique réelle et le taux de croissance équilibrée. En travaillant dans un contexte néoclassique, certains auteurs ont présenté des résultats sur la relation entre le niveau initial (ou l'accumulation) de la scolarité et le taux de croissance *à long terme* sans recourir à aucune autre méthode que le cadre d'analyse néoclassique. Il est difficile de concevoir comment on peut y arriver car, dans ce modèle, le taux de croissance équilibrée d'une économie est déterminé de manière exogène.

Mauro (2000) étudie l'effet de l'accumulation du capital humain sur le développement des régions italiennes au cours des trente dernières années. En testant différents modèles, dont ceux d'Islam (1995) et de Barro (1997), et en neutralisant les taux de chômage et l'expérience de travail accumulée (car le chômage pourrait réduire la productivité des personnes qui ne peuvent

acquérir de l'expérience de travail afin de devenir plus efficaces), Mauro observe une relation positive et significative entre l'investissement dans la scolarité et la *croissance à long terme*.

Pour leur part, Bilal et Klenow (2000) ont mis au point un modèle visant à évaluer la causalité entre la scolarité et la croissance. Plus précisément, leur modèle est construit à partir d'unités de durée limitée et le taux de croissance semble être rehaussé non seulement par le nombre d'années de scolarité accumulées d'une personne, mais aussi par le capital humain accumulé des aînés, qui semble potentialiser l'influence du capital humain des jeunes sur le taux de croissance de l'économie. D'après une équation des salaires inspirée de Mincer, quelle que soit leur méthode d'évaluation de la scolarité, elle explique moins du tiers de la relation observée par de nombreux économistes entre le niveau de scolarité et le taux de croissance de l'économie.

À ce stade, les méthodes employées pour évaluer l'influence de l'accumulation de l'éducation sur la croissance des pays de l'OCDE ne permettaient pas de tirer des conclusions robustes. Ainsi, après avoir corrigé les effets fixes en utilisant des données de panel, et les problèmes d'endogénéité en employant des variables instrumentales, on s'est penché sur la nature et la qualité des données retenues comme approximations de l'éducation. Comme les systèmes éducatifs varient selon les pays, il convenait de tenter d'uniformiser les ensembles de données utilisés dans les estimations pour tenir compte de la qualité et aussi pour réduire au minimum les erreurs de mesure liées aux anomalies présentes dans les données.

Comme l'observent Hanushek et Kimko (2000), il semble trop restrictif de se fonder uniquement sur le nombre d'années de scolarité pour calculer une approximation du capital humain. En quête d'une meilleure approximation, ils évaluent la qualité de la population active d'un pays d'après les notes obtenues par les étudiants ayant participé à des évaluations internationales en sciences et en mathématiques⁸. À partir de ces notes, ils arrivent à construire une mesure unique (normalisée) de la qualité de la population active de 31 pays pour la période de 1960 à 1990. Plus précisément, ils calculent une mesure de la qualité de la population active d'un pays en établissant la moyenne pondérée de toutes les notes de test harmonisées, le poids de chaque pays correspondant à l'inverse normalisé de son erreur-type. Ils effectuent alors une seule régression transnationale des 31 pays pour la période de 1960 à 1990. Ils calculent une régression du taux de croissance annuel moyen du revenu initial par habitant (1960), du nombre d'années de scolarité, du taux moyen de croissance démographique, de la qualité de la population active et d'une constante. Leur estimation révèle un coefficient négatif et significatif de la variable liée au revenu initial par habitant; un coefficient positif mais non significatif de la variable liée au nombre d'années de scolarité; un coefficient positif et hautement significatif de la variable liée à la qualité de la population active; et un coefficient négatif mais non significatif du taux de croissance démographique. Après avoir testé la causalité, ils récapitulent en écrivant qu'il existe une relation causale positive et significative entre la qualité de la population active (autrement dit, une meilleure productivité) et le taux de croissance de l'économie. Ils précisent également que si les différences entre les pays sont liées aux différences dans la qualité de la scolarité, leurs résultats ne leur permettent pas nécessairement d'affirmer que cette relation s'étend aux ressources d'un pays consacrées à l'éducation. Malgré ces constatations intéressantes, Hanushek et Kimko ne semblent pas préoccupés par l'inclusion du nombre d'années de scolarité et de la qualité de la scolarité dans le membre droit de la même équation de régression. Or, il est possible que ces variables soient corrélées : si l'éducation est de piètre qualité, le nombre d'années de scolarité risque aussi d'être faible, car il n'est guère encourageant de poursuivre des études face à de piètres perspectives d'avenir. Ce que révèlent leurs résultats, c'est peut-être que la qualité de la scolarité constitue une approximation tellement meilleure de l'apport de l'éducation à la croissance qu'elle éclipse l'influence du nombre d'années de scolarité. Les auteurs obtiennent un R^2 atteignant 0,73, mais sans accompagner leurs résultats de tests de robustesse qui permettraient d'en approfondir l'analyse.

L'étude de Barro (2001), elle aussi, fait appel à des mesures directes de la qualité de la scolarité. À partir de données provenant de la même source que Hanushek et Kimko (2000), on construit pour chaque pays une seule mesure des notes de test en sciences, en mathématiques, en

lecture ou dans l'ensemble. Puis, on intègre ces données transversales uniques sur la qualité de la scolarité à la régression de panel décrite plus haut pour Barro (1997), où les données sur la qualité de la scolarité diffèrent pour chaque unité transnationale, mais restent les mêmes pour toutes les sous-périodes de cinq ou dix ans. L'équation de régression est définie par le taux de croissance économique réelle par habitant comme variable dépendante. Les variables indépendantes sont les mêmes que dans Barro (1997). Les résultats de Barro donnent à penser que la qualité de l'éducation est beaucoup plus importante que le nombre d'années de scolarité mesuré d'après les niveaux moyens d'études secondaires et universitaires. En ce qui concerne les résultats de Hanushek et Kimko, Barro constate que le coefficient de la variable liée au nombre d'années de scolarité est positif mais non significatif, alors que celui de la variable liée à la qualité de la scolarité possède une puissance prédictive marquée et significative. Le document ne donne ni les coefficients des autres variables, ni des renseignements concernant les tests de robustesse qui permettraient d'évaluer la qualité des résultats.

Dans l'analyse empirique de la croissance, il est naturel de se pencher ensuite sur les propriétés statistiques des ensembles de données sur la scolarité utilisés dans les méthodes d'estimation de panel. Dans un document important publié en 2000 (puis révisé en 2002), de la Fuente et Doménech établissent l'importance, pour les pays de l'OCDE, de corriger les incohérences et les ruptures de la série chronologique qui sont attribuables aux variations des méthodes de mesure et des critères de classification. Ils étudient le rendement d'ensembles de données existants et construisent ce qu'ils considèrent comme une série chronologique améliorée des niveaux de scolarité. Après avoir ainsi corrigé les erreurs de mesure, ils évaluent une relation positive et significative entre la qualité de l'ensemble de données et la taille et la signification des coefficients de régression de la croissance des variables liées au capital humain qu'ils ont utilisées. À l'égard du rendement, ils concluent que leurs ensembles de données sont les plus fiables, suivis par ceux de Cohen et Soto (2001). Enfin, en extrapolant les estimations des valeurs corrigées et en poussant plus loin le modèle classique des erreurs inhérentes aux variables, ils évaluent que l'élasticité « réelle » de la production par rapport au nombre moyen d'années de scolarité a de fortes chances d'être supérieure à 0,50.

Dans une étude de la convergence absolue à l'échelle des provinces canadiennes, Coulombe et Tremblay (2001) utilisent un modèle d'économie ouverte inspiré de Barro, Mankiw et Sala-I-Martin (1995) en supposant une mobilité parfaite du capital à l'égard du financement du capital physique. Toutefois, l'accumulation du capital humain ne peut être financée à l'étranger, car les résidents canadiens ne peuvent utiliser le capital humain ou la main-d'œuvre brute comme garantie. Les auteurs constatent que l'accumulation du capital physique dans les provinces canadiennes durant la période de 1951 à 1996 est stimulée par l'accumulation du capital humain et que la proportion de leur variable liée au capital humain par rapport à la production est d'environ 0,5. En outre, leurs résultats donnent à penser que la dynamique de l'accumulation du capital humain dicte⁹ l'évolution du capital physique, du revenu par habitant et de la production et que toutes ces importantes variables macroéconomiques observables convergent à la vitesse de convergence du capital humain.

Coulombe (2000, 2003) a aussi étudié le rôle de l'urbanisation¹⁰ des provinces canadiennes dans le contexte de la convergence conditionnelle. En poussant plus loin le modèle de Coulombe et Tremblay (2001) fondé sur l'économie ouverte et la mobilité imparfaite du capital humain, Coulombe utilise des données sur les taux d'urbanisation relatifs des provinces¹¹ pour expliquer les niveaux relatifs de l'équilibre stable provincial à long terme de l'indicateur du capital humain et du revenu théorique par habitant. Les résultats de ces études donnent à penser que les provinces ont convergé au rythme moyen de 5 % par année et que les différences entre les équilibres stables provinciaux respectifs ne semblent pas être théoriques, mais réelles. Une autre conclusion importante de ces études est que le capital humain ne suffit pas à rendre compte des disparités régionales observées dans les variables macroéconomiques observables. Il semble qu'il doive s'accompagner d'un degré d'urbanisation relativement élevé pour favoriser une croissance à long terme élevée.

Un autre document intéressant est celui de Bassanini et Scarpeta (2001). En prenant l'ensemble de données de de la Fuente et Doménech (2000) et un nouvel estimateur convergent, l'estimateur de la moyenne de groupe, ils effectuent des estimations de panel pour 21 pays de l'OCDE. Contrairement aux autres estimations de panel évoquées plus haut, l'estimateur de la moyenne de groupe admet que la vitesse de convergence ainsi que la dynamique et les variances à court terme puissent varier selon les pays. En pratique, au lieu de prendre des intervalles de cinq ou dix ans, les auteurs utilisent des données annuelles pour les variables comprises dans leurs régressions. Toutefois, ils ont dû extrapoler une partie des données sur la scolarité, car elles n'étaient disponibles qu'à des intervalles de cinq ans dans certains sous-échantillons. Ils concluent qu'ils observent « un impact positif et significatif de l'accumulation du capital humain » sur les sentiers de croissance des pays. Plus précisément, ils estiment qu'une année d'études supplémentaire a pour effet d'accroître la production par habitant d'environ 6 %, ce qui, selon eux, concorde avec les résultats de l'analyse des microdonnées. Par contre, leur estimation de la vitesse de convergence (aux alentours de 15 % par année) est supérieure à celle de 2 % à 5 % qu'on trouve dans d'autres études fondées sur les modèles néoclassiques étendus pour tenir compte du capital humain. Comme on l'a déjà mentionné dans les études évoquées plus haut et dans des études antérieures (Coulombe et Day, 1996; de la Fuente, 1998), ces vitesses de convergence élevées reflètent les fluctuations à court terme du cycle économique qui se manifestent lorsqu'on utilise des données annuelles dans les estimations de panel, particulièrement lorsqu'on tient compte de vitesses de convergence différentes selon les pays. Si l'approche fondée sur l'estimateur de la moyenne de groupe est intéressante, on doit cependant interpréter avec prudence les résultats de régressions de la croissance dans lesquelles les vitesses de convergence estimatives sont aussi élevées.

2.6 Les effets sur le capital humain selon le sexe

Le survol de la documentation ci-dessus met l'accent sur les effets du capital humain sur la croissance pour une population dans son ensemble. Or, il suffit de songer aux pays en développement pour se rappeler que dans de nombreuses sociétés, l'éducation reste avant tout le privilège des hommes. Comme le mentionnent Dollar et Gatti (1999), « *En 1990, dans le quartile des pays les plus pauvres, seulement 5 % des femmes adultes avaient fait des études secondaires, soit la moitié de la proportion observée chez les hommes. Dans le quartile des pays les plus riches, par contre, 51 % des femmes adultes avaient fait au moins des études secondaires partielles, soit 88 % de la proportion observée chez les hommes.* » [traduction libre] Pourquoi de nombreux pays sont-ils si réticents à investir dans l'éducation des filles? Voilà une question peu banale. Dollar et Gatti (1999) y répondent en partie. Sur la foi de leurs estimations de panel, ils citent les préférences religieuses, les facteurs régionaux et la liberté civile comme facteurs importants qui entravent l'investissement dans l'éducation des filles. Un autre aspect entre en compte : au sein d'une société, les femmes, si instruites soient-elles, n'ont guère de chances de contribuer à la croissance si elles n'ont pas la possibilité de tirer un revenu de leur compétence. Comme l'observe Barro (2001), « *Le faible rôle des études supérieures des femmes au chapitre de la croissance s'explique peut-être par le fait que de nombreux pays ont recours à des pratiques discriminatoires qui empêchent d'exploiter efficacement l'instruction des femmes sur le marché du travail structuré.* » [traduction libre]

Sur le plan de la relation entre l'éducation et la croissance, un autre facteur intéressant tient à l'influence de l'éducation sur la croissance à mesure que les niveaux de revenu ou d'éducation augmentent. Dollar et Gatti (1999) affirment que la relation entre le revenu et le niveau de scolarité des femmes est une fonction convexe lorsqu'on passe d'une société extrêmement pauvre à une société pauvre. Autrement dit, l'éducation des femmes n'a guère d'effet dans une société extrêmement pauvre. Ce n'est que lorsque le revenu atteint un niveau *inférieur-intermédiaire* que l'éducation des femmes se traduit par une amélioration relative rapide, parallèle au développement économique de la société. Il faut aussi garder à l'esprit la possibilité de ce genre de tendance non linéaire lorsqu'on étudie les pays de l'OCDE, qui restent l'échantillon retenu pour notre étude de l'éducation et de la croissance.

On étudie les effets selon le sexe à partir de données microéconomiques depuis les années 70, mais la documentation macroéconomique correspondante sur le sujet commence avec Benavot (1989), qui a été le premier à relever l'absence d'études empiriques traitant des effets de l'éducation sur la croissance selon le sexe. Comme nous l'avons mentionné plus haut, Barro (1997, 2001) affirme que l'éducation des femmes ne semble pas avoir d'effet significatif sur la croissance, à quelque niveau que ce soit, ce qui l'a amené à formuler son hypothèse à l'égard du faible rôle de l'éducation des femmes dans la croissance. Or, dans une étude antérieure et souvent citée, Barro et Lee (1994) concluent que si l'éducation des hommes stimule la croissance, celle des femmes semble plutôt avoir un effet négatif sur la croissance. Les auteurs interprètent ces résultats comme la mesure d'un retard économique et d'un potentiel d'amélioration de la croissance. Pour préciser les idées, leur estimation de l'effet de l'éducation des hommes et des femmes sur la croissance utilise la méthode des équations de régressions sans lien apparent (SUR). Barro et Lee calculent une régression de la croissance des stocks initiaux de capital physique et de capital humain (hommes et femmes simultanément) et d'un ensemble de variables propres au contexte politique, comme la prime du marché noir, l'espérance de vie, le nombre de révolutions par année et le ratio de consommation et d'investissement des administrations publiques au PIB. Les données utilisées sont les données transnationales de Barro et Lee (1993) sur le nombre moyen d'années de scolarité pour deux intervalles de dix ans (1965 à 1975 et 1975 à 1985)¹².

Les résultats de Barro et Lee (1994) contredisent les données microéconomiques selon lesquelles l'éducation des femmes abaisse le taux de fécondité (Cain et Weininger, 1973; Blau, 1986) et prolonge l'espérance de vie (Blau, 1986). Pourtant, lorsque Barro – dans une étude ultérieure menée en 2001 – maintient le taux de fécondité constant, il constate que le coefficient de la variable liée aux études primaires des femmes n'est pas significatif. Par contre, lorsque la fécondité n'est pas maintenue constante, ce coefficient devient positif et significatif, ce qui donne à penser que les études primaires des femmes stimulent la croissance économique en réduisant le taux de fécondité. En outre, une autre étude microéconomique (Psacharopoulos, 1994) conclut même que le taux de rendement de l'éducation des femmes est positif et légèrement supérieur à celui des hommes. Il va sans dire que les résultats de Barro et Lee (1994) ont suscité beaucoup d'intérêt et que leurs méthodes ont été examinées attentivement. Stokey (1994) et Lorgelly et Owen (1999), entre autres, ont étudié de près ce résultat déconcertant et proposé des explications. Stokey affirme que la variable liée à l'éducation des femmes retenue par Barro et Lee devient non significative lorsqu'on ajoute des variables fictives liées à la situation géographique des quatre « tigres » asiatiques (Hong Kong, la Corée, Singapour et Taïwan) et laisse ainsi entendre que la variable liée à l'éducation des femmes semble servir de variable fictive pour les groupes (pays, groupes ethniques, etc.) qui offrent aux hommes et aux femmes des programmes d'enseignement différents.

Lorgelly et Owen (1999) confirment ces résultats et constatent aussi que les quatre tigres asiatiques exercent une influence telle qu'elle rend négative la variable liée à l'éducation des femmes. Selon leur interprétation, Barro et Lee (1994) ont obtenu leurs résultats en raison du poids exercé par le faible niveau de scolarité des femmes dans les régions à forte croissance que sont Hong Kong, la Corée, Singapour et Taïwan. Lorgelly et Owen (1999) ajoutent que l'argument du retard économique proposé par Barro et Lee (1994) n'est pas convaincant, car le revenu par habitant de la période initiale est compris dans l'équation de l'estimation et devrait donc compter dans le processus de convergence. De plus, dans leur analyse approfondie du modèle de Barro et Lee, Lorgelly et Owen (1999) constatent que la signification de la variable liée à l'éducation *des hommes* est influencée par les données des quatre tigres. Ils laissent également entendre que ces résultats volatiles sont influencés par un degré élevé de multicollinéarité observé entre les variables liées à l'éducation des hommes et à celle des femmes¹³. De manière plus générale, Lorgelly et Owen observent que Barro et Lee ont omis d'appliquer les tests diagnostiques de robustesse courants. Ces critiques s'appliquent également à Perotti (1996), qui obtient aussi un signe négatif pour l'éducation des femmes dans des régressions calculées selon la méthode d'estimation transnationale de Barro et Lee. Perotti va jusqu'à invoquer la même explication que Barro et Lee, fondée sur le retard économique, pour justifier ses résultats.

Par contre, les auteurs d'autres études ont constaté un effet positif de l'éducation des femmes sur la croissance. Bien qu'elles comportent des lacunes, ces études présentent des résultats qui concordent avec les microdonnées et avec la notion plus générale des avantages de l'éducation pour la croissance. Voir, par exemple, Benavot (1989), Schultz (1995), Hill et King (1995), Caselli *et coll.* (1996), Birdsall *et coll.* (1997), Forbes (2000), Dollar et Gatti (1999), Klasen (1999, 2002) et Knowles *et coll.* (2002). Ces études emploient des méthodes d'estimation de panel, habituellement avec des intervalles de cinq ans, et visent à mesurer les effets à long terme sur la croissance, la productivité ou les niveaux de production. De plus, elles estiment des équations différentes pour les hommes et pour les femmes afin d'éviter le problème de la multicollinéarité. Comme le conclut Lorgelly (2000), les estimations de panel qui comprennent des moyennes par période de leurs mesures de l'éducation – au lieu de mesures pour la période de base – obtiennent un coefficient positif et significatif de la variable liée à l'éducation des femmes. Lorgelly déplore aussi l'absence d'un contexte théorique formel entre l'éducation et la croissance et donne à penser que cette lacune risque de mener à des résultats de régression qui sont difficiles à interpréter et qui pourraient même être mal interprétés dans certains cas. Comme on n'est jamais si bien servi que par soi-même, Knowles, Lorgelly et Owen (2002) poussent plus loin le modèle de Solow étendu au capital humain, dans lequel ils traitent séparément le capital humain des hommes et celui des femmes. Leur modèle laisse entrevoir que le rétrécissement de l'écart entre les sexes en matière d'éducation contribue à l'accroissement du niveau du PIB par habitant à l'équilibre stable.

Si Lorgelly déplore l'absence de modèles théoriques, Galor et Weil (1996) et Lagerlöf (1999) avaient pourtant déjà mis au point des modèles qui lient la fécondité à la croissance en utilisant respectivement l'écart salarial entre les sexes et l'écart entre les sexes au chapitre de l'éducation. Les deux études se servent d'un modèle à générations imbriquées comprenant des boucles de rétroaction positive liées (dans le cas de Galor et Weil) aux salaires relatifs des femmes, à la fécondité et à la croissance du ratio capital/travail ou (dans le cas de Lagerlöf) à l'écart entre les sexes en matière d'éducation, à la fécondité et à la croissance de l'investissement dans l'éducation des enfants. Ces effets de rétroaction ont le potentiel de faire accéder le système à différents équilibres stables méta-stables qui dépendent des mesures prises (ou non prises) pour orienter le système dynamique – économique – vers un sentier de croissance accélérée ou vers le cercle vicieux de la pauvreté. Les modèles théoriques de Galor et Weil et de Lagerlöf mènent à la conclusion que le creusement de l'écart entre les sexes au chapitre de l'éducation ou des salaires est nuisible à la croissance. Si ces conclusions concordent avec les résultats empiriques qui constatent un effet positif de l'accroissement de l'éducation des femmes sur la croissance, elles ont néanmoins pour effet d'isoler davantage Barro (1997), qui soutient que la hausse du niveau d'éducation des femmes n'a aucun effet sur la croissance.

En réfléchissant à la configuration empirique à adopter pour tester ces deux modèles théoriques, il est intéressant de relever que tous deux proposent une double causalité entre la fécondité et l'écart entre les sexes au chapitre de l'éducation ou des salaires. Lorsqu'on formule les spécifications d'une régression, on doit donc faire preuve de vigilance pour éviter les problèmes de multicollinéarité que ces modèles peuvent comporter. En outre, on peut considérer que la présence d'une boucle de rétroaction positive liant l'éducation, la fécondité et la croissance a un effet multiplicateur. Cette caractéristique intéressante est à rapprocher de la conclusion de Psacharopoulos (1994), qui estime que le taux de rendement de l'éducation des femmes est positif et légèrement supérieur à celui des hommes.

2.7 Quelques mots sur la participation des femmes au marché du travail

Dans la section précédente, nous avons présenté brièvement les modèles de Galor et Weil (1996) et de Lagerlöf (1999). Nous avons également cerné les voies par lesquelles le niveau de scolarité des femmes peut améliorer le revenu par habitant, soit, notamment, la réduction du taux de fécondité, l'amélioration de l'état de santé des enfants et la participation des femmes au marché du travail (Dollar et Gatti, 1999; Barro, 2001). Par exemple, Galor et Weil cernent, dans leur modèle, trois phases de développement :

1. Chaque augmentation du capital par travailleur s'accompagne d'une augmentation des salaires relatifs des femmes, probablement parce que « *les variations du capital sont plus tributaires de l'apport de main-d'œuvre des femmes que de celui des hommes* » [traduction libre];
2. une augmentation des salaires relatifs des femmes a pour effet de réduire la fécondité, car elle accroît le coût de la maternité par rapport au revenu;
3. une baisse de la fécondité augmente le niveau du capital par travailleur.

Quant à Lagerlöf :

1. Comme il existe un écart entre les sexes en matière d'éducation, les parents qui maximisent le bien-être de leurs enfants à la maison investissent davantage dans l'éducation de leur fils, puisque leur fille a des chances d'épouser un homme instruit; l'inverse est moins probable;
2. comme le coût d'option lié à la maternité est faible pour les femmes, cette association a des chances d'accroître le taux de fécondité;
3. la hausse du taux de fécondité réduit l'investissement dans l'éducation des fils, ce qui risque d'entraîner l'économie dans le cercle vicieux de la pauvreté.

Ces modèles pourraient bien correspondre à l'évolution des pays en développement. Or, on peut se demander ce qui arrive si, comme dans de nombreux pays de l'OCDE où le revenu par habitant est élevé, le taux de participation des femmes s'est stabilisé par rapport à celui des hommes alors que, parallèlement, le taux de fécondité est égal ou inférieur au niveau de remplacement et commence à augmenter légèrement. Quelle est l'incidence de cette situation sur le niveau à long terme du revenu par habitant ou le niveau de productivité par travailleur?

Cette situation est très différente de celle que connaissent les pays qui en sont aux premières phases de leur développement. Dans les pays de l'OCDE, plus l'écart salarial entre les sexes rétrécit, moins les employeurs ont d'occasions d'embaucher des femmes à un salaire très inférieur en espérant accroître leurs bénéfices. En outre, l'augmentation du nombre de femmes instruites sur le marché du travail suppose une proportion accrue de personnes instruites dans un pays. Ce phénomène risque d'avoir pour effet de réduire les salaires relatifs des personnes très instruites par rapport à celles qui le sont moins. Autre point à prendre en compte : à partir d'un certain seuil de participation des femmes au marché du travail, la société se dote de politiques sociales – services de garde d'enfants, congés parentaux – qui dépendent du contexte économique. Or, qu'arrive-t-il lorsqu'une récession entraîne des compressions dans les services sociaux? Comment réagissent les ménages qui ont eu un enfant durant la dernière période d'essor économique? Encore une fois, quelle est l'incidence de cette situation sur les variations de l'équilibre stable de la production par habitant et de la productivité par travailleur, par opposition à une situation dans laquelle les femmes, bien qu'elles soient instruites, ne participent pas suffisamment au marché du travail pour qu'on apporte des changements sociaux comme l'ont fait les pays de l'OCDE au cours des 15 à 20 dernières années? Manifestement, un modèle plus complet (à générations

imbriqu es) comprendrait d'autres boucles de r troaction li es   l' tat stationnaire du revenu  lev  par habitant, au faible taux de f condit  et au taux  lev  de participation des femmes. Les types d'interactions supposeraient diff rentes pr f rences, les choix offerts et les contraintes impos es, ainsi que le revenu et les effets de substitution qui d crivent convenablement les conditions pr valant dans les pays de l'OCDE. Ces facteurs d criraient convenablement les transitions vers les  quilibres stables qui suivront une perturbation de l'un des degr s de libert . Ils feront toutefois l'objet d'analyses futures.

En ce qui concerne l'estimation de panel, il nous reste encore   d finir la sp cification   adopter et l'interpr tation   donner aux coefficients en l'absence d'un mod le formel comprenant les voies li es   la f condit  et   la participation des femmes au march  du travail. Il reste aussi   mod liser les boucles de r troaction d crites plus haut et   inclure (ou non) simultan ment la f condit , l' ducation et la participation des femmes dans le membre droit de la r gression. Dans la section 5.5 et l'annexe E, nous pr sentons une partie des r sultats provisoires obtenus au moyen des m thodes et des donn es d crites dans les deux prochaines sections.

3. Les données

Les indicateurs du capital humain sont fondés sur les résultats de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) de 1994, qui visait à évaluer les compétences des personnes âgées de 16 à 65 ans¹⁴ dans trois domaines de la littératie – la compréhension de textes suivis, de textes au contenu quantitatif et de textes schématiques. À partir des données transversales, on a construit une série chronologique synthétique pour la période de 1960 à 1995 en utilisant la répartition par âge des résultats des tests et en supposant que le niveau du capital humain restait constant tout au long de la vie des personnes¹⁵. On dispose des données de 14 pays¹⁶ et on peut les répartir par groupes selon le sexe.

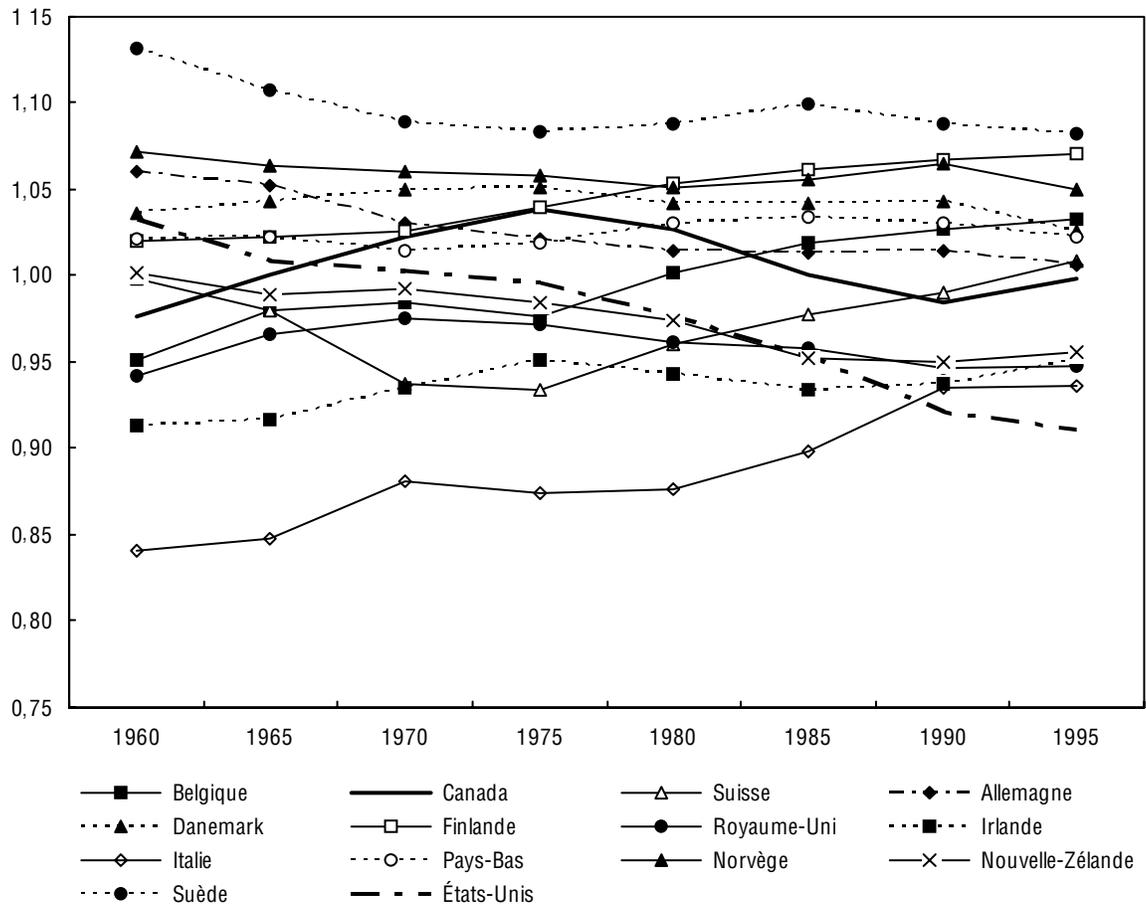
Les résultats des tests de littératie menés auprès de personnes âgées de 17 à 25 ans au cours d'une période donnée nous servent d'approximations de l'investissement dans le capital humain durant la période antérieure. On dispose de ces résultats sous forme de résultats moyens aux tests et de pourcentages de personnes ayant atteint différents niveaux de littératie – de 1 à 5 – qu'on croit liés à certains ensembles de compétences. Les deux formes de résultats de l'enquête servent d'indicateurs du capital humain.

Contrairement aux indicateurs du capital humain fondés sur les effectifs scolaires et les études, ces indicateurs fournissent une mesure directe de la qualité de capital humain et ils échappent aux problèmes habituellement liés à la comparabilité des systèmes éducatifs entre les pays. Toutefois, le fait que la construction de la série chronologique synthétique d'après les données transversales ne puisse tenir compte des mouvements migratoires au cours de la période constitue un inconvénient important de nos indicateurs. En outre, nos indicateurs imputent les niveaux de littératie aux personnes plus tôt dans leur vie, sans corriger le rajustement de la qualité du capital humain qui survient au cours de la vie par suite de l'apprentissage et de la dépréciation du capital humain. Il s'agit d'un autre inconvénient de nos indicateurs par rapport aux données sur la scolarité. Si le capital humain d'une personne a tendance à croître après la fin des études, nos indicateurs auraient plutôt tendance à surestimer l'investissement dans le capital humain qui précède l'entrée sur le marché du travail¹⁷.

La figure 3.1 montre les résultats moyens en littératie de la population âgée de 17 à 25 ans par rapport à la moyenne transversale. Les pays scandinaves obtiennent d'excellents résultats. La Suède a obtenu le résultat moyen le plus élevé tout au long de la période et la Finlande est passée du sixième au deuxième rang. L'Italie, qui avait obtenu le résultat la plus faible en 1960, s'est amélioré considérablement en passant de 84 % de la moyenne à 94 % en 1995. Par contre, les États-Unis ont accusé la plus forte baisse, passant de 103 % de la moyenne à 91 % et passant ainsi du cinquième au dernier rang. L'indicateur du Canada, dont la courbe est en forme de bosse, a atteint un maximum en 1975¹⁸.

Figure 3.1

Résultat moyen en littératie de la population âgée de 17 à 25 ans par rapport à la moyenne transversale



Les données sur le PIB par habitant, le PIB par travailleur¹⁹, l'investissement en proportion du PIB, les importations et les exportations sont tirées de la base de données Penn World Tables (version 6.1). Ces variables sont exprimées sous forme de parités de pouvoir d'achat (PPA), qui permettent d'établir des comparaisons quantitatives réelles entre les pays. Le PIB par habitant est aussi rajusté en fonction des variations des termes de l'échange. Les tableaux A.1 et A.2 de l'annexe A présentent respectivement les données sur le PIB par habitant et sur le PIB par travailleur. Le taux d'ouverture correspond à la somme des exportations et des importations en proportion du PIB, dont on a établi la moyenne sur des périodes de cinq ans et qu'on a rajustée en fonction de la taille des pays mesurée selon la population et la superficie. Les taux de fécondité sont tirés de la base de données des Nations Unies. Les taux de fécondité et d'investissement correspondent également à des moyennes sur des périodes de cinq ans.

4. M thodologie empirique

On analyse la relation entre divers indicateurs du capital humain et la croissance  conomique au moyen d'une approche empirique, la r gression convergence-croissance, fond e sur l'analyse th orique de Mankiw, Romer et Weil (1992) et de Barro et Sala-i-Martin (1992).   l'instar de Coulombe et Lee (1995), d'Islam (1995) et de nombreuses  tudes ult rieures, nous groupons les donn es chronologiques et les donn es transnationales sous forme de donn es de panel pour  tudier la relation convergence-croissance.

4.1 Transformation des donn es et organisation de la banque de donn es de panel

Dans le cadre de travail de la convergence-croissance, le taux de croissance des indicateurs  conomiques comme le PIB par habitant, $Y_{i,T}$, pour le pays i durant p riode T est d termin  par le niveau initial du PIB par habitant, par un ensemble de variables environnementales $Z_{i,T}$, et par un terme stochastique $\varepsilon_{i,T}$ qui rend compte de l'effet des chocs propres aux pays influençant temporairement l' conomie i durant la p riode t . Dans une configuration transversale pure de N pays couvrant la p riode de 1960   1985 (comme dans MRW, 1992) $\Delta Y_{i,T}$ est donn  par l' quation suivante :

$$\Delta Y_{i,T} = F(Y_{i,0}, Z_i, \varepsilon_i).$$

Ici, $\Delta Y_{i,T}$ est mesur  par le taux de croissance annuel moyen de Y pour le pays i entre 1960 et 1985, $Y_{i,0}$ est le niveau initial du PIB du pays i et Z_i repr sente des variables comme le ratio d'investissement et le taux de croissance d mographique du pays i . N est le nombre total d'observations dans la r gression de la croissance. Dans une configuration group e, $\Delta Y_{i,t}$ est donn  par l' quation suivante :

$$\Delta Y_{i,t} = F(Y_{i,t-1}, Z_{i,t-p}, \varepsilon_{i,t}),$$

o  $t = 1, \dots, T$ et p est le nombre de retards (habituellement 0 ou 1) utilis  pour les variables Z .   l'instar d'Islam (1995), nous prenons des intervalles de cinq ans entre les p riodes t et $t + 1$. Pour des valeurs de p  gales   0 ou 1, la configuration de panel utilise NT observations entre la p riode 0 et la p riode t .

Comme le mentionne Temple (1999), on conc de d sormais,   l'approche des r gressions de la croissance fond e sur des donn es de panel, de nombreux avantages sur l'approche transnationale pure employ e par Barro (1991), Barro et Sala-i-Martin (1992) et MRW (1992), car elle utilise au mieux les renseignements contenus dans l' volution chronologique des  chantillons repr sentatifs (pays, r gions   l'int rieur d'un pays) durant la p riode   l' tude. En outre, le groupement des donn es chronologiques et des donn es transversales se pr te particuli rement bien   la pr sente analyse empirique en raison du nombre limit  d' chantillons repr sentatifs (14) couverts par les donn es sur la litt ratie.

Toutefois, il faut faire preuve d'une grande prudence en combinant des donn es chronologiques et des donn es transversales dans une r gression de la croissance, car les deux types de renseignements ne sont pas directement comparables.   partir des observations chronologiques, on doit extraire les tendances communes et les chocs communs (comme le ralentissement de la productivit  ou le choc p trolier) subis par les variables Y et Z afin d'obtenir des r sultats sans biais.   l'instar de Coulombe et Lee (1995), Coulombe (2000 et 2003), et de la Fuente (1998 et 2002), entre autres, on peut r soudre ce probl me en d finissant les variables Y et Z comme des  carts logarithmiques par rapport   la moyenne de l' chantillon transversal, soit :

$$x_{i,t} = \log \left(X_{i,t} / \sum_{i=1}^N \frac{1}{N} X_{i,t} \right),$$

o  X peut  tre Y ou Z . La structure g n rale de notre configuration empirique est donc la suivante :

$$\Delta y_{i,t} = F(y_{i,t-1}, z_{i,t-p}, \varepsilon_{i,t}).$$

pour $i, 1, \dots, 14$ pour les 14 pays de l'OCDE compris dans l' chantillon et $t = 1, \dots, 8$ o  la p riode 1 correspond   1960 et la p riode 8,   1995. Pour v rifier la robustesse des r sultats et pour  tablir des comparaisons avec les  tudes ant rieures, on effectue d'autres groupements avec des groupes de 12 et 13 pays (  l'exclusion de la Belgique ou de l'Allemagne). De plus, on prend le groupe de 14 pays pour effectuer des estimations pour l'intervalle plus court allant de 1960   1985, couvrant ainsi seulement six p riodes de cinq ans.

La transformation des donn es de la configuration group e est  galement utile pour r soudre en partie le probl me de la multicolin arit  qui se pose dans les r gressions de ce type parce que les variables Z_i pourraient  tre corr l es. L'une des sources de multicolin arit  bien connues est la pr sence de tendances communes. Dans les pays d velopp s, l' volution de variables comme le niveau de scolarit  des femmes, le taux de f condit  et la participation relative des femmes au march  du travail est influenc e depuis 1960 par des tendances interd pendantes li es   l' volution socio- conomique dynamique des relations entre les sexes. La transformation des donn es  limine les tendances temporelles communes et permet de concentrer l'analyse sur les donn es transversales.

4.2 L'investissement en capital humain et la croissance  conomique

Dans l'approche empirique avant-gardiste de Mankiw, Romer et Weil (1992), la principale hypoth se veut que les fractions mesur es du revenu d'un pays investi dans le capital physique et dans le capital humain, $s(k)_i$ et $s(h)_i$ soient des ratios  quilibr s. Le taux de croissance de la production est alors li  au niveau retard  de la production, aux deux parts d'investissement et au taux de croissance d mographique, entre autres facteurs. L' quation croissance-r gression test e dans la premi re configuration empirique est la suivante :

$$\Delta y_{i,t} = \varphi_1 y_{i,t-1} + \varphi_2 s(k)_{i,t} + \varphi_3 s(h)_{i,t} + \varphi_4 n_{i,t} + \varphi_5 FE_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

La variable li e au taux d'investissement $s(k)_{i,t}$ est le ratio moyen de l'investissement au PIB durant la p riode t , $n_{i,t}$ est le taux moyen de croissance d mographique ou le taux de f condit  durant la p riode t , les FE_i sont les effets fixes propres aux pays et les $\varepsilon_{i,t}$ sont des termes d'erreur additifs. L'estimation ponctuelle du param tre φ_1 est une mesure de la vitesse moyenne de convergence pour les 14 pays de l' chantillon. Par comparaison avec la sp cification originale de MRW (1992), nos variables  tant toutes mesur es comme des  carts logarithmiques par rapport  

la moyenne de l' chantillon transversal, cette configuration  conom trique suppose que nous prenons en compte des taux de croissance  gaux du progr s technologique et des taux de d pr ciation  gaux d'un pays   l'autre. On calcule les r gressions en incluant et en excluant les effets fixes. Les sp cifications avec effets fixes pr voient toutefois diff rents niveaux de technologie selon les pays. Dans cette analyse empirique, la variable cl  est $s(h)_{i,t}$, pour laquelle on utilise divers indicateurs de l'investissement dans le capital humain, dont les indicateurs fond s sur les notes en litt ratie et d'autres fond s sur les effectifs. Dans cette configuration empirique, les mesures de l'investissement dans le capital humain calcul es d'apr s les donn es sur la litt ratie pour la p riode de 1960   1965 (p riode 1) sont fond es sur les notes en litt ratie des personnes qui avaient de 17   25 ans en 1960.

Dans la configuration de l' quation 1, MRW (1992) montrent qu'on pourrait calculer les proportions du capital physique et du capital humain dans le revenu national, respectivement α et η ,   partir des estimations ponctuelles de φ_1 , φ_2 et φ_3 puisque :

$$\varphi_2 = -\varphi_1 \left(\frac{\alpha}{1-\alpha-\eta} \right) \quad (2)$$

$$\varphi_3 = -\varphi_1 \left(\frac{\eta}{1-\alpha-\eta} \right) \quad (3)$$

  partir de ces relations, nous produisons des estimations des proportions du capital humain (et du capital physique) pour divers indicateurs du capital humain.

4.3 L' ducation   titre d'approximation des  quilibres stables   long terme

Comme le montre l' tude de Barro et Sala-i-Martin (1995), il n'y a pas de raison de restreindre l'ensemble de variables environnementales Z   l'ensemble habituel que suppose le simple mod le de croissance de Solow  tendu, c.- -d. les ratios de la croissance d mographique (ou de la f condit ) et de l'investissement pour le capital physique et le capital humain. D'autres variables qui pourraient influencer la fonction production ont permis d'expliquer les diff rences transnationales   long terme. Dans cette configuration g n rale de r gression de la croissance, nos indicateurs du capital humain (donn es sur l'investissement ou sur le stock) pourraient  tre consid r s comme un d terminant fondamental, parmi d'autres, de l' quilibre stable   long terme. Le point de d part de leur approche de la convergence conditionnelle est l' quation de base suivante, calcul e d'apr s une lin arisation logarithmique ax e sur l' quilibre stable (pour des p riodes de dur e unitaire) :

$$\log(Y)_{i,t} = e^{-\beta} \log(Y)_{i,t-1} + (1 - e^{-\beta}) \log(Y^*(Z_i))_i + \varepsilon_{i,t},$$

o  β est la vitesse de convergence vers l' quilibre stable Y_i^* ,   estimer d'apr s ses d terminants Z_i . Cette  quation dynamique suppose qu'au moment t , l' volution du PIB par habitant dans le pays i est une moyenne pond r e de ses niveaux initial et  quilibr . Le taux de croissance de $Y_{i,t}$ est donc une fonction croissante de l' cart entre l' quilibre stable et la position initiale. En ce qui concerne les  carts logarithmiques par rapport   la moyenne de l' chantillon transversal, cette  quation suppose les formes suivantes de l' quation de r gression de la croissance formul e dans notre analyse empirique :

$$\Delta y_{i,t} = \varphi_1 y_{i,t-1} + \varphi_2 s(k)_{i,t} + \varphi_3 s(h)_{i,t} + \varphi_4 n_{i,t} + \varphi_6 open_{i,t} + \varphi_5 FE_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

o  $open_{i,t}$ est la variable (rajust e) li e au taux d'ouverture, comme dans Barro (2001). Les valeurs $s(h)_{i,t}$, $s(k)$, n , $open$ et FE sont les d terminants z_i des  quilibres stables relatifs   long terme y_i^* . Dans cette analyse empirique, la variable cl  est toujours $s(h)_{i,t}$, pour laquelle on utilise divers indicateurs du capital humain, dont les indicateurs fond s sur les notes en litt ratie et d'autres fond s sur la scolarit . On estime l' quation 4 en utilisant l'organisation des donn es de panel avec les p riodes de cinq ans que suppose l' quation 1.

On peut calculer l'effet uniforme   long terme d'un choc permanent subi par z_i d'apr s la solution   long terme   l' quation 4, o  $\Delta y_{i,t} = 0$ at $y = y^*$. Les  lasticit s   long terme des diverses valeurs de z sont donc les suivantes :

$$\frac{\partial y_i^*}{\partial z_i^*} = -\frac{\hat{\phi}_{z,i}}{\hat{\phi}_1} \quad (5)$$

4.4 Quelques renseignements sur les techniques d'estimations

Il existe bien d'autres m thodes d'estimation pour effectuer des observations transversales chronologiques group es dans les r gressions convergence-croissance. On emploie des m thodes  conom triques pertinentes pour r soudre les divers probl mes d'h t rosc dasticit  qui sous-tendent ce type d'analyse de donn es de panel. Le premier ensemble de r sultats provient d'estimations des moindres carr s g n ralis s (MCG) utilisant des r gressions transversales pond r es pour rendre compte de l'h t rosc dasticit  transversale. En outre, nous avons calcul  des  carts-types robustes   h t rosc dasticit  de White (HCCME), qui permettent d' tablir des inf rences asymptotiquement valides en pr sence de l'h t rosc dasticit  chronologique restante. Le deuxi me ensemble de r sultats utilisant des estimations syst matiques avec variables instrumentales (VI) a  t  obtenu par les moindres carr s pond r s   deux degr s (MCPDD), encore une fois pour rendre compte de l'h t rosc dasticit  transversale. Dans les deux cas, si la condition de la convergence le permettait, nous avons employ  des m thodes it ratives pour mettre   jour les coefficients et la matrice de pond ration. Dans les tableaux, ces estimations sont qualifi es respectivement de moindres carr s g n ralis s r alisables et it r s (MCGRI) et de moindres carr s pond r s it r s   deux degr s avec variables instrumentales (MCPIDD-VI).

Il n' tait pas possible d'employer des m thodes d'estimation plus g n rales comme l'estimation par r gressions sans lien apparent (SUR) ou par les moindres carr s   trois degr s (variante des SUR avec VI), le nombre d'observations chronologiques  tant inf rieur au nombre d'observations transversales disponibles.

5. Résultats

5.1 Régressions sans les variables d'ouverture

Le tableau 5.1 présente les résultats de la régression de la convergence conditionnelle du PIB par habitant, selon l'équation 1 de la configuration MRW/Islam et en prenant les résultats moyens aux tests de la population âgée de 17 à 25 ans comme mesures de l'investissement dans le capital humain. Les vitesses de convergence estimatives sont hautement significatives et correspondent à des taux annuels d'environ 6,5 %, qui sont supérieurs à ceux estimés par MRW (1992) pour leur échantillon de pays de l'OCDE, mais légèrement inférieurs à ceux obtenus par Islam (1995)²⁰. Mais surtout, les indicateurs du capital humain sont tous significatifs à 5 %, sauf celui qui est fondé sur la compréhension de textes schématiques selon l'estimation par les MCGRI. Les taux d'investissement sont hautement significatifs dans toutes les régressions, mais les taux de fécondité ne le sont pas, bien qu'ils soient de signe négatif, tel qu'il est prévu dans le cadre néoclassique de la croissance.

Les estimations ponctuelles des divers paramètres sont très semblables dans les régressions comparables par les MCGRI et par les MCPIDD-VI. Fait intéressant, toutefois, il semble que les effets de diverses mesures de la littératie soient estimés plus précisément par les MCPIDD-VI que par les MCGRI lorsqu'on prend la scolarité retardée (d'après la banque de données de la Fuente et Doménech) comme instrument avec les ratios retardés du PIB, de la fécondité et de l'investissement. De manière générale, la présence d'une variable endogène dans le membre droit d'une régression sans VI risque d'entraîner des estimations biaisées et des problèmes de variance. Dans le cas qui nous occupe, les estimations ponctuelles des divers paramètres ne semblent pas biaisées par les MCGRI, mais on peut les estimer avec plus d'exactitude par la méthode des MCPIDD-VI.

Notons que si le coefficient estimatif de la littératie est positif et significatif, l'orientation de la causalité entre la croissance du PIB par habitant et la littératie est cependant floue *a priori*. Le niveau initial du PIB par habitant et l'indicateur de la littératie servent de variables explicatives, mais le niveau du PIB par habitant est lui-même une fonction du capital humain. En fait, dans une économie ouverte avec mobilité parfaite du capital de financement du capital physique, le niveau du PIB par habitant est déterminé entièrement par le stock de capital humain et la convergence du PIB par habitant est déterminée par celle du stock de capital humain (Barro, Mankiw et Sala-i-Martin, 1995). Le capital humain peut également stimuler la croissance économique si, par exemple, des personnes très instruites réussissent à émigrer dans des pays plus prospères ou si la croissance économique produit du capital humain au moyen de l'apprentissage par la pratique. Dans notre analyse, la possibilité d'une causalité inverse est particulièrement pertinente, puisque nos mesures de l'investissement dans le capital humain sont fondées sur des tests de littératie menés à la fin de la période d'analyse et sont donc quelque peu faussées, notamment par les mouvements migratoires survenus au cours de la période.

Tableau 5.1

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens de la population âgée de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant

Variables indépendantes	Littératie	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
MCGRI				
PIB initial	- 0,056 *** (0,014)	- 0,058 *** (0,014)	- 0,056 *** (0,014)	- 0,054 *** (0,014)
Littératie	0,074 ** (0,034)	0,079 ** (0,032)	0,070 ** (0,033)	0,068 * (0,035)
Taux d'investissement	0,043 *** (0,007)	0,046 *** (0,007)	0,041 *** (0,007)	0,043 *** (0,007)
Taux de fécondité	- 0,009 (0,010)	- 0,008 (0,009)	- 0,008 (0,010)	- 0,010 (0,009)
R ²	0,52	0,53	0,52	0,52
Élasticités (K; H)	(0,77; 1,32)	(0,79; 1,36)	(0,73; 1,25)	(0,80; 1,26)
Valeurs implicites (α ; η)	(0,25; 0,43)	(0,25; 0,43)	(0,25; 0,42)	(0,26; 0,41)
MCPITD-VI				
PIB initial	- 0,058 *** (0,011)	- 0,060 *** (0,011)	- 0,058 *** (0,012)	- 0,056 *** (0,011)
Littératie	0,091 ** (0,035)	0,092 *** (0,034)	0,086 ** (0,035)	0,086 ** (0,036)
Taux d'investissement	0,045 *** (0,008)	0,047 *** (0,009)	0,042 *** (0,008)	0,044 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,006 (0,008)	- 0,005 (0,008)	- 0,006 (0,008)	- 0,007 (0,008)
Élasticités (K; H)	(0,78; 1,57)	(0,78; 1,53)	(0,72; 1,48)	(0,79; 1,54)
Valeurs implicites (α ; η)	(0,23; 0,47)	(0,24; 0,46)	(0,23; 0,46)	(0,24; 0,46)

Notes : Les régressions comprennent les effets fixes des pays. Il y a 96 observations dans chaque régression. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. Les instruments utilisés pour les estimations MCPITD-VI sont le PIB initial par habitant et les valeurs retardées du taux d'investissement, du taux de fécondité et de la variable « nombre moyen d'années de scolarité » de la Fuente et Doménech. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans les régressions.

En supposant qu'une économie est en équilibre stable, nous pouvons calculer les proportions de la rétribution du capital physique et du capital humain dans le revenu national que présument les résultats de la régression figurant dans les équations 2 et 3. Pour les estimations par les MCGRI et par les MCPIDD-VI et pour les quatre mesures de la littératie, ces parts implicites se situent autour de 0,25 pour le capital physique et de 0,45 pour le capital humain. Cette part estimative du capital physique correspond à peu près à la proportion observée des bénéfices dans le revenu national des pays développés, qui se situe ordinairement autour de 30 % et qui est passablement constante dans le temps. Les proportions que présument les résultats de nos régressions laissent environ 30 % du revenu national pour la rétribution de la main-d'œuvre brute, ce qui suppose que les deux cinquièmes des salaires correspondent à la rétribution de la main-d'œuvre et que les trois cinquièmes restants représentent le rendement des compétences. Ces résultats concernant la proportion du capital humain concordent avec les constatations de Mankiw (1995) et de Coulombe et Tremblay (2001).

Pour comparer nos résultats à ceux de certaines études avant-gardistes susmentionnées, dont celles de Mankiw, Romer et Weil (1992) et d'Islam (1995), nous avons aussi calculé les mêmes régressions pour la période de 1960 à 1985 avec et sans effets fixes propres aux pays et pour la période de 1960 à 1995 sans effets fixes. Les résultats des estimations par les MCGRI sont présentés à l'annexe B. Il est intéressant de noter que l'effet estimatif de l'investissement dans le capital humain sur la croissance est plus marqué lorsqu'on limite l'analyse à la période de 1960 à 1985. Pour cette période, toutes les estimations ponctuelles des indicateurs de la littératie sont significatives à 5 %, même lorsqu'on estime les régressions de la croissance sans effets fixes propres aux pays. Pour la période de 1960 à 1995, toutefois, ces estimations ponctuelles portent le signe prévu, mais ne sont pas significatives sans effets fixes propres aux pays.

Les effets fixes propres aux pays, qui rendent compte de diverses formes d'hétérogénéité entre les pays, sont compris dans toutes les autres régressions. Ils améliorent nettement la précision de l'effet estimatif des indicateurs du capital humain, entre autres. Ils pourraient aussi rendre compte de l'hétérogénéité de la qualité des données sur la littératie entre les pays. Par exemple, contrairement à d'autres pays dont la couverture est complète, les données sur la littératie pour la Belgique couvrent uniquement la population de la Flandre (région relativement riche et instruite). Les données sur le PIB étant évidemment liées à l'ensemble du pays, la relation entre la littératie et la croissance du PIB risque d'être sensiblement différente dans le cas de la Belgique. Comme on pouvait s'y attendre, l'effet fixe propre à la Belgique est toujours négatif et significatif (les valeurs prédictives se situant autour de 1 pour cent), ce qui indique que la croissance globale du pays (Flandre et Wallonie comprises) est surestimée par la variable indépendante (à l'exclusion des effets fixes) puisque les indicateurs de la littératie sont fondés uniquement sur la région riche. Dans les régressions analysées ci-dessous, qui utilisent les données de la Fuente et Doménech (2002) sur la scolarité, l'effet fixe de la Belgique n'est même pas significatif à 10 %.

5.2 PIB par habitant et productivité du travail

À l'instar de Barro (2001), nous avons inclus le taux d'ouverture dans nos régressions de la convergence conditionnelle fondées sur la configuration économétrique de l'équation 4 dans toutes les régressions suivantes²¹. Les tableaux 5.2 et 5.3 présentent respectivement les résultats de la convergence du PIB par habitant et du PIB par travailleur. Dans toutes les régressions portant sur la croissance de la productivité du travail, il a fallu exclure l'Allemagne de l'échantillon, puisqu'on ne dispose pas de série chronologique pour l'ensemble du pays avant la réunification de 1990. Le taux d'ouverture est hautement significatif dans tous les cas. En outre, son inclusion dans les régressions de la convergence du PIB par habitant se traduit par des estimations ponctuelles et une signification statistique plus élevées en ce qui concerne les vitesses de convergence et les indicateurs du capital humain.

Les tableaux 5.1 à 5.3 présentent également les élasticités à long terme du PIB par habitant et du PIB par travailleur à l'égard de l'accumulation du capital physique et du capital humain que supposent les résultats de la régression calculée dans l'équation 5. Toutefois, avant d'interpréter ces résultats, il importe de souligner que lorsque la vitesse de convergence est positive et significativement différente de zéro, des variables comme la fécondité, la littératie (capital humain) ou le taux d'investissement pourraient n'avoir, à long terme, qu'un effet uniforme sur le PIB par habitant ou la productivité du travail. La convergence est une propriété essentielle des modèles néoclassiques de la croissance et découle de la baisse du rendement marginal de l'accumulation du capital (humain et physique). Dans ce cadre de travail, seul le taux de croissance du progrès technologique détermine le taux de croissance équilibrée de la productivité du travail. Or, dans les régressions de la croissance, la vitesse de convergence est ordinairement plutôt lente, entre 2 % et 6 % par année. Par conséquent, un choc positif subi par la formation du capital humain par suite de l'adoption d'une nouvelle politique, par exemple, influence uniquement, à long terme, le niveau relatif de la productivité du travail, et non le taux de croissance. Comme la vitesse de convergence est lente, il faut une longue période pour atteindre le nouvel équilibre stable, et l'effet transitoire

du choc imposé au capital humain sur la productivité du travail a une durée correspondante. À la suite d'un choc imposé au capital humain, avec des vitesses de convergence de 2 % et 6 %, l'économie aura besoin respectivement de 35 et de 11,66 ans pour combler la moitié de l'écart et atteindre le nouvel équilibre stable. Dans un monde où la convergence est lente, la différence entre la croissance à long terme et les effets uniformes n'est pas tellement importante. Toutefois, on obtient une mesure plus exacte de l'influence d'un choc d'après son effet accumulé à long terme sur l'équilibre stable de la productivité du travail, comme on le fait dans le présent document, que d'après l'influence mesurée par l'estimation ponctuelle de la variable liée au capital humain, comme on le fait dans bon nombre d'autres études. Lorsqu'on modifie les variables du membre de droite dans les régressions de la croissance, on modifie également la vitesse de convergence; la comparaison entre deux estimations ponctuelles des indicateurs du capital humain obtenues à la suite des deux régressions différentes risque donc d'être trompeuse.

Tableau 5.2

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens de la population âgée de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant

Variables indépendantes	Littératie	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
MCGRI				
PIB initial	- 0,065 *** (0,013)	- 0,066 *** (0,013)	- 0,066 *** (0,013)	- 0,062 *** (0,013)
Littératie	0,096 *** (0,035)	0,098 *** (0,033)	0,093 *** (0,033)	0,087 ** (0,037)
Taux d'investissement	0,037 *** (0,008)	0,040 *** (0,008)	0,034 *** (0,008)	0,037 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,016 * (0,009)	- 0,016 * (0,009)	- 0,015 (0,009)	- 0,016 * (0,009)
Ratio d'ouverture	0,021 *** (0,007)	0,021 *** (0,007)	0,022 *** (0,007)	0,020 ** (0,008)
R ²	0,56	0,57	0,57	0,55
Élasticités (K; H)	(0,57; 1,48)	(0,61; 1,48)	(0,52; 1,41)	(0,60; 1,40)
MCPITD-VI				
PIB initial	- 0,065 *** (0,011)	- 0,067 *** (0,011)	- 0,067 *** (0,011)	- 0,063 *** (0,011)
Littératie	0,099 *** (0,035)	0,102 *** (0,033)	0,098 *** (0,034)	0,087 ** (0,036)
Taux d'investissement	0,038 *** (0,009)	0,042 *** (0,009)	0,035 *** (0,008)	0,037 *** (0,009)
Taux de fécondité	- 0,016 * (0,008)	- 0,016 * (0,008)	- 0,016 * (0,009)	- 0,017 * (0,009)
Ratio d'ouverture	0,022 *** (0,008)	0,021 ** (0,008)	0,023 *** (0,008)	0,021 ** (0,008)
Élasticités (K; H)	(0,58; 1,52)	(0,63; 1,52)	(0,52; 1,46)	(0,59; 1,38)

Notes : Les régressions comprennent les effets fixes des pays. Les régressions selon la méthode des moindres carrés généralisés réalisables et itérés (MCGRI) et selon la méthode des moindres carrés pondérés itérés à trois degrés – variables instrumentales (MCPITD-VI) renferment respectivement 95 et 94 observations. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. Les instruments utilisés pour les estimations MCPITD-VI sont le PIB initial par habitant et les valeurs retardées du taux d'investissement, du taux de fécondité, du ratio d'ouverture et de la variable « nombre moyen d'années de scolarité » de de la Fuente et Doménech. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans les régressions.

Tableau 5.3

Convergence conditionnelle du PIB par travailleur, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens de la population âgée de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par travailleur

Variables indépendantes	Littératie	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
MCGRI				
PIB initial	- 0,049 *** (0,010)	- 0,051 *** (0,010)	- 0,049 *** (0,011)	- 0,048 *** (0,010)
Littératie	0,121 *** (0,034)	0,124 *** (0,031)	0,110 *** (0,034)	0,118 *** (0,035)
Taux d'investissement	0,036 *** (0,008)	0,039 *** (0,008)	0,032 *** (0,008)	0,037 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,002 (0,009)	- 0,003 (0,009)	- 0,001 (0,009)	- 0,002 (0,009)
Ratio d'ouverture	0,036 *** (0,006)	0,036 *** (0,007)	0,036 *** (0,006)	0,036 *** (0,006)
R ²	0,66	0,66	0,66	0,66
Élasticités (K; H)	(0,73; 2,47)	(0,76; 2,43)	(0,65; 2,24)	(0,77; 2,46)
MCPITD-VI				
PIB initial	- 0,051 *** (0,010)	- 0,052 *** (0,010)	- 0,050 *** (0,010)	- 0,049 *** (0,010)
Littératie	0,114 *** (0,037)	0,120 *** (0,036)	0,102 *** (0,036)	0,110 *** (0,038)
Taux d'investissement	0,033 *** (0,010)	0,037 *** (0,010)	0,028 *** (0,009)	0,033 *** (0,010)
Taux de fécondité	- 0,009 (0,009)	- 0,010 (0,009)	- 0,008 (0,009)	- 0,009 (0,009)
Ratio d'ouverture	0,039 *** (0,007)	0,039 *** (0,007)	0,040 *** (0,007)	0,039 *** (0,007)
Élasticités (K; H)	(0,65; 2,24)	(0,71; 2,31)	(0,56; 2,04)	(0,67; 2,24)

Notes : Les régressions comprennent les effets fixes des pays. Les régressions selon la méthode des moindres carrés généralisés réalisables et itérés (MCGRI) et selon la méthode des moindres carrés pondérés itérés à trois degrés – variables instrumentales (MCPITD-VI) renferment respectivement 90 et 89 observations. Le groupe de pays exclut l'Allemagne. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 % ; ** à 5 % ; *** à 1 %. Les instruments utilisés pour les estimations MCPITD-VI sont le PIB initial par habitant et les valeurs retardées du taux d'investissement, du taux de fécondité, du ratio d'ouverture et de la variable « nombre moyen d'années de scolarité » de de la Fuente et Doménech. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans les régressions.

Les élasticités que supposent les résultats de nos régressions fondées sur les résultats moyens aux tests des jeunes de 17 à 25 ans montrent donc que les effets à long terme de l'investissement de capital humain dans la littératie sont beaucoup plus importants – environ trois fois – que l'investissement dans le capital physique. Un pays qui obtient des résultats en littératie supérieures de 1 % à la moyenne atteint l'équilibre stable en affichant une productivité du travail et un PIB par habitant respectivement supérieurs de 2,5 % et de 1,5 %, en moyenne, à ceux d'autres pays. Ce résultat reste valide, que l'on mesure la littératie par la compréhension de textes suivis, de textes au contenu quantitatif ou de textes schématiques. Comme nous le montrerons à la section 5.6 ci-dessous, il importe de signaler que ce résultat n'est pas indépendant de l'échelle utilisée pour calculer les résultats en littératie. Cela ne signifie pas pour autant que le rendement économique de l'investissement dans la littératie est de loin supérieur à celui de l'investissement dans le capital physique (dont les élasticités à long terme sont de 0,73 pour la productivité du travail et de 0,57 pour le PIB par habitant), car le coût lié à une augmentation de 1 % du résultat

moyen en littératie à l'échelle nationale peut être beaucoup plus élevé que le coût lié à une augmentation du capital physique dans la même proportion.

Il est intéressant de noter que les élasticités à long terme et les R^2 sont plus élevés et que les paramètres sont généralement estimés avec plus d'exactitude (valeur prédictive plus petite) dans les régressions concernant la productivité du travail que dans celles portant sur le PIB par habitant. Il pourrait y avoir deux explications à ces résultats. Premièrement, le cadre théorique sous-jacent s'applique à la fois au PIB par habitant et à la productivité du travail lorsque le taux de chômage et le ratio de participation sont sur des sentiers d'équilibre stable. Quand ils ne le sont pas, le cadre théorique convergence-croissance ne s'applique, strictement parlant, qu'à la productivité du travail. Ce rendement relatif des régressions de la croissance fondées sur la productivité du travail pourrait donc être attribuable aux fortes fluctuations des taux d'emploi et de participation observées dans les pays de l'OCDE durant la période étudiée. Toutefois, le fait que les variables liées à la littératie soient significatives à la fois pour le PIB par habitant et pour la croissance de la productivité révèle une certaine robustesse de la relation entre la littératie et la croissance. Deuxièmement, les régressions axées sur la productivité du travail excluent l'Allemagne puisqu'on ne dispose pas de données sur la productivité de l'ensemble du pays avant la réunification. L'analyse de robustesse présentée à l'annexe E montre que les régressions du PIB par habitant produisent également des élasticités à long terme plus élevées pour les indicateurs du capital humain, des estimations plus précises et des R^2 plus élevés lorsqu'on exclut l'Allemagne de l'échantillon.

Nous remarquons également que la productivité du travail converge, en moyenne, à une vitesse inférieure à celle du PIB par habitant. Les vitesses de convergence annuelles moyennes de ces deux indicateurs sont respectivement de 5,5 % et 7,9 %.

5.3 Données corrigées de de la Fuente et Doménech sur la scolarité

Le tableau 5.4 montre les résultats de la convergence conditionnelle du PIB par habitant et du PIB par travailleur calculée en prenant comme mesure du capital humain le nombre moyen d'années de scolarité de la population d'après l'ensemble de données de de la Fuente et Doménech. Dans les régressions présentées dans les première et troisième colonnes, la littératie ne figure pas dans l'ensemble de variables indépendantes. Dans ce cas, le nombre moyen d'années de scolarité a un effet positif et très légèrement significatif (valeur prédictive de 5,6 %) sur la croissance du PIB par habitant, mais pas sur la productivité du travail. Nos mesures de la littératie semblent donc plus performantes que les données sur la scolarité, peut-être parce qu'elles constituent des mesures plus directes du capital humain.

Il faut pourtant signaler certaines différences méthodologiques. Premièrement, les régressions de la croissance de de la Fuente et Doménech ne comprennent pas le taux d'ouverture et utilisent le taux de croissance démographique au lieu du taux de fécondité. Deuxièmement, contrairement à notre méthode qui consiste à mesurer toutes les variables comme des écarts par rapport à la moyenne, les auteurs utilisent des variables fictives temporelles afin d'éliminer les tendances communes, qui ont tendance à produire des R^2 plus élevés puisque leurs variables fictives temporelles s'avèrent hautement significatives. Enfin, leur échantillon se compose de 21 pays de l'OCDE, dont certains ont accompli un rattrapage important vers le niveau moyen des pays de l'OCDE au cours de la période, notamment la Grèce, le Portugal et l'Espagne. Malheureusement, ces trois pays sont exclus de l'échantillon des 14 pays visés par la présente analyse^{22 23}.

Les régressions présentées dans les deuxième et quatrième colonnes comprennent la mesure de la scolarité de de la Fuente et Doménech et notre mesure de la littératie fondée sur les résultats moyens aux tests de la population âgée de 17 à 25 ans. Dans ce cas, le nombre moyen d'années de scolarité n'a pas d'effet significatif sur la croissance du PIB par habitant ni sur celle de la productivité du travail, alors que la mesure de la littératie a un effet positif, significatif à 5 % sur la croissance du PIB par habitant et à 1 % sur la croissance de la productivité.

Tableau 5.4

Convergence conditionnelle du PIB par habitant et du PIB par travailleur, 1960 à 1995

Nombre moyen d'années de scolarité de la population âgée de 25 ans et plus d'après l'ensemble de données de de la Fuente et Doménech et littératie mesurée d'après les résultats moyens de la population âgée de 17 à 25 ans

Variable dépendante :	Différence logarithmique du PIB par habitant		Différence logarithmique du PIB par travailleur	
PIB initial	- 0,076 *** (0,014)	- 0,068 *** (0,014)	- 0,037 ** (0,014)	- 0,041 *** (0,012)
Nombre moyen d'années de scolarité	0,057 * (0,029)	0,019 (0,034)	- 0,011 (0,039)	- 0,057 (0,035)
Littératie		0,085 ** (0,040)		0,146 *** (0,035)
Taux d'investissement	0,032 *** (0,009)	0,038 *** (0,008)	0,024 ** (0,010)	0,033 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,015 (0,010)	- 0,016 (0,010)	- 0,006 (0,009)	0,004 (0,009)
Ratio d'ouverture	0,018 ** (0,007)	0,021 *** (0,007)	0,031 *** (0,009)	0,033 *** (0,005)
R ²	0,54	0,56	0,59	0,67
Élasticités (K; H)	(0,42; 0,75)		(0,65; - 0,30)	

Notes : Les régressions comprennent les effets fixes des pays. Il y a respectivement 95 et 90 observations pour le PIB par habitant et pour le PIB par travailleur. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 % ; ** à 5 % ; *** à 1 %. La régression du PIB par travailleur exclut l'Allemagne. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans l'une ou l'autre régression.

5.4 Pourcentage de la population ayant atteint certains niveaux de littératie

Le tableau 5.5 montre les résultats des régressions de la convergence conditionnelle dans lesquelles les mesures du capital humain sont fondées sur les pourcentages de personnes ayant atteint au moins le niveau 4 à un test de littératie donné. Seul l'indicateur fondé sur la compréhension de textes suivis semble avoir un effet significatif sur la croissance, et les estimations ponctuelles ou élasticités à long terme de ces mesures du capital humain sont beaucoup plus faibles que celles fondées sur les résultats moyens en compréhension de textes suivis, de textes au contenu quantitatif et de textes schématiques. Ces résultats donnent à penser que les mesures fondées sur les résultats moyens de l'ensemble des personnes aux tests constituent des indicateurs beaucoup plus fiables du niveau agrégé de l'investissement dans le capital humain que les mesures fondées sur la proportion de personnes ayant atteint des niveaux de littératie relativement élevés.

Cette constatation suppose également que la répartition de l'investissement dans le capital humain peut être importante pour les niveaux de vie à long terme. En particulier, elle concorde avec le point de vue selon lequel l'investissement dans le capital humain favorise la croissance surtout en améliorant la productivité de l'ensemble de la population active, plutôt qu'en formant des personnes hautement compétentes qui pourraient, entre autres choses, exercer une influence positive sur la croissance grâce à leur apport à l'innovation et au progrès technologique.

L'annexe C présente les résultats des régressions du PIB par habitant calculées en prenant comme mesure du capital humain la proportion des hommes et des femmes ayant atteint au moins le niveau 4 aux tests de littératie. Dans les deux cas, l'élasticité estimative à long terme du PIB par habitant est beaucoup plus faible que celles des résultats moyens en littératie. Fait intéressant, la proportion des femmes ayant atteint au moins le niveau 4 semble avoir sur la croissance une influence plus grande que celle des hommes.

Nous avons également calculé une série de régressions dans lesquelles nous avons inclus comme variables explicatives la proportion des personnes ayant atteint seulement le niveau 1 et au plus le niveau 2, par opposition à celle de la population ayant atteint au moins le niveau 4. Par rapport à la moyenne transnationale, on peut considérer ces mesures comme des indicateurs du sous-investissement dans le capital humain, lequel risque de freiner la croissance. Le tableau C.3 de l'annexe C présente les résultats concernant le pourcentage de personnes ayant atteint seulement le niveau 1. À l'égard de ces indicateurs, nous constatons que le manque d'investissement dans la compréhension de textes suivis de la population et dans les trois types de compétences en littératie chez les hommes a un effet négatif et significatif sur la croissance du PIB par habitant. La compréhension de textes suivis chez les femmes a un effet négatif et significatif à 10 %. En ce qui concerne le PIB par travailleur, on constate que la compréhension de textes schématiques chez les hommes et la compréhension de textes suivis chez les femmes ont un effet négatif et significatif sur la croissance. Le pourcentage de personnes ayant atteint au plus le niveau 2 n'a pas d'effet significatif sur la croissance, mais les estimations ponctuelles sont toujours négatives. Passons maintenant à l'analyse des effets différentiels selon le sexe, mais fondés sur les résultats moyens aux tests.

Tableau 5.5

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après la part de la population âgée de 17 à 25 ans ayant atteint au moins le niveau 4

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant			
Variables indépendantes	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
MCGRI			
PIB initial	- 0,070 *** (0,012)	- 0,065 *** (0,014)	- 0,064 *** (0,014)
Littératie	0,008 *** (0,003)	0,006 (0,004)	0,005 (0,004)
Taux d'investissement	0,037 *** (0,008)	0,026 *** (0,007)	0,029 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,014 (0,009)	- 0,015 (0,010)	- 0,015 (0,010)
Ratio d'ouverture	0,021 *** (0,007)	0,020 ** (0,008)	0,017 ** (0,008)
R ²	0,56	0,54	0,53
Élasticités (K; H)	(0,53; 0,11)	(0,40; 0,09)	(0,45; 0,08)
MCPITD-VI			
PIB initial	- 0,070 *** (0,011)	- 0,066 *** (0,012)	- 0,065 *** (0,012)
Littératie	0,009 *** (0,003)	0,007 (0,004)	0,005 (0,004)
Taux d'investissement	0,039 *** (0,009)	0,025 *** (0,007)	0,029 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,013 (0,009)	- 0,015 (0,009)	- 0,016 * (0,009)
Ratio d'ouverture	0,021 *** (0,008)	0,022 *** (0,008)	0,019 ** (0,008)
Élasticités (K; H)	(0,56; 0,13)	(0,38; 0,11)	(0,45; 0,08)

Notes : Il y a respectivement 95 et 94 observations dans chaque régression MCGRI et MCPITD-VI. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. Les instruments utilisés pour les estimations MCPITD-VI sont le PIB initial par habitant et les valeurs retardées du taux d'investissement, du taux de fécondité et de la variable « nombre moyen d'années de scolarité » de de la Fuente et Doménech. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans les régressions.

5.5 Résultats fondés sur la littératie des femmes et celle des hommes

Comme nous disposions des résultats moyens en littératie selon le sexe, nous avons d'abord décidé d'inclure les variables liées à la littératie des hommes et à celle des femmes dans le membre droit de nos régressions de la croissance (qui ne sont pas présentées ici). Dans tous les cas, la résultat en littératie fondée sur la population féminine était positive et hautement significative, alors que l'estimation ponctuelle de la littératie des hommes n'était pas significative (et portait parfois le signe inattendu!). Nous découvrons en outre que les bons résultats des résultats en littératie de la population globale quant au PIB par habitant (et, dans une moindre mesure, quant à la productivité) étaient stimulés par la composante féminine. Il s'agit de l'une des grandes surprises de notre analyse empirique, qui nous a amenés à essayer une configuration économétrique différente afin de comprendre ce phénomène.

Pour comparer l'apport relatif de l'investissement dans le capital humain des hommes et femmes à la croissance, nous avons donc analysé la convergence conditionnelle du PIB par habitant et de la productivité du travail, en prenant séparément les résultats moyens en littératie des hommes et celles des femmes comme mesures de l'investissement dans le capital humain. Afin de neutraliser l'effet de la littératie des femmes sur leur participation au marché du travail, nous avons également inclus, comme variable explicative supplémentaire, le taux de participation des femmes par rapport à celui des hommes. Le tableau 5.6 présente les élasticités à long terme du PIB par habitant et de la productivité du travail à l'égard de l'investissement dans le capital humain des hommes et des femmes. Les résultats détaillés de la régression figurent à l'annexe D.

L'investissement dans le capital humain des femmes semble manifestement avoir un effet beaucoup plus marqué sur la croissance ultérieure que l'investissement dans le capital humain des hommes. Pour le PIB par habitant et le PIB par travailleur, pour les deux méthodes d'estimation et pour les quatre mesures de l'investissement dans le capital humain, les élasticités à long terme sont toujours plus grandes et plus significatives dans le cas des niveaux de littératie des femmes. Si l'investissement dans la littératie des hommes n'a un effet significatif à 5 % que sur la croissance de la productivité, l'investissement dans la littératie des femmes, lui, a un effet significatif à 1 % tant sur la croissance de la productivité et que sur celle du PIB par habitant. Les R^2 , eux aussi, sont sensiblement plus élevés que dans nos régressions antérieures. Ils se situent aux alentours de 0,60 pour la convergence du PIB par habitant et de 0,75 pour celle de la productivité du travail.

Notons également que chez les hommes, la compréhension de textes schématiques semble moins importante que la compréhension de textes suivis et de textes au contenu quantitatif. Dans le cas des femmes, la compréhension de textes suivis exerce l'influence la plus grande sur le PIB par habitant, alors que la compréhension de textes au contenu quantitatif semble relativement plus importante pour la productivité.

Comme nos régressions neutralisent le taux de fécondité et le taux relatif de participation des femmes, l'effet estimatif de la littératie des femmes sur la croissance est indépendant de l'influence de la faible fécondité et de la forte participation au marché du travail qui peuvent résulter de l'investissement dans l'éducation des femmes.

Tableau 5.6

Élasticité à long terme du PIB par habitant et du PIB par travailleur à l'égard des mesures de l'investissement dans le capital humain

	Littératie MCGRI	Littératie MCPITD-VI	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
PIB par habitant					
Hommes	0,82 *	0,81	0,63	0,88 *	0,88 *
R ²	[0,58]		[0,57]	[0,57]	[0,59]
Femmes	1,23 ***	1,23 ***	1,20 ***	1,30 ***	1,10 ***
R ²	[0,60]		[0,58]	[0,60]	[0,60]
PIB par travailleur					
Hommes	1,04 **	1,08 **	0,91 *	1,07 **	1,02 **
R ²	[0,73]		[0,72]	[0,73]	[0,74]
Femmes	1,49 ***	1,51 ***	1,25 ***	1,36 ***	1,77 ***
R ²	[0,75]		[0,73]	[0,78]	[0,76]

Notes : Il y a respectivement 89 et 90 observations dans chaque régression MCPITD-VI et MCGRI. Les régressions fondées sur les capacités de compréhension de textes suivis, de textes au contenu quantitatif et de textes schématiques sont estimées selon la méthode MCGRI. Le groupe de pays exclut l'Allemagne pour la régression de la croissance de la productivité. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par habitant, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Les instruments utilisés pour les estimations MCPITD-VI sont le PIB initial par travailleur et les valeurs retardées du taux d'investissement, du ratio d'ouverture, du taux de fécondité, de la variable « nombre moyen d'années de scolarité » de de la Fuente et Doménech et de l'activité des femmes. L'élasticité à long terme correspond au ratio du coefficient négatif de la variable littératie à celui du PIB initial par habitant — ou par travailleur — obtenu d'après une régression MCGRI ou MCPITD-VI.

L'annexe E présente les résultats d'une analyse de robustesse dans laquelle on a répété les estimations avec le même ensemble de variables indépendantes, mais en retirant chaque fois un pays de l'échantillon. Les résultats montrent que trois variables présentent une grande robustesse et ne sont presque pas influencées par le rajustement de l'échantillon. Ces variables sont le niveau initial du PIB par habitant ou de la productivité du travail, le ratio d'investissement et la littératie mesurée uniquement d'après les résultats obtenues par les femmes. La littératie combinée des hommes et des femmes n'a pas d'effet significatif sur la croissance lorsqu'on exclut le Royaume-Uni de l'échantillon. Dans ce cas, l'indicateur de la littératie est toujours de signe positif, mais sa valeur prédictive égale 0,12 et 0,30 lorsqu'on prend, respectivement, le PIB par habitant et le PIB par travailleur comme variables dépendantes. Dans tous les autres cas, toutefois, la littératie de la population totale est significative à 5 %. Nous reviendrons à l'analyse de robustesse dans la conclusion²⁴.

Différents facteurs pourraient expliquer l'importance de l'effet de l'investissement dans la littératie des femmes, par opposition à celui de l'investissement dans la littératie des hommes. Premièrement, comme il y avait à l'origine des obstacles sociaux à l'éducation des femmes, l'investissement dans la littératie des femmes peut avoir bénéficié à des personnes possédant des capacités relativement élevées. Les femmes particulièrement douées ont été proportionnellement plus nombreuses à surmonter les obstacles à l'éducation et à la participation au marché du travail. Il pourrait donc y avoir eu un *effet de sélection* par lequel on a associé le nouveau capital humain à des personnes au potentiel inné plus élevé, en moyenne, chez les femmes que chez les hommes.

Deuxièmement, le taux de rendement de l'investissement dans le capital humain des femmes est peut-être élevé parce que le niveau de littératie initial des femmes était relativement faible. À cause des rendements décroissants, la hausse marginale de la productivité du travail qui résulte d'une augmentation du capital humain est plus grande chez les personnes dont le niveau initial de capital humain est faible. Dans la mesure où il y avait des obstacles à l'éducation des femmes, l'investissement dans la littératie des femmes peut donc avoir eu une plus grande influence sur le PIB en raison de cet *effet de rendement marginal*. Notons que ces deux premières interprétations

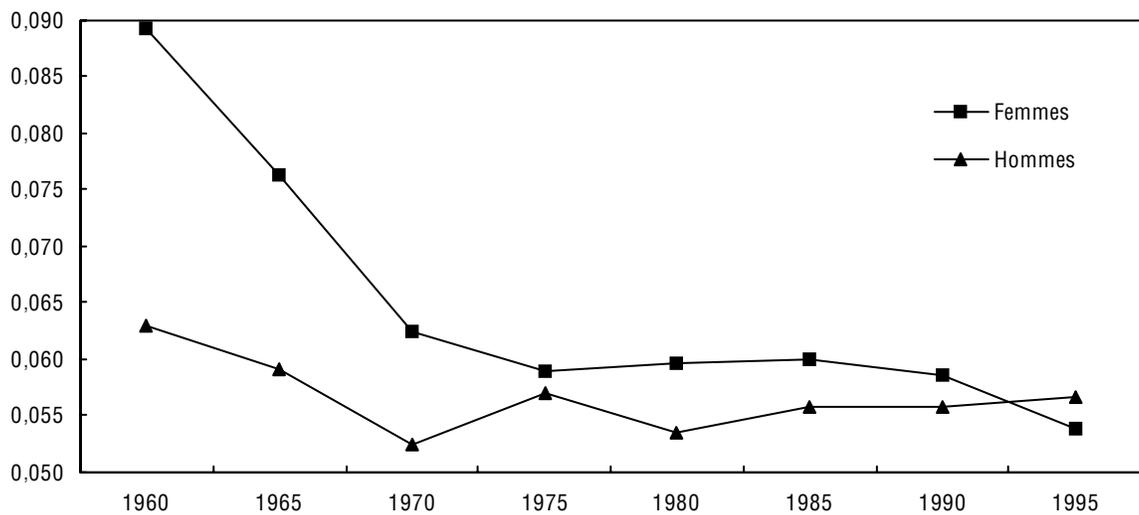
concordent avec la constatation de Psacharopoulos (1994) au sujet des taux de rendement de l'éducation selon le sexe.

Troisièmement, les hommes et les femmes peuvent avoir des avantages comparatifs dans certains types de profession (Galor et Weil, 1996) si, par exemple, les hommes ont tendance à être relativement plus productifs dans des professions manuelles qui exigent une plus grande force physique. Si tel est le cas, les femmes peuvent avoir un avantage relatif dans les professions qui exigent un niveau élevé de capital humain. Par conséquent, le stock optimal de capital humain serait plus élevé chez les femmes que chez les hommes. Dès lors, même si les niveaux moyens de capital humain étaient initialement égaux chez les hommes et chez les femmes, en raison de cet *effet d'avantage comparatif*, on devrait s'attendre à un rendement macroéconomique plus élevé de l'investissement dans le capital humain des femmes et de la réaffectation de la main-d'œuvre dans différents types de profession qui en résulte²⁵.

Quatrièmement, si les effectifs masculins et féminins ne sont pas parfaitement équivalents, le niveau de littératie des femmes, relativement faible à l'origine, peut avoir entraîné un *effet de déséquilibre* entre le capital physique et le capital humain. En raison de la complémentarité entre le capital physique et le capital humain dans le processus de production et de la baisse du rendement marginal de l'accumulation de chaque type de capital, le cadre néoclassique de la croissance économique prévoit une croissance d'autant plus rapide que le ratio du capital humain au capital physique est éloigné de son équilibre stable, que ce soit au-dessus ou au-dessous (Barro et Sala-i-Martin, 1995). Le déséquilibre entre les deux stocks de capital suppose un rendement marginal relativement élevé de celui qui est relativement rare, et son accumulation entraîne une croissance rapide. L'investissement dans le capital humain des femmes peut donc avoir eu sur la croissance un effet plus puissant que l'investissement dans le capital humain des hommes, la main-d'œuvre des femmes ayant été associée à un stock déséquilibré de capital humain et de capital physique.

Cinquièmement, la précision (et, dans une certaine mesure, la robustesse) de l'estimation de l'influence des variables liées au capital humain sur la croissance dépend des variations chronologiques et transversales de ces variables. Comme le montre la figure 5.1, les résultats en littératie des femmes varient davantage d'un pays à l'autre que celles des hommes au début de la période, mais la variation transversale des deux indicateurs est à peu près la même à la fin de la période. Cet effet statistique, illustré par la plus grande convergence sigma de l'indicateur des femmes, pourrait bien rendre compte de l'effet mesuré de l'écart entre les sexes. Cet aspect est d'autant plus important que les pays ayant accompli le rattrapage le plus remarquable vers la moyenne des pays de l'OCDE durant la période étudiée, soit la Grèce, le Portugal et l'Espagne, ne font pas partie de l'échantillon étudié.

Figure 5.1

 cart-type du logarithme des r sultats moyens en litt ratie par rapport   la moyenne transversale

Enfin, la litt ratie des femmes pourrait aussi rendre compte des effets des variables omises, comme le niveau de l'infrastructure sociale (Hall et Jones, 1999) et le d veloppement social d'un pays. L'infrastructure sociale  tant un concept tr s difficile   mesurer directement, elle n'a pas encore  t e entr e comme variable ind pendante dans les r gressions de la croissance transnationale. Dans leur analyse causale de la croissance transnationale, Hall et Jones (1999) utilisent l'infrastructure sociale pour rendre compte des grandes diff rences entre les pays d velopp s et les pays en d veloppement dans le r sidu de Solow. Selon eux, le niveau de l'infrastructure sociale entre les pays est d termin  surtout par l'histoire, le lieu et la langue.   partir de cette affirmation, il est possible, dans notre  tude, d'interpr ter l'effet marqu  et robuste de la litt ratie des femmes en soutenant que celle-ci (par rapport   celle des hommes) constitue  galement un d terminant de l'infrastructure sociale. Il sera int ressant, dans une recherche ult rieure, d'explorer cette hypoth se   partir des donn es sur les r sultats en litt ratie tir es de l'analyse causale de la croissance de Hall et Jones.

5.6  chelonnage substitutif

Dans l'analyse  conom trique pr c dente, le recours aux r sultats en litt ratie comme indicateurs des investissements transnationaux relatifs dans le capital humain est fond  sur l'hypoth se que l' chelle de 0   500 servant    tablir les r sultats de test constitue une  chelle absolue. Conform ment   cette hypoth se, un r sultat de z ro sur l' chelle de comp tence indique des investissements nuls dans le capital humain. Nous concluons l'analyse empirique en cherchant   d terminer si le recours   une  chelle substitutive a une incidence sur l'orientation g n rale des r sultats.

La premi re  chelle substitutive (appel e  chelle substitutive 1 au tableau 5.7) a  t e  tablie par Fernando Cartwright du Centre de la statistique de l' ducation de Statistique Canada. Sur cette  chelle, la mesure de la litt ratie est transform e de mani re   refl ter, pour une cohorte donn e, les probabilit s nationales moyennes d'accomplir correctement une t che de litt ratie. Des moyennes g om triques transnationales sont utilis es aux fins de la standardisation transversale des donn es permettant d'exprimer celles-ci en fonction de l' cart par rapport   la moyenne. Dans le cas de la seconde  chelle substitutive ( chelle substitutive 2 au tableau 5.7), nous avons simplement red fini l' chelle initiale en pr sumant qu'un r sultat de 100 correspond au z ro absolu. Selon cette hypoth se, un r sultat de 100 indique des investissements nuls dans le capital humain.

Au tableau 5.7, les résultats des régressions axées sur les spécifications de référence des deux échelles substitutives sont comparés aux résultats obtenus à partir de l'échelle initiale pour les hommes et les femmes. Premier constat intéressant : les nouvelles échelles donnent lieu à des estimations ponctuelles inférieures de la variable liée à la littératie. Ces résultats ne sont pas surprenants puisque les deux nouvelles échelles augmentent la variance transversale et chronologique de la variable liée à la littératie. Ils mettent toutefois en évidence la nécessité d'interpréter les estimations de l'élasticité à long terme de la variable liée à la littératie dans le cadre de l'échelonnement particulier employé pour établir les notes de test de littératie.

Le principal résultat d'intérêt de cet exercice se rapporte aux statistiques de t de la variable liée à la littératie. Dans la régression de la littératie chez les hommes, les statistiques de t diminuent (sensiblement) lorsqu'on utilise l'échelle substitutive 1 et augmentent (assez légèrement) lorsqu'on emploie l'échelle substitutive 2. Dans le cas des femmes, l'utilisation de chacune des deux échelles substitutives a pour effet d'accroître les statistiques de t de la variable liée à la littératie.

Cet exercice met en relief deux points importants. Premièrement, l'analyse montre encore une fois que les résultats relatifs aux effets de la littératie sur la croissance sont plus robustes pour les femmes que pour les hommes. Deuxièmement, il faudra réaliser des recherches plus poussées pour déterminer la meilleure méthode d'échelonnement des résultats de test de littératie dans les régressions convergence-croissance du capital humain.

Tableau 5. 7

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995

Investissements dans le capital humain mesurés en fonction des résultats moyens de test obtenus par les hommes et les femmes âgés de 17 à 25 ans à l'aide de différentes méthodes d'échelonnement

Variables indépendantes	Échelle de base	Échelle substitutive 1	Échelle substitutive 2
Hommes			
PIB initial	-0,056 *** (0,014)	-0,064 *** (0,015)	-0,056 *** (0,014)
Littératie	0,067 ** (0,030)	0,007 (0,005)	0,043 ** (0,019)
Taux d'investissement	0,035 *** (0,009)	0,03 *** (0,009)	0,035 *** (0,009)
Taux de fécondité	-0,017 * (0,010)	-0,016 (0,010)	-0,017 * (0,010)
Taux d'ouverture	0,019 ** (0,008)	0,016 * (0,009)	0,019 ** (0,008)
R ²	0,55	0,52	0,55
Femmes			
PIB initial	-0,077 *** (0,013)	-0,089 *** (0,014)	-0,078 *** (0,013)
Littératie	0,099 *** (0,03)	0,019 *** (0,004)	0,06 *** (0,017)
Taux d'investissement	0,038 *** (0,007)	0,031 *** (0,007)	0,038 *** (0,007)
Taux de fécondité	-0,015 * (0,009)	-0,011 (0,009)	-0,015 * (0,009)
Taux d'ouverture	0,021 *** (0,007)	0,026 *** (0,006)	0,019 *** (0,007)
R ²	0,57	0,59	0,57

Notes : Le nombre d'observations s'établit à 95 dans chaque régression. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. Les statistiques de t sont également indiquées sous l'erreur-type pour la variable liée à la littératie : * significatif à 10 % ; ** , à 5 % ; ***, à 1 %.

6. Conclusions

L'apport essentiel de l'analyse empirique résumée dans le présent document tient au calcul et à l'utilisation d'une nouvelle série chronologique d'indicateurs du capital humain fondés sur les résultats en littératie d'un ensemble restreint de 14 pays de l'OCDE pour la période de 1960 à 1995. Nous calculons d'abord une série chronologique synthétique du niveau de littératie des entrants sur le marché du travail (personnes âgées de 17 à 25 ans) d'après la structure par âge de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, menée en 1994. Nous prenons alors ces données comme mesure de l'investissement dans l'éducation dans le cadre d'une analyse de données de panel de la croissance transnationale. Les principaux résultats ainsi que les limites de l'analyse sont présentés dans les paragraphes qui suivent. En guise de conclusion, nous proposons des pistes de recherche afin de mieux comprendre les effets différentiels, sur la croissance, des indicateurs directs du capital humain par rapport aux indicateurs fondés sur le nombre d'années de scolarité.

Le principal résultat de notre étude est le suivant : dans les régressions de la croissance d'un sous-ensemble de pays de l'OCDE, les mesures directes du capital humain fondées sur les résultats en littératie sont meilleures que celles fondées sur le nombre d'années de scolarité. En outre, il semble que, dans l'ensemble, les indicateurs du capital humain fondés sur les résultats en littératie ont un effet positif et significatif sur le sentier de croissance transitoire et sur les niveaux à long terme du PIB par habitant et de la productivité du travail. La principale répercussion de ce résultat sur la politique économique est que, contrairement aux constatations antérieures – à part celles de de la Fuente et Doménech (2002) –, l'accumulation du capital humain compte dans le bien-être à long terme des pays développés.

La présente analyse empirique comporte néanmoins des limites. Par exemple, la signification de l'estimation ponctuelle des résultats en littératie de la population globale par rapport au PIB par habitant et à la productivité est influencée par le retrait du Royaume-Uni de l'échantillon de pays, mais reste significative lorsqu'on retire n'importe quel autre pays de l'échantillon. Par contre, on pourrait soutenir que cette exigence de robustesse est trop restrictive en raison du nombre limité d'échantillons représentatifs compris dans l'échantillon initial (14 pays pour le PIB et 13 pour la productivité). En outre, certains pays absents de l'échantillon, comme la Grèce, le Portugal et l'Espagne, ont accompli un rattrapage important par rapport à la moyenne courante des pays de l'OCDE durant la période étudiée. Ces pays présentaient également les variances transversales les plus substantielles dans l'étude de de la Fuente et Doménech (2002).

Quoi qu'il en soit, les résultats du test de robustesse concernant la littératie de la population totale pourraient receler un problème, puisque seule la variable liée à la littératie mesurée d'après les résultats obtenus par les femmes présente une grande robustesse dans les régressions de la croissance et n'est presque pas influencée par le rajustement de l'échantillon. Le deuxième fait saillant de l'analyse empirique est que, dans les régressions de la croissance, les indicateurs de la littératie des femmes s'avèrent systématiquement meilleurs que les indicateurs comparables de la littératie des hommes et qu'ils produisent des résultats très robustes. Dans le présent document, nous proposons cinq raisons pour expliquer pourquoi l'investissement dans la littératie des femmes

semble compter plus que celui dans la littératie des hommes dans le cadre de travail néoclassique de la croissance. On pourrait toutefois soutenir que le rendement relatif de la littératie des hommes et de celle des femmes montre que les régressions de la croissance inspirées de MRW ne constituent peut-être pas le cadre empirique pertinent pour estimer l'effet de l'accumulation du capital humain sur la production. Selon Hall et Jones (1999), les régressions de la croissance inspirées de MRW présentent un problème de spécification, car un choc subi par la productivité risque d'influencer à la fois l'accumulation du capital humain et le taux de croissance de la production. Il pourrait s'avérer impossible d'interpréter les résultats structurellement. Dans le cas qui nous occupe, la littératie des femmes pourrait donner de meilleurs résultats parce qu'elle est en corrélation positive avec l'infrastructure sociale.

On peut aussi envisager la limite de l'analyse empirique sous l'angle des modèles de croissance des économies ouvertes à grande mobilité du capital physique, comme dans Barro, Mankiw et Sala-i-Martin (1995). Dans cette configuration, l'accumulation du capital physique est tributaire de celle du capital humain, puisqu'on ne peut financer ce dernier sur les marchés financiers internationaux. Dans ce cas, comme le mentionne Coulombe (2001), on ignore ce qu'on mesure lorsqu'on calcule une régression du taux de croissance de la production par habitant par rapport au capital humain initial et à la production par habitant. Au mieux, la variable liée au capital humain pourrait rendre compte d'un effet de déséquilibre qui survient lorsque le ratio initial du capital humain au capital physique n'est pas en équilibre stable. Au pire, la variable liée au capital humain pourrait être en corrélation avec d'autres variables omises qu'on ne peut mesurer adéquatement. Ce pourrait être le cas si la littératie des femmes était en corrélation positive, par exemple, avec le degré de développement social des pays de l'OCDE. Encore une fois, dans ce cas, l'estimation ponctuelle de la littératie des femmes pourrait rendre compte d'autres aspects que l'effet direct du capital humain sur la productivité.

Nous estimons pourtant que les limites de l'analyse empirique n'infirmes pas le principal résultat du document. Les données sur les résultats en littératie renferment plus de renseignements sur le bien-être relatif des pays que les données sur le nombre d'années de scolarité. Nous proposons donc deux explications plausibles à notre résultat principal. Premièrement, du point de vue d'un pays donné, les résultats en littératie pourraient constituer une mesure plus fiable d'un déterminant important de la croissance (comme le capital humain ou l'infrastructure sociale) que le nombre d'années de scolarité. Deuxièmement, les données sur la littératie pourraient tout simplement être davantage comparables, à l'échelle transnationale, que le nombre d'années de scolarité. L'un des grands mérites de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes est qu'elle offre aux chercheurs des données internationales sur les compétences qui sont comparables à l'échelle transnationale. Par contre, nous n'avons pas de banque de données sur le « nombre rajusté » d'années de scolarité qui soient aussi comparables à l'échelle transnationale que les résultats en littératie. Il faudrait approfondir la recherche afin de déterminer quelle explication, ou quelle combinaison des deux, doit être privilégiée.

Dans une analyse empirique, on pourrait aborder cette question de politique économique potentiellement importante en comparant à l'échelle provinciale les effets, sur la croissance d'un pays comme le Canada, d'autres indicateurs du capital humain fondés sur le nombre d'années de scolarité et les résultats en littératie. Comme le montre l'étude de Coulombe et Tremblay (2001), on dispose d'un grand nombre d'indicateurs provinciaux du rendement scolaire, qui remontent au recensement de 1951. L'objet de cette recherche consisterait à distinguer, du problème de la comparabilité des données, la question concernant les mesures de la scolarité par rapport aux indicateurs de la littératie, puisque le nombre d'années de scolarité est beaucoup plus comparable entre les provinces d'un pays comme le Canada qu'entre des pays. Cette recherche pourrait s'avérer une étape décisive en vue de choisir entre les deux interprétations de notre résultat principal. Si les résultats en littératie donnent de meilleurs résultats que les indicateurs du nombre d'années de scolarité, il faudrait conclure que la méthode directe de mesure du capital humain fondée sur des résultats comparables en littératie présente un net avantage sur celle du nombre d'années de scolarité et que la littératie compte davantage, dans la croissance économique, que le nombre d'années de scolarité.

Annexe A

Tableau A.1

PIB par habitant exprimé en parités de pouvoir d'achat

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995
Belgique	7 782	9 710	12 226	14 007	15 911	16 391	19 816	21 025
Canada	10 168	12 161	13 804	16 401	19 119	20 670	22 427	22 818
Suisse	14 029	16 645	19 130	19 477	20 471	21 779	25 133	24 511
Allemagne			12 360	13 444	15 512	16 669	19 359	21 049
Danemark	10 773	13 571	15 847	16 374	17 645	19 491	21 574	23 532
Finlande	7 394	9 207	11 297	13 691	15 075	17 059	20 284	18 852
Royaume-Uni	9 641	10 851	12 111	12 833	14 377	15 820	18 314	19 544
Irlande	5 212	6 080	7 451	8 554	9 672	11 174	14 562	17 295
Italie	6 808	8 559	11 258	12 215	14 516	15 864	19 316	20 148
Pays-Bas	9 358	11 007	13 405	15 017	16 142	17 091	19 670	20 966
Norvège	8 771	10 644	12 559	14 926	18 706	21 467	21 024	23 413
Nouvelle-Zélande	11 437	13 535	13 311	14 246	13 750	15 300	16 034	17 379
Suède	10 467	12 956	15 311	16 918	17 145	18 692	20 933	20 811
États-Unis	12 599	14 998	16 831	18 377	21 180	23 593	26 365	28 381

Tableau A.2

PIB par travailleur exprimé en parités de pouvoir d'achat

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995
Belgique	20 256	25 781	32 427	36 272	40 767	41 022	47 664	50 154
Canada	27 874	31 950	34 692	37 032	38 585	41 359	44 744	45 021
Suisse	32 075	37 577	43 346	42 521	46 121	46 673	49 118	44 289
Allemagne							39 486	42 529
Danemark	24 068	29 367	33 205	32 852	34 654	37 173	39 147	44 352
Finlande	16 391	19 720	23 899	28 545	31 222	34 194	40 950	38 189
Royaume-Uni	20 919	23 590	26 272	28 053	29 915	32 292	37 091	39 699
Irlande	13 016	15 482	19 079	22 594	26 926	28 738	36 727	44 791
Italie	16 700	21 180	28 883	32 297	39 624	41 227	47 615	50 605
Pays-Bas	26 043	30 533	36 797	39 531	42 024	41 624	46 712	44 763
Norvège	20 991	24 305	27 024	31 109	34 998	39 229	40 129	48 168
Nouvelle-Zélande	30 856	35 402	35 083	37 467	33 820	36 778	35 690	36 956
Suède	23 242	28 142	31 990	34 119	34 264	36 869	39 975	39 802
États-Unis	30 304	35 363	38 432	39 735	44 217	48 164	53 887	56 065

Figure A.1

Résultat moyen en littératie des femmes de 17 à 25 ans par rapport à la moyenne transversale

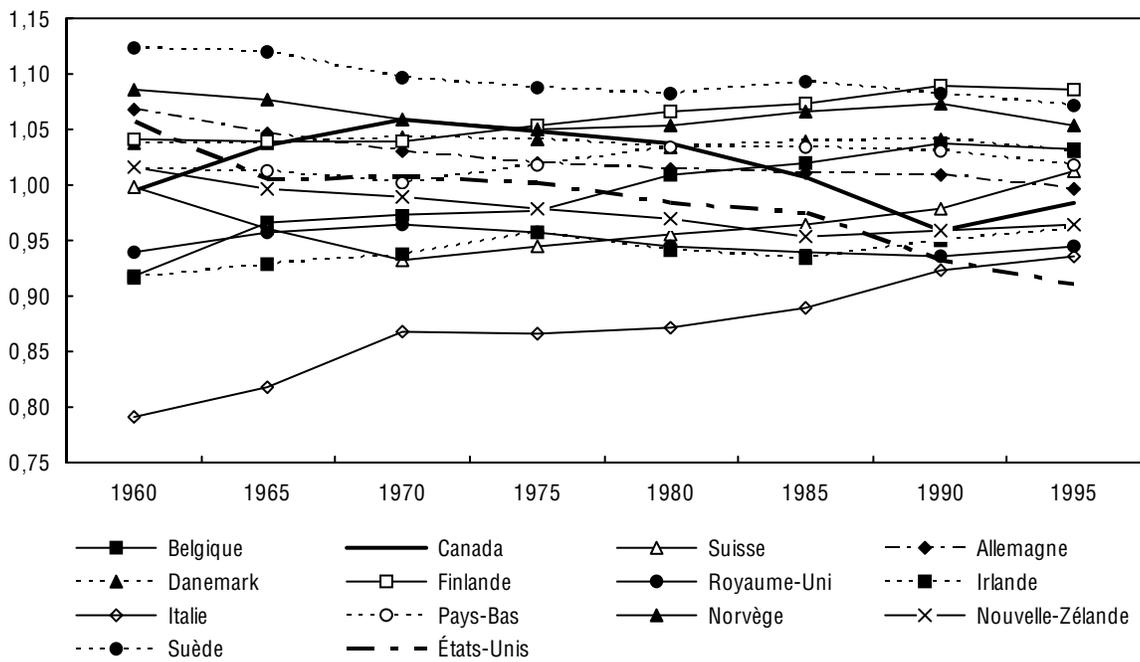


Figure A.2

Résultat moyen en littératie des hommes de 17 à 25 ans par rapport à la moyenne transversale

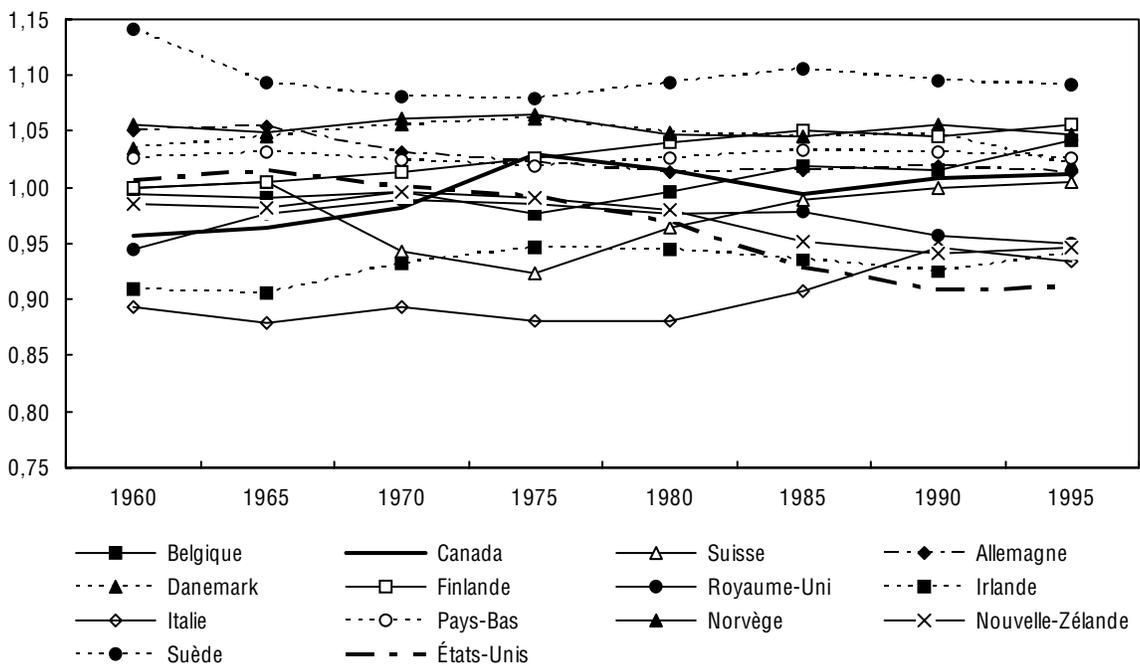


Figure A.3

Pourcentage de la population âgée de 17 à 25 ans ayant atteint au moins le niveau 4 (textes suivis) par rapport à la moyenne transversale

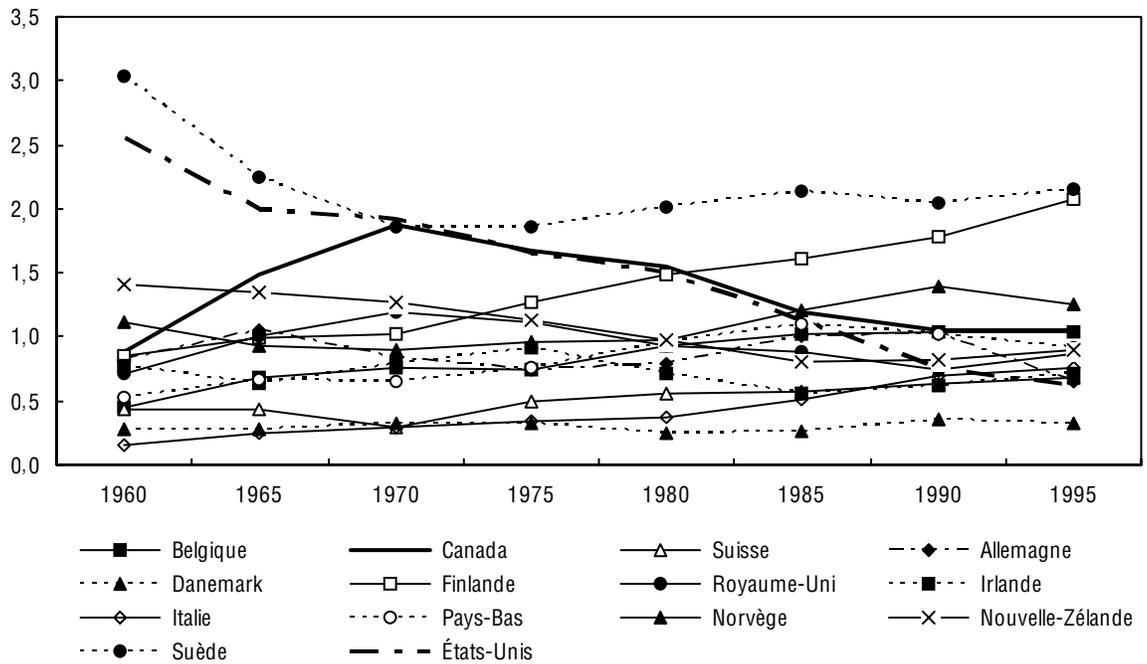


Figure A.4

Pourcentage de la population âgée de 17 à 25 ans ayant atteint au moins le niveau 4 (textes au contenu quantitatif) par rapport à la moyenne transversale

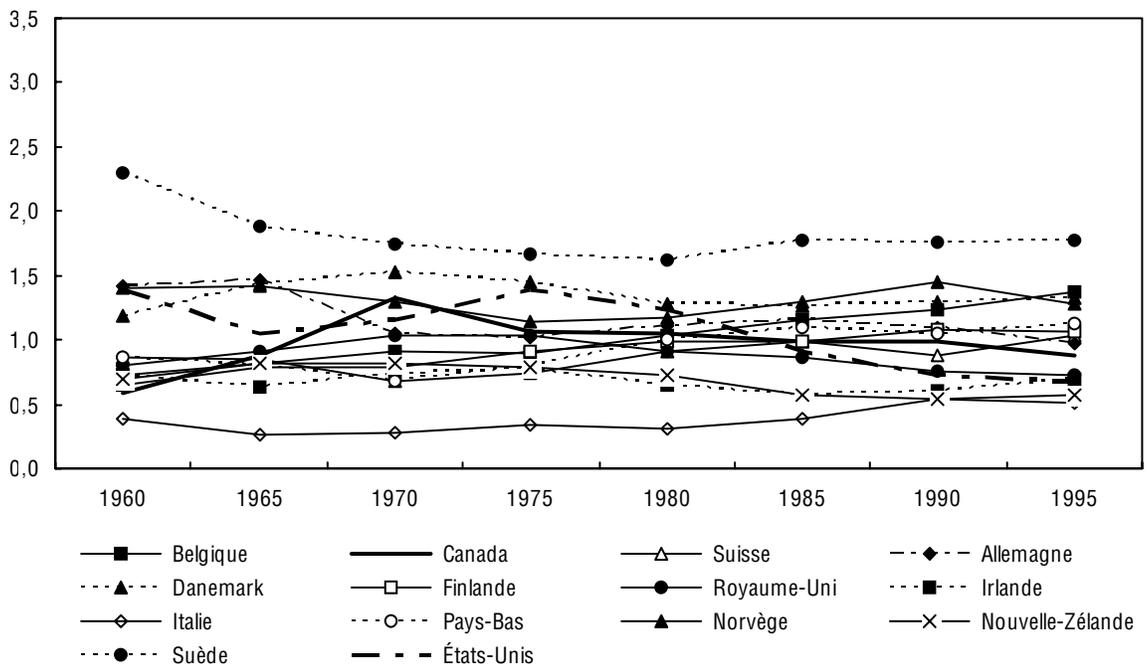
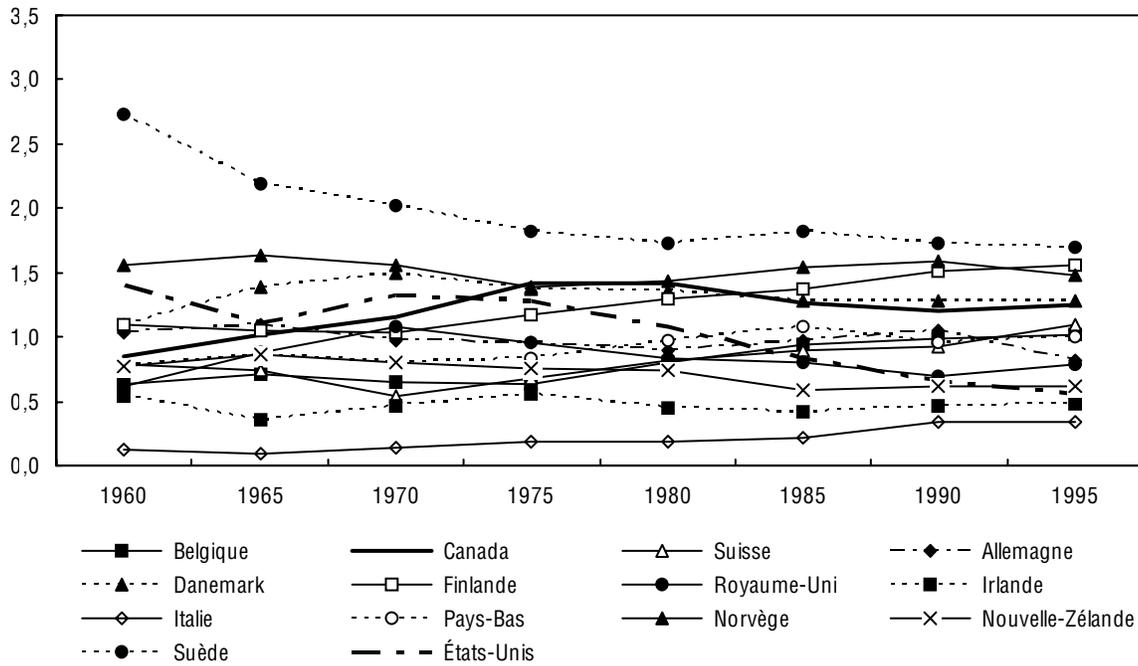


Figure A.5

Pourcentage de la population âgée de 17 à 25 ans ayant atteint au moins le niveau 4 (textes schématiques) par rapport à la moyenne transversale



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Annexe B

Tableau B.1

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1985

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens de la population âgée de 17 à 25 ans

Estimations MCGRI avec effets fixes des pays

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant				
Variabiles indépendantes	Littératie	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
PIB initial	- 0,058 *** (0,015)	- 0,057 *** (0,015)	- 0,059 *** (0,015)	- 0,056 *** (0,015)
Littératie	0,104 *** (0,034)	0,116 *** (0,035)	0,103 *** (0,036)	0,085 ** (0,032)
Taux d'investissement	0,035 *** (0,007)	0,037 *** (0,007)	0,033 *** (0,007)	0,035 *** (0,007)
Taux de fécondité	0,001 (0,010)	- 0,003 (0,010)	0,003 (0,010)	0,002 (0,011)
R ²	0,63	0,65	0,62	0,62
Élasticités (K; H)	(0,60; 1,79)	(0,65; 2,04)	(0,56; 1,75)	(0,63; 1,52)
Valeurs implicites (α ; η)	(0,18; 0,53)	(0,18; 0,55)	(0,17; 0,53)	(0,20; 0,48)

Notes : Il y a 68 observations dans chaque régression. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans les régressions.

Tableau B.2

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens de la population âgée de 17 à 25 ans

Estimations MCGRI sans effets fixes des pays

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant

Variables indépendantes	Littératie	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
PIB initial	- 0,034 *** (0,005)	- 0,034 *** (0,005)	- 0,034 *** (0,005)	- 0,034 *** (0,005)
Littératie	0,007 (0,015)	0,008 (0,016)	0,008 (0,015)	0,004 (0,014)
Taux d'investissement	0,023 *** (0,006)	0,023 *** (0,006)	0,023 *** (0,006)	0,023 *** (0,006)
Taux de fécondité	- 0,005 (0,005)	- 0,005 (0,005)	- 0,004 (0,005)	- 0,005 (0,005)
R ²	0,35	0,35	0,35	0,34
Élasticités (K; H)	(0,68; 0,21)	(0,68; 0,24)	(0,68; 0,24)	(0,68; 0,12)
Valeurs implicites (α ; η)	(0,36; 0,11)	(0,35; 0,12)	(0,35; 0,12)	(0,38; 0,07)

Notes : Il y a 96 observations dans chaque régression. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 % ; ** à 5 % ; *** à 1 %. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans les régressions.

Tableau B.3

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1985

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens de la population âgée de 17 à 25 ans

Estimations MCGRI sans effets fixes des pays

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant

Variables indépendantes	Littératie	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
PIB initial	- 0,028 *** (0,005)	- 0,026 *** (0,004)	- 0,030 *** (0,005)	- 0,028 *** (0,005)
Littératie	0,042 ** (0,017)	0,051 *** (0,016)	0,038 ** (0,019)	0,033 ** (0,016)
Taux d'investissement	0,023 *** (0,005)	0,023 *** (0,005)	0,023 *** (0,006)	0,023 *** (0,006)
Taux de fécondité	0,000 (0,006)	0,001 (0,006)	- 0,000 (0,006)	0,000 (0,006)
R ²	0,48	0,51	0,46	0,46
Élasticités (K; H)	(0,82; 1,50)	(0,88; 1,96)	(0,77; 1,27)	(0,82; 1,18)
Valeurs implicites (α ; η)	(0,25; 0,45)	(0,23; 0,51)	(0,25; 0,42)	(0,27; 0,39)

Notes : Il y a 68 observations dans chaque régression. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 % ; ** à 5 % ; *** à 1 %. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans les régressions.

Annexe C

Tableau C.1

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après la part des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans ayant atteint le niveau 4 ou 5

Estimations MCGRI

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant			
Variables indépendantes	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
Hommes			
PIB initial	- 0,063 *** (0,015)	- 0,064 *** (0,015)	- 0,063 *** (0,014)
Littératie	0,002 (0,002)	0,003 (0,005)	0,003 (0,004)
Taux d'investissement	0,031 *** (0,009)	0,029 *** (0,009)	0,029 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,018 * (0,009)	- 0,017 * (0,010)	- 0,016 (0,010)
Ratio d'ouverture	0,014 (0,009)	0,016 * (0,009)	0,015 * (0,009)
R ²	0,51	0,52	0,52
Élasticités (K; H)	(0,49; 0,03)	(0,45; 0,05)	(0,46; 0,05)
Femmes			
PIB initial	- 0,066 *** (0,012)	- 0,064 *** (0,014)	- 0,064 *** (0,013)
Littératie	0,006 *** (0,002)	0,005 * (0,003)	0,005 (0,003)
Taux d'investissement	0,033 *** (0,008)	0,025 *** (0,007)	0,030 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,016 * (0,009)	- 0,013 (0,010)	- 0,016 (0,010)
Ratio d'ouverture	0,019 *** (0,006)	0,017 ** (0,007)	0,017 ** (0,007)
R ²	0,57	0,54	0,53
Élasticités (K; H)	(0,50; 0,09)	(0,39; 0,08)	(0,47; 0,08)

Notes : Il y a 95 observations dans chaque régression. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans les régressions.

Tableau C.2

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après la part des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans ayant atteint le niveau 4 ou 5

Estimations MCPITD-VI

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant			
Variables indépendantes	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
Hommes			
PIB initial	- 0,066 *** (0,012)	- 0,067 *** (0,012)	- 0,066 *** (0,012)
Littératie	0,002 (0,002)	0,003 (0,005)	0,002 (0,003)
Taux d'investissement	0,029 *** (0,009)	0,026 *** (0,008)	0,027 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,019 ** (0,009)	- 0,019 ** (0,009)	- 0,018 * (0,009)
Ratio d'ouverture	0,018 ** (0,009)	0,020 ** (0,008)	0,018 ** (0,008)
Élasticités (K; H)	(0,44; 0,03)	(0,39; 0,04)	(0,41; 0,03)
Femmes			
PIB initial	- 0,066 *** (0,011)	- 0,063 *** (0,012)	- 0,065 *** (0,012)
Littératie	0,006 *** (0,002)	0,006 ** (0,003)	0,005 * (0,003)
Taux d'investissement	0,034 *** (0,008)	0,024 *** (0,007)	0,030 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,016 * (0,008)	- 0,013 (0,009)	- 0,016 * (0,009)
Ratio d'ouverture	0,019 ** (0,008)	0,019 ** (0,008)	0,019 ** (0,008)
Élasticités (K; H)	(0,52; 0,09)	(0,38; 0,10)	(0,46; 0,08)

Notes : Il y a 94 observations dans chaque régression. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * : significatif à 10 % ; ** à 5 % ; *** à 1 %. Les instruments utilisés pour les estimations MCPITD-VI sont le PIB initial par habitant et les valeurs retardées du taux d'investissement, du taux de fécondité et de la variable « nombre moyen d'années de scolarité » de de la Fuente et Doménech. Il n'y a aucune corrélation sériale significative dans les régressions.

Tableau C.3

Coefficient de la proportion de la population âgée de 17 à 25 ans ayant atteint le niveau de littératie 1 seulement dans les régressions de convergence conditionnelle, 1960 à 1995

Variable dépendante : Écart logarithmique du PIB par habitant			
Variables indépendantes	Textes suivis	Textes au contenu quantitatif	Textes schématiques
Population	-0.011 ** (0.005)	-0.007 (0.004)	-0.005 (0.004)
Hommes	-0.008 ** (0.004)	-0.007 ** (0.003)	-0.008 *** (0.003)
Femmes	-0.007 * (0.004)	-0.004 (0.003)	0.001 (0.004)
Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par travailleur			
Population	-0.009 * (0.005)	-0.007 * (0.004)	-0.006 (0.004)
Hommes	-0.003 (0.005)	-0.006 * (0.003)	-0.007 ** (0.003)
Femmes	-0.009 ** (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.001 (0.004)

Notes: Estimations par MCGRI. Le nombre d'observations s'établit à 95 dans chaque régression. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses sous les coefficients estimatifs. * significatif à 10 %; **, à 5 %; ***, à 1 %.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Annexe D

Tableau D.1

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Variables indépendantes	MCGRI		MCPITD-VI	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
PIB initial	- 0,065 *** (0,014)	- 0,082 *** (0,013)	- 0,065 *** (0,012)	- 0,082 *** (0,012)
Activité des femmes	- 0,087 ** (0,034)	- 0,093 *** (0,032)	- 0,089 *** (0,032)	- 0,093 *** (0,031)
Littératie	0,047 0,029	0,094 *** 0,030	0,047 0,030	0,094 *** 0,029
Ratio d'ouverture	0,013 * 0,008	0,012 * 0,007	0,013 0,008	0,012 0,008
Taux d'investissement	0,031 *** (0,009)	0,038 *** (0,007)	0,030 *** (0,008)	0,038 *** (0,008)
Taux de fécondité	- 0,020 ** (0,009)	- 0,017 ** (0,008)	- 0,019 ** (0,008)	- 0,017 ** (0,008)
R ²	0,58	0,59		

Notes : Il y a respectivement 94 et 95 observations dans chaque régression MCPITD-VI et MCGRI. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. Les instruments utilisés pour les estimations MCPITD-VI sont le PIB initial par travailleur et les valeurs retardées du taux d'investissement, du ratio d'ouverture, du taux de fécondité, de la variable « nombre moyen d'années de scolarité » de la Fuente et Doménech et de l'activité des femmes.

Tableau D.2

Convergence conditionnelle du PIB par travailleur, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par travailleur

Variables indépendantes	MCGRI		MCPITD-VI	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
PIB initial	- 0,054 *** (0,011)	- 0,070 *** (0,010)	- 0,054 *** (0,010)	- 0,070 *** (0,009)
Activité des femmes	- 0,155 *** (0,037)	- 0,158 *** (0,028)	- 0,156 *** (0,034)	- 0,158 *** (0,029)
Littératie	0,056 ** (0,026)	0,105 *** (0,023)	0,058 ** (0,026)	0,105 *** (0,022)
Ratio d'ouverture	0,016 *** (0,005)	0,017 *** (0,004)	0,016 *** (0,006)	0,017 *** (0,006)
Taux d'investissement	0,028 *** (0,006)	0,034 *** (0,005)	0,028 *** (0,007)	0,034 *** (0,006)
Taux de fécondité	0,001 (0,007)	0,010 (0,007)	0,001 (0,007)	0,010 (0,006)
R ²	0,73	0,75		

Notes : Il y a respectivement 89 et 90 observations dans chaque régression MCPITD-VI et MCGRI. Le groupe de pays exclut l'Allemagne. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 % ; ** à 5 % ; *** à 1 %. Les instruments utilisés pour les estimations MCPITD-VI sont le PIB initial par travailleur et les valeurs retardées du taux d'investissement, du ratio d'ouverture, du taux de fécondité, de la variable « nombre moyen d'années de scolarité » de de la Fuente et Doménech et de l'activité des femmes.

Tableau D.3

Convergence conditionnelle du PIB par habitant et du PIB par travailleur, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie de la population âgée de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du

Variables indépendantes	PIB par habitant		PIB par travailleur	
	MCGRI	MCPITD-VI	MCGRI	MCPITD-VI
PIB initial	- 0,071 *** (0,013)	- 0,070 *** (0,011)	- 0,059 *** (0,010)	- 0,059 *** (0,009)
Activité des femmes	- 0,088 ** (0,034)	- 0,089 *** (0,032)	- 0,162 *** (0,033)	- 0,163 *** (0,032)
Littératie	0,081 ** (0,034)	0,081 ** (0,033)	0,092 *** (0,027)	0,093 *** (0,028)
Ratio d'ouverture	0,014 * (0,007)	0,013 (0,008)	0,016 *** (0,004)	0,016 *** (0,006)
Taux d'investissement	0,035 *** (0,008)	0,035 *** (0,008)	0,032 *** (0,006)	0,032 *** (0,007)
Taux de fécondité	- 0,018 * (0,009)	- 0,017 ** (0,008)	0,005 (0,007)	0,006 (0,007)
R ²	0,59		0,75	

Notes : Il y a respectivement 94 et 95 observations dans chaque régression MCPITD-VI et MCGRI du PIB par habitant. Il y a respectivement 89 et 90 observations dans chaque régression MCPITD-VI et MCGRI du PIB par travailleur. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 % ; ** à 5 % ; *** à 1 %. Le groupe de pays exclut l'Allemagne dans le cas du PIB par habitant. Les instruments utilisés pour les estimations MCPITD-VI sont le PIB initial par habitant ou par travailleur et les valeurs retardées du taux d'investissement, du taux de fécondité, de la variable « nombre moyen d'années de scolarité » de de la Fuente et Doménech et de l'activité des femmes.

Annexe E :

Analyse de robustesse

Notre  chantillon de pays ne comprend que 14 des 30 pays membres de l'OCDE. Pour  valuer la repr sentativit  et la validit  de nos r sultats, nous avons r p t  les estimations en incluant l'ensemble complet de variables ind pendantes – le PIB initial par habitant ou par travailleur, le taux d'investissement, le taux d'ouverture, le taux de f condit , la litt ratie et le taux de participation des femmes au march  du travail – en retirant chaque fois un pays diff rent. Nous avons ainsi obtenu chaque fois une s rie de 14 r gressions. Les r sultats sont pr sent s dans les tableaux E.1   E.13. L' lasticit    long terme correspond ici au ratio n gatif du coefficient de la variable pertinente au coefficient du PIB initial par habitant.

Tableau E.1

Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard de capital humain

Investissements dans le capital humain mesurés par les résultats moyens en littératie de la population âgée de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant selon la méthode MCGRI				
Pays retiré de la régression	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport au capital humain	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport au capital humain
Belgique	- 0,062 *** (0,014)	1,515 **	- 0,041 *** (0,011)	3,390 ***
Canada	- 0,058 *** (0,013)	1,810 ***	- 0,053 *** (0,010)	2,736 ***
Suisse	- 0,075 *** (0,013)	1,200 **	- 0,054 *** (0,010)	2,333 ***
Danemark	- 0,059 *** (0,013)	1,678 ***	- 0,045 *** (0,011)	2,733 ***
Finlande	- 0,063 *** (0,014)	1,476 ***	- 0,047 *** (0,011)	2,489 ***
Allemagne	- 0,066 *** (0,013)	1,515 ***		
Irlande	- 0,075 *** (0,013)	1,173 **	- 0,060 *** (0,010)	1,683 ***
Italie	- 0,063 *** (0,014)	1,571 ***	- 0,046 *** (0,012)	2,717 ***
Pays-Bas	- 0,062 *** (0,013)	1,710 ***	- 0,049 *** (0,010)	2,612 ***
Norvège	- 0,065 *** (0,013)	1,462 ***	- 0,050 *** (0,011)	2,380 ***
Nouvelle-Zélande	- 0,069 *** (0,014)	1,348 **	- 0,052 *** (0,011)	2,288 ***
Suède	- 0,069 *** (0,013)	1,246 **	- 0,056 *** (0,010)	1,607 ***
Royaume-Uni	- 0,045 *** (0,015)	1,444	- 0,026 * (0,015)	2,269
États-Unis	- 0,068 *** (0,014)	1,500 **	- 0,049 *** (0,012)	2,143 ***

Notes : Il y a 88 observations dans chaque régression du PIB par habitant, sauf dans celle qui exclut l'Allemagne (90 observations), et 83 observations dans chaque régression du PIB par travailleur. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 % ; ** à 5 % ; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par habitant, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité et la mesure de la littératie.

Tableau E.2

Convergence conditionnelle du PIB par habitant, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par habitant selon la méthode MCGRI

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	Littératie	Activité des femmes	Littératie	Activité des femmes
Belgique	0,044 (0,030)	- 0,093 *** (0,033)	0,095 *** (0,034)	- 0,096 *** (0,032)
Canada	0,077 ** (0,033)	- 0,040 (0,045)	0,083 ** (0,034)	- 0,059 (0,043)
Suisse	0,032 (0,031)	- 0,107 *** (0,031)	0,099 *** (0,031)	- 0,107 *** (0,031)
Danemark	0,056* (0,030)	- 0,083 ** (0,035)	0,090 *** (0,030)	- 0,092 *** (0,033)
Finlande	0,047 (0,030)	- 0,099 *** (0,032)	0,092 *** (0,028)	- 0,101 *** (0,031)
Allemagne	0,051* (0,030)	- 0,066 (- 0,046)	0,099 *** (0,030)	- 0,066 (0,040)
Irlande	0,038 (0,030)	- 0,076 ** (0,035)	0,097 *** (0,030)	- 0,082 ** (0,034)
Italie	0,050* (0,030)	- 0,086 ** (0,034)	0,095 *** (0,031)	- 0,092 *** (0,032)
Pays-Bas	0,051* (0,029)	- 0,103 *** (0,033)	0,098 *** (0,029)	- 0,106 *** (0,032)
Norvège	0,040 (0,029)	- 0,110 *** (0,032)	0,099 *** (0,030)	- 0,112 *** (0,031)
Nouvelle-Zélande	0,044 (0,030)	- 0,087 ** (0,034)	0,093 *** (0,031)	- 0,092 *** (0,033)
Suède	0,047 (0,030)	- 0,076 * (0,040)	0,088 *** (0,030)	- 0,087 ** (0,040)
Royaume-Uni	0,022 (0,033)	- 0,061 * (0,034)	0,072 ** (0,035)	- 0,070 ** (0,033)
États-Unis	0,053 (0,040)	- 0,086 ** (0,035)	0,095 ** (0,037)	- 0,095 *** (0,034)

Notes : Il y a 88 observations dans chacune des 14 régressions MCGRI du PIB par habitant, sauf dans celle qui exclut l'Allemagne (90 observations). Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 % ; ** à 5 % ; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par habitant, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes.

Tableau E.3

Convergence conditionnelle du PIB par travailleur, 1960 à 1995

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par travailleur selon la méthode MCGRI

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	Littératie	Activité des femmes	Littératie	Activité des femmes
Belgique	0,061 ** (0,027)	- 0,157 *** (0,038)	0,116 *** (0,024)	- 0,151 *** (0,028)
Canada	0,125 *** (0,034)	0,003 (0,054)	0,134 *** (0,034)	- 0,042 (0,055)
Suisse	0,055 ** (0,026)	- 0,170 *** (0,037)	0,106 *** (0,023)	- 0,167 *** (0,028)
Danemark	0,062 ** (0,026)	- 0,152 *** (0,038)	0,104 *** (0,024)	- 0,157 *** (0,028)
Finlande	0,063 ** (0,026)	- 0,162 *** (0,036)	0,108 *** (0,023)	- 0,158 *** (0,027)
Irlande	0,048 * (0,027)	- 0,147 *** (0,038)	0,108 *** (0,023)	- 0,152 *** (0,028)
Italie	0,054 ** (0,027)	- 0,159 *** (0,038)	0,102 *** (0,024)	- 0,161 *** (0,029)
Pays-Bas	0,060 ** (0,026)	- 0,161 *** (0,038)	0,110 *** (0,023)	- 0,162 *** (0,028)
Norvège	0,054 ** (0,026)	- 0,184 *** (0,038)	0,104 *** (0,023)	- 0,176 *** (0,028)
Nouvelle-Zélande	0,055 ** (0,027)	- 0,155 *** (0,038)	0,102 *** (0,024)	- 0,160 *** (0,028)
Suède	0,056 ** (0,027)	- 0,167 *** (0,059)	0,106 *** (0,023)	- 0,142 *** (0,040)
Royaume-Uni	- 0,037 (0,043)	- 0,097 ** (0,040)	0,090 *** (0,032)	- 0,138 *** (0,031)
États-Unis	0,052 * (0,028)	- 0,154 *** (0,039)	0,084 *** (0,027)	- 0,168 *** (0,032)

Notes : Il y a 83 observations dans chacune des 14 régressions MCGRI du PIB par travailleur. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par travailleur, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Chacune des 14 régressions exclut l'Allemagne et un autre pays donné du groupe initial de 14 pays.

Tableau E.4

Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard du capital humain

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport au capital humain	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport au capital humain
Belgique	- 0,067 *** (0,015)	0,657	- 0,079 *** (0,013)	1,203 ***
Canada	- 0,052 *** (0,014)	1,481 **	- 0,072 *** (0,013)	1,153 **
Suisse	- 0,076 *** (0,014)	0,421	- 0,090 *** (0,013)	1,100 ***
Danemark	- 0,058 *** (0,014)	0,966 *	- 0,076 *** (0,013)	1,184 ***
Finlande	- 0,061 *** (0,015)	0,770	- 0,078 *** (0,013)	1,179 ***
Allemagne	- 0,062 *** (0,014)	0,823 *	- 0,081 *** (0,013)	1,222 ***
Irlande	- 0,075 *** (0,014)	0,507	- 0,089 *** (0,013)	1,090 ***
Italie	- 0,066 *** (0,015)	0,758 *	- 0,080 *** (0,014)	1,188 ***
Pays-Bas	- 0,062 *** (0,014)	0,823 *	- 0,080 *** (0,013)	1,225 ***
Norvège	- 0,070 *** (0,014)	0,571	- 0,087 *** (0,013)	1,138 ***
Nouvelle-Zélande	- 0,069 *** (0,015)	0,638	- 0,087 *** (0,014)	1,069 ***
Suède	- 0,065 *** (0,014)	0,724	- 0,081 *** (0,013)	1,087 ***
Royaume-Uni	- 0,043 *** (0,016)	0,512	- 0,060 *** (0,017)	1,200 **
États-Unis	- 0,068 *** (0,014)	0,779	- 0,087 *** (0,014)	1,092 **
Moyenne des 14 élasticités à long terme		0,745 [0,721, 0,769]		1,152 [1,138, 1,166]

Notes : Il y a 88 observations dans chaque régression MCGRI, sauf dans celle qui exclut l'Allemagne (90 observations). Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par habitant, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Tableau E.5

Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard du capital humain

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par travailleur selon la méthode MCGRI

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport au capital humain	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport au capital humain
Belgique	- 0,052 *** (0,013)	1,173 **	- 0,065 *** (0,010)	1,785 ***
Canada	- 0,040 *** (0,011)	3,125 ***	- 0,069 *** (0,011)	1,942 ***
Suisse	- 0,058 *** (0,012)	0,948 **	- 0,074 *** (0,010)	1,432 ***
Danemark	- 0,051 *** (0,011)	1,216 **	- 0,067 *** (0,010)	1,552 ***
Finlande	- 0,051 *** (0,011)	1,235 **	- 0,069 *** (0,010)	1,565 ***
Irlande	- 0,061 *** (0,012)	0,787 *	- 0,076 *** (0,010)	1,421 ***
Italie	- 0,058 *** (0,013)	0,932 **	- 0,072 *** (0,011)	1,417 ***
Pays-Bas	- 0,053 *** (0,011)	1,132 **	- 0,071 *** (0,010)	1,549 ***
Norvège	- 0,058 *** (0,012)	0,932 **	- 0,073 *** (0,010)	1,425 ***
Nouvelle-Zélande	- 0,055 *** (0,012)	1,00 **	- 0,071 *** (0,010)	1,437 ***
Suède	- 0,053 *** (0,011)	1,057 **	- 0,070 *** (0,010)	1,514 ***
Royaume-Uni	- 0,027 * (0,015)	- 1,370	- 0,057 *** (0,016)	1,579 ***
États-Unis	- 0,055 *** (0,012)	0,945 *	- 0,069 *** (0,011)	1,217 ***
Moyenne des 14 élasticités à long terme		1,008 [0,943, 1,073]		1,526 [1,503, 1,549]

Notes : Il y a 83 observations dans chaque régression MCGRI. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par travailleur, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Chacune des 13 régressions exclut l'Allemagne et un autre pays donné du groupe initial de 14 pays. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Tableau E.6

Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard de l'activité des femmes

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport de l'activité des femmes	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport de l'activité des femmes
Belgique	- 0,067 *** (0,015)	- 1,382 **	- 0,079 *** (0,013)	- 1,212 **
Canada	- 0,052 *** (0,014)	- 0,768	- 0,072 *** (0,013)	- 0,822
Suisse	- 0,076 *** (0,014)	- 1,404 ***	- 0,090 *** (0,013)	- 1,190 ***
Danemark	- 0,058 *** (0,014)	- 1,433 **	- 0,076 *** (0,013)	- 1,204 ***
Finlande	- 0,061 *** (0,015)	- 1,623 ***	- 0,078 *** (0,013)	- 1,293 ***
Allemagne	- 0,062 *** (0,014)	- 1,060	- 0,081 *** (0,013)	- 0,815
Irlande	- 0,075 *** (0,014)	- 1,013 **	- 0,089 *** (0,013)	- 0,917 **
Italie	- 0,066 *** (0,015)	- 1,304 **	- 0,080 *** (0,014)	- 1,155 ***
Pays-Bas	- 0,062 *** (0,014)	- 1,668 ***	- 0,080 *** (0,013)	- 1,330 ***
Norvège	- 0,070 *** (0,014)	- 1,571 ***	- 0,087 *** (0,013)	- 1,288 ***
Nouvelle-Zélande	- 0,069 *** (0,015)	- 1,268 **	- 0,087 *** (0,014)	- 1,059 ***
Suède	- 0,065 *** (0,014)	- 1,163 *	- 0,081 *** (0,013)	- 1,081 **
Royaume-Uni	- 0,043 *** (0,016)	- 1,430 *	- 0,060 *** (0,017)	- 1,169 **
États-Unis	- 0,068 *** (0,014)	- 1,258 **	- 0,087 *** (0,014)	- 1,090 ***
Moyenne des 14 élasticités à long terme		- 1,310 [- 1,273, - 1,347]		- 1,116 [- 1,086, - 1,146]

Notes : Il y a 88 observations dans chaque régression MCGRI, sauf dans celle qui exclut l'Allemagne (90 observations). Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par habitant, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Tableau E.7

Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard de l'activité des femmes

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par travailleur selon la méthode MCGRI

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport de l'activité des femmes	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport de l'activité des femmes
Belgique	- 0,052 *** (0,013)	- 3,018 ***	- 0,065 *** (0,010)	- 2,320 ***
Canada	- 0,040 *** (0,011)	0,086	- 0,069 *** (0,011)	- 0,609
Suisse	- 0,058 *** (0,012)	- 2,923 ***	- 0,074 *** (0,010)	- 2,258 ***
Danemark	- 0,051 *** (0,011)	- 2,984 ***	- 0,067 *** (0,010)	- 2,339 ***
Finlande	- 0,051 *** (0,011)	- 3,174 ***	- 0,069 *** (0,010)	- 2,287 ***
Irlande	- 0,061 *** (0,012)	- 2,408 ***	- 0,076 *** (0,010)	- 1,997 ***
Italie	- 0,058 *** (0,013)	- 2,742 ***	- 0,072 *** (0,011)	- 2,240 ***
Pays-Bas	- 0,053 *** (0,011)	- 3,040 ***	- 0,071 *** (0,010)	- 2,282 ***
Norvège	- 0,058 *** (0,012)	- 3,167 ***	- 0,073 *** (0,010)	- 2,407 ***
Nouvelle-Zélande	- 0,055 *** (0,012)	- 2,816 ***	- 0,071 *** (0,010)	- 2,254 ***
Suède	- 0,053 *** (0,011)	- 3,141 ***	- 0,070 *** (0,010)	- 2,030 ***
Royaume-Uni	- 0,027 * (0,015)	- 3,610 **	- 0,057 *** (0,016)	- 2,417 ***
États-Unis	- 0,055 *** (0,012)	- 2,806 ***	- 0,069 *** (0,011)	- 2,440 ***
Moyenne des 14 élasticités à long terme		- 2,750 [- 2,657, - 2,842]		- 2,145 [- 2,080, - 2,209]

Notes : Il y a 83 observations dans chaque régression MCGRI. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par travailleur, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Chacune des 13 régressions exclut l'Allemagne et un autre pays donné du groupe initial de 14 pays. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Tableau E.8

Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard du taux de fécondité

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport de le taux de fécondité	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport de le taux de fécondité
Belgique	- 0,067 *** (0,015)	- 0,296 **	- 0,079 *** (0,013)	- 0,204 *
Canada	- 0,052 *** (0,014)	- 0,422 **	- 0,072 *** (0,013)	- 0,287 **
Suisse	- 0,076 *** (0,014)	- 0,288 **	- 0,090 *** (0,013)	- 0,196 **
Danemark	- 0,058 *** (0,014)	- 0,350 **	- 0,076 *** (0,013)	- 0,230 **
Finlande	- 0,061 *** (0,015)	- 0,254	- 0,078 *** (0,013)	- 0,177
Allemagne	- 0,062 *** (0,014)	- 0,309 **	- 0,081 *** (0,013)	- 0,199 *
Irlande	- 0,075 *** (0,014)	- 0,177	- 0,089 *** (0,013)	- 0,122
Italie	- 0,066 *** (0,015)	- 0,299 **	- 0,080 *** (0,014)	- 0,201 *
Pays-Bas	- 0,062 *** (0,014)	- 0,34 **	- 0,080 *** (0,013)	- 0,223 **
Norvège	- 0,070 *** (0,014)	- 0,297 **	- 0,087 *** (0,013)	- 0,198 **
Nouvelle-Zélande	- 0,069 *** (0,015)	- 0,316 **	- 0,087 *** (0,014)	- 0,215 **
Suède	- 0,065 *** (0,014)	- 0,271	- 0,081 *** (0,013)	- 0,209
Royaume-Uni	- 0,043 *** (0,016)	- 0,279	- 0,060 *** (0,017)	- 0,186
États-Unis	- 0,068 *** (0,014)	- 0,418 **	- 0,087 *** (0,014)	- 0,286 **
Moyenne des 14 élasticités à long terme		- 0,309 [- 0,301, - 0,317]		- 0,210 [- 0,203, - 0,216]

Notes : Il y a 88 observations dans chaque régression MCGRI, sauf Allemagne (90 observations). Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par habitant, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Tableau E.9

Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard du taux de fécondité

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par travailleur selon la méthode MCGRI

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport de le taux de fécondité	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport de le taux de fécondité
Belgique	- 0,052 *** (0,013)	0,024	- 0,065 *** (0,010)	0,174
Canada	- 0,040 *** (0,011)	- 0,264	- 0,069 *** (0,011)	- 0,054
Suisse	- 0,058 *** (0,012)	0,013	- 0,074 *** (0,010)	0,135
Danemark	- 0,051 *** (0,011)	0,006	- 0,067 *** (0,010)	0,134
Finlande	- 0,051 *** (0,011)	0,067	- 0,069 *** (0,010)	0,166 *
Irlande	- 0,061 *** (0,012)	0,065	- 0,076 *** (0,010)	0,181 *
Italie	- 0,058 *** (0,013)	0,003	- 0,072 *** (0,011)	0,139
Pays-Bas	- 0,053 *** (0,011)	0,030	- 0,071 *** (0,010)	0,156
Norvège	- 0,058 *** (0,012)	- 0,005	- 0,073 *** (0,010)	0,121
Nouvelle-Zélande	- 0,055 *** (0,012)	- 0,003	- 0,071 *** (0,010)	0,123
Suède	- 0,053 *** (0,011)	- 0,027	- 0,070 *** (0,010)	0,192
Royaume-Uni	- 0,027 * (0,015)	- 0,143	- 0,057 *** (0,016)	0,165
États-Unis	- 0,055 *** (0,012)	- 0,050	- 0,069 *** (0,011)	0,064
Moyenne des 14 élasticités à long terme		- 0,022 [- 0,015, - 0,029]		0,131 [0,122, 0,139]

Notes : Il y a 83 observations dans chaque régression MCGRI. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par travailleur, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Chacune des 13 régressions exclut l'Allemagne et un autre pays donné du groupe initial de 14 pays. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Tableau E.10

Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard du ratio d'ouverture

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport de le ratio d'ouverture	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport de le ratio d'ouverture
Belgique	- 0,067 *** (0,015)	0,175	- 0,079 *** (0,013)	0,143
Canada	- 0,052 *** (0,014)	0,394 **	- 0,072 *** (0,013)	0,255 **
Suisse	- 0,076 *** (0,014)	0,166 *	- 0,090 *** (0,013)	0,134 *
Danemark	- 0,058 *** (0,014)	0,254 *	- 0,076 *** (0,013)	0,170 *
Finlande	- 0,061 *** (0,015)	0,179	- 0,078 *** (0,013)	0,137
Allemagne	- 0,062 *** (0,014)	0,257 *	- 0,081 *** (0,013)	0,200 **
Irlande	- 0,075 *** (0,014)	0,132	- 0,089 *** (0,013)	0,111
Italie	- 0,066 *** (0,015)	0,185	- 0,080 *** (0,014)	0,147
Pays-Bas	- 0,062 *** (0,014)	0,284 **	- 0,080 *** (0,013)	0,201 **
Norvège	- 0,070 *** (0,014)	0,165	- 0,087 *** (0,013)	0,125
Nouvelle-Zélande	- 0,069 *** (0,015)	0,182 *	- 0,087 *** (0,014)	0,136
Suède	- 0,065 *** (0,014)	0,206 *	- 0,081 *** (0,013)	0,157*
Royaume-Uni	- 0,043 *** (0,016)	- 0,365	- 0,060 *** (0,017)	- 0,154
États-Unis	- 0,068 *** (0,014)	0,228 *	- 0,087 *** (0,014)	0,148
Moyenne des 14 élasticités à long terme		0,174 [0,158, 0,191]		0,137 [0,124, 0,149]

Notes : Il y a 88 observations dans chaque régression MCGRI, sauf dans celle de l'Allemagne (90 observations). Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par habitant, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Tableau E.11

Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard du ratio d'ouverture

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par travailleur selon la méthode MCGRI

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport de le ratio d'ouverture	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport de le ratio d'ouverture
Belgique	- 0,052 *** (0,013)	0,305 ***	- 0,065 *** (0,010)	0,273 ***
Canada	- 0,040 *** (0,011)	0,925 ***	- 0,069 *** (0,011)	0,497 ***
Suisse	- 0,058 *** (0,012)	0,250 ***	- 0,074 *** (0,010)	0,213 ***
Danemark	- 0,051 *** (0,011)	0,329 ***	- 0,067 *** (0,010)	0,254 ***
Finlande	- 0,051 *** (0,011)	0,293 ***	- 0,069 *** (0,010)	0,238 ***
Irlande	- 0,061 *** (0,012)	0,261 ***	- 0,076 *** (0,010)	0,214 ***
Italie	- 0,058 *** (0,013)	0,266 ***	- 0,072 *** (0,011)	0,219 ***
Pays-Bas	- 0,053 *** (0,011)	0,299 ***	- 0,071 *** (0,010)	0,234 ***
Norvège	- 0,058 *** (0,012)	0,225 ***	- 0,073 *** (0,010)	0,204 ***
Nouvelle-Zélande	- 0,055 *** (0,012)	0,294 ***	- 0,071 *** (0,010)	0,230 ***
Suède	- 0,053 *** (0,011)	0,295 ***	- 0,070 *** (0,010)	0,253 ***
Royaume-Uni	- 0,027 * (0,015)	- 0,769	- 0,057 *** (0,016)	0,091
États-Unis	- 0,055 *** (0,012)	0,311 ***	- 0,069 *** (0,011)	0,232 ***
Moyenne des 14 élasticités à long terme		0,253 [0,229, 0,276]		0,242 [0,231, 0,254]

Notes : Il y a 83 observations dans chaque régression MCGRI. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par travailleur, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Chacune des 13 régressions exclut l'Allemagne et un autre pays donné du groupe initial de 14 pays. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Tableau E.12

Élasticité à long terme du PIB par habitant à l'égard du taux d'investissement

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport de le taux d'investissement	PIB initial par habitant	Élasticité à long terme du PIB par habitant par rapport de le taux d'investissement
Belgique	- 0,067 *** (0,015)	0,453 ***	- 0,079 *** (0,013)	0,479 ***
Canada	- 0,052 *** (0,014)	0,758 ***	- 0,072 *** (0,013)	0,538 ***
Suisse	- 0,076 *** (0,014)	0,350 ***	- 0,090 *** (0,013)	0,421 ***
Danemark	- 0,058 *** (0,014)	0,547 ***	- 0,076 *** (0,013)	0,491 ***
Finlande	- 0,061 *** (0,015)	0,465 ***	- 0,078 *** (0,013)	0,465 ***
Allemagne	- 0,062 *** (0,014)	0,485 ***	- 0,081 *** (0,013)	0,459 ***
Irlande	- 0,075 *** (0,014)	0,362 ***	- 0,089 *** (0,013)	0,418 ***
Italie	- 0,066 *** (0,015)	0,481 ***	- 0,080 *** (0,014)	0,476 ***
Pays-Bas	- 0,062 *** (0,014)	0,486 ***	- 0,080 *** (0,013)	0,474 ***
Norvège	- 0,070 *** (0,014)	0,413 ***	- 0,087 *** (0,013)	0,444 ***
Nouvelle-Zélande	- 0,069 *** (0,015)	0,458 ***	- 0,087 *** (0,014)	0,446 ***
Suède	- 0,065 *** (0,014)	0,460 ***	- 0,081 *** (0,013)	0,454 ***
Royaume-Uni	- 0,043 *** (0,016)	0,978 ***	- 0,060 *** (0,017)	0,753 ***
États-Unis	- 0,068 *** (0,014)	0,494 ***	- 0,087 *** (0,014)	0,446 ***
Moyenne des 14 élasticités à long terme		0,514 [0,505, 0,522]		0,483 [0,479, 0,487]

Notes : Il y a 88 observations dans chaque régression MCGRI, sauf dans celle de l'Allemagne (90 observations). Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par habitant, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Tableau E.13

Élasticité à long terme du PIB par travailleur à l'égard du taux d'investissement

Investissement dans le capital humain mesuré d'après les résultats moyens en littératie des hommes et des femmes âgés de 17 à 25 ans

Variable dépendante : différence logarithmique du PIB par travailleur selon la méthode MCGRI

Pays retiré de la régression	Hommes		Femmes	
	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport de le taux d'investissement	PIB initial par travailleur	Élasticité à long terme du PIB par travailleur par rapport de le taux d'investissement
Belgique	- 0,052 *** (0,013)	0,544 ***	- 0,065 *** (0,010)	0,538 ***
Canada	- 0,040 *** (0,011)	1,137 ***	- 0,069 *** (0,011)	0,601 ***
Suisse	- 0,058 *** (0,012)	0,492 ***	- 0,074 *** (0,010)	0,469 ***
Danemark	- 0,051 *** (0,011)	0,566 ***	- 0,067 *** (0,010)	0,514 ***
Finlande	- 0,051 *** (0,011)	0,547 ***	- 0,069 *** (0,010)	0,497 ***
Irlande	- 0,061 *** (0,012)	0,405 ***	- 0,076 *** (0,010)	0,425 ***
Italie	- 0,058 *** (0,013)	0,492 ***	- 0,072 *** (0,011)	0,477 ***
Pays-Bas	- 0,053 *** (0,011)	0,558 ***	- 0,071 *** (0,010)	0,503 ***
Norvège	- 0,058 *** (0,012)	0,515 ***	- 0,073 *** (0,010)	0,492 ***
Nouvelle-Zélande	- 0,055 *** (0,012)	0,527 ***	- 0,071 *** (0,010)	0,485 ***
Suède	- 0,053 *** (0,011)	0,535 ***	- 0,070 *** (0,010)	0,451 ***
Royaume-Uni	- 0,027 * (0,015)	1,713 ***	- 0,057 *** (0,016)	0,688 ***
États-Unis	- 0,055 *** (0,012)	0,541 ***	- 0,069 *** (0,011)	0,514 ***
Moyenne des 14 élasticités à long terme		0,659 [0,647, 0,672]		0,512 [0,507, 0,517]

Notes : Il y a 83 observations dans chaque régression MCGRI. Les erreurs-types d'hétéroscédasticité de White sont indiquées entre parenthèses. * : significatif à 10 %; ** à 5 %; *** à 1 %. L'ensemble de variables indépendantes comprend le PIB initial par travailleur, le taux d'investissement, le ratio d'ouverture, le taux de fécondité, la mesure de la littératie et l'activité des femmes. Chacune des 13 régressions exclut l'Allemagne et un autre pays donné du groupe initial de 14 pays. Les chiffres entre crochets représentent l'intervalle de confiance de 95 % de l'élasticité à long terme correspondante.

Annexe F

T. Scott Murray et Richard Desjardins, Statistique Canada

La littératie et la numératie prises comme indicateurs de la qualité de l'investissement dans l'éducation

Les analyses résumées dans le présent rapport ont ceci de novateur qu'elles portent sur des estimations de la qualité de l'investissement dans l'éducation, en l'occurrence des estimations chronologiques de la littératie et de la numératie des jeunes de 17 à 25 ans tirées par approximation de la base de données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA).

Vu le caractère essentiel de ces estimations à l'égard de l'estimation et l'importance éventuelle des constatations en ce qui concerne la politique publique, il importe que le lecteur comprenne comment on a recueilli les données de l'EIAA, quelles preuves soutiennent l'hypothèse selon laquelle les données sont comparables d'un pays à l'autre, quelles preuves existent pour démontrer que ces compétences constituent des aspects importants du capital humain et, enfin, comment on a employé l'ensemble de données transversales de l'EIAA pour calculer une série chronologique des répartitions des compétences qui existaient au cours des périodes antérieures.

Comment on a recueilli les données de l'EIAA

L'objectif premier de l'EIAA consistait à établir un profil des compétences des adultes en compréhension de textes suivis, de textes schématisés et de textes au contenu quantitatif dans un éventail de pays de l'OCDE, à explorer les déterminants des niveaux de compétence observés et à établir leur relation par rapport à un éventail de résultats économiques et sociaux. Afin de produire des estimations valides, fiables et comparables des compétences de populations hétérogènes, l'EIAA a innové en combinant les méthodes d'évaluation pédagogique à celles d'une enquête-ménages.

L'aspect le plus novateur de l'étude consiste à demander à des échantillons représentatifs d'adultes âgés de 16 à 65 ans de subir un test de rendement à la maison. Les tests servant à évaluer les compétences sont fondés sur des théories qui rendent explicites les facteurs sous-tendant la difficulté relative des tâches dans chaque domaine de compétence.

Si l'on rend compte d'une manière stable d'une proportion significative de la variance de la difficulté des items pour des populations hétérogènes, on peut manipuler systématiquement les variables sous-jacentes – les caractéristiques du texte et de la tâche – pour obtenir une évaluation efficiente. Dans le cas de l'EIAA, il fallait expliquer au minimum 90 % de la variance de la difficulté des items d'une langue à l'autre et d'une culture à l'autre pour justifier l'inclusion des données.

À part l'échantillonnage de tâches courantes comportant un éventail pertinent de difficulté pour les populations cibles, les évaluations visaient aussi à échantillonner des contextes réels et

des documents très courants, de manière à n'avantager ou à ne désavantager aucun groupe de personnes par la familiarité avec les textes. On a utilisé des items de réponse libre pour accroître l'authenticité de l'évaluation.

Afin de maintenir la durée des évaluations dans des limites acceptables et d'assurer une bonne couverture des domaines cognitifs cibles, on a employé un plan d'évaluation matriciel à blocs incomplets équilibrés.

On emploie des méthodes statistiques perfectionnées pour résumer les compétences d'après les données cognitives disponibles et pour imputer les notes des répondants pour lesquels on dispose de données cognitives insuffisantes. Ces méthodes mettent les items et les personnes sur les mêmes échelles, ce qui a pour effet :

- de confirmer empiriquement les difficultés des items prévues par la théorie,
- de rendre significatives les échelles et l'interprétation des niveaux de compétence,
- de permettre d'examiner la relation des compétences aux covariables recueillies au moyen du questionnaire général,
- de prouver empiriquement que les réponses aux items sont psychométriquement équivalentes à l'intérieur des pays et entre eux, ce qui constitue une condition préalable à la comparaison,
- de permettre de calculer des erreurs-types qui reflètent l'échantillonnage de la population et des domaines cognitifs.

On a mis au point des méthodes perfectionnées pour réduire au minimum les erreurs provenant d'autres sources, dont la traduction et l'adaptation des instruments à partir des langues de départ, la notation, l'échantillonnage des personnes et des ménages et l'administration du test. Des renseignements sur les méthodes de l'EIAA, dont les principes et le fondement scientifique de l'étude, le cadre obligatoire d'orientation de la mesure, les cadres d'évaluation de chaque domaine et la conception globale de l'étude, sont accessibles (en anglais) sur le site Web www.ets.org/all.

Quelles preuves soutiennent l'hypothèse selon laquelle les données sont comparables à l'intérieur des pays et entre eux?

Dans des études comme l'EIAA, l'erreur de mesure provient de trois sources :

- l'erreur liée à l'échantillonnage du domaine cognitif,
- l'erreur liée à l'échantillonnage de la population,
- l'erreur liée à la mise en œuvre de l'enquête, dont la traduction et l'adaptation des instruments de la langue de départ à la langue d'arrivée, l'écart par rapport aux méthodes prescrites de collecte de données, le contrôle et le codage et, enfin, la notation.

Afin de maintenir à des niveaux acceptables l'erreur provenant de ces sources, l'EIAA comportait un vaste ensemble de méthodes d'assurance de la qualité, dont :

- des normes et des lignes directrices explicites et détaillées liées à tous les aspects de la mise en œuvre;
- des séances de formation obligatoires pour les activités clés conçues pour inculquer la théorie et la pratique sous-tendant les caractéristiques clés de la conception;
- une révision et un examen approfondis des plans nationaux de mise en œuvre et des corrections connexes avant la mise en œuvre;

- une enquête pilote complète visant à déceler tout écart par rapport aux normes et aux lignes directrices et les tolérances empiriques concernant les réponses aux items;
- des méthodes explicites d'assurance de la qualité à mettre en œuvre en temps réel durant les phases clés;
- des exigences de déclaration *a posteriori* quant aux aspects clés de la qualité, dont les profils de réponse;
- une analyse statistique *a posteriori* de la qualité et de la cohérence des résultats;
- une analyse approfondie à plusieurs niveaux et à plusieurs variables pour accroître la précision des estimations des compétences et pour déceler tout écart par rapport aux schémas prévus.

L'examen de la production de ces systèmes donne lieu aux constatations suivantes :

- La qualité après contrôle des données de l'EIAA est très élevée : les données sont valides, fiables et comparables pour la grande majorité des pays.
- Sur les trois sources d'erreur, l'erreur liée aux aspects psychométriques de l'étude est la plus faible; elle compte pour une moyenne de 3 à 5 points sur les échelles de 500 points.
- Les erreurs d'échantillonnage de la population sont beaucoup plus importantes à cause de la taille relativement faible des échantillons prélevés par la plupart des pays; elles comptent pour une moyenne d'environ 15 points sur les échelles de compétence de 500 points.
- Les erreurs de mise en œuvre sont de loin les plus importantes; dans certains cas, elles entraînent une surestimation et une sous-estimation pouvant s'avérer significatives des compétences moyennes dans un petit nombre de pays.

On peut estimer l'ampleur du biais « potentiel » en comparant les estimations des compétences en lecture des jeunes de 15 ans ayant participé au PISA de l'OCDE à celles de la compréhension de textes suivis des jeunes âgés de 16 à 25 ans tirées de l'EIAA pour les mêmes pays. Dans 21 des 24 pays, le rendement moyen estimatif est d'environ 4 points plus élevé dans le cas de l'EIAA, ce qui suppose une certaine croissance des compétences après l'âge de 15 ans. Les résultats de trois pays semblent s'écarter de ce schéma. En supposant que l'estimation du PISA soit la valeur réelle, les constatations donnent à penser que l'EIAA surestimerait les niveaux de compétences des jeunes de 16 à 25 ans en Allemagne et en Suède. Toutefois, cette disparité s'explique peut-être aussi par les différences culturelles dans l'acquisition des compétences durant les études postsecondaires ou par la modification de la qualité des écoles entre les dates d'enquête de l'EIAA et du PISA. Un autre facteur peut tenir à la représentativité de l'échantillon des minorités d'immigrants ou à la réponse de ces derniers. Inversement, l'EIAA semble sous-estimer les compétences des jeunes Français, encore une fois pour des raisons qui semblent liées à la qualité de l'échantillon ou aux schémas de réponse. En France, on n'a pas corrigé le biais de non-réponse en rajustant des poids de population.

On trouvera des données techniques détaillées sur l'EIAA dans *Adult Literacy in OECD Countries: Technical Report on the First International Adult Literacy Survey* (NCES, 1998) et dans les annexes techniques de chacun des rapports comparatifs internationaux :

Littératie, économie et société : Résultats de la première Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (Statistique Canada et OCDE, 1995).

Littératie et société du savoir : Nouveaux résultats de l'Enquête internationale sur les capacités de lecture et d'écriture des adultes (DRHC et OCDE, 1997).

La littératie à l'ère de l'information : Rapport final de l'Enquête internationale sur la littératie des adultes (Statistique Canada et OCDE, 2000).

Quelles preuves existent pour démontrer que ces compétences constituent des aspects importants du capital humain?

Les domaines évalués dans le cadre de l'EIAA ont été choisis avant tout parce qu'ils satisfaisaient aux cinq critères suivants :

- Premièrement, la psychologie cognitive devait cerner des compétences distinctes et non innées qu'on peut apprendre et enseigner.
- Deuxièmement, la documentation sur les normes professionnelles et sur le fonctionnement du marché du travail et de l'inégalité sociale devait cerner des compétences économiquement et socialement importantes.
- Troisièmement, la théorie de la réponse aux items devait cerner un ensemble de variables permettant de prévoir de manière stable, dans des populations hétérogènes, la difficulté relative des tâches.
- Quatrièmement, les mesures devaient avoir produit auparavant des estimations valides, fiables et comparables dans des populations hétérogènes.
- Enfin, il devait exister la possibilité d'adapter les méthodes de mesure pour les mettre en œuvre dans le contexte d'une enquête-ménage d'une durée moyenne maximale de 90 minutes.

Pour satisfaire au deuxième de ces critères, l'équipe de conception s'est inspirée d'une abondante documentation spécialisée. L'examen des normes américaines, australiennes, britanniques et canadiennes en matière de compétences professionnelles a permis d'établir un ensemble commun de compétences jugées essentielles à l'exécution des tâches (Jones, 1998).

En outre, il existe une vaste documentation microéconomique qui examine la relation du capital humain à la réussite économique individuelle et qui remonte à Adam Smith (Smith, 1789). Depuis, on a formulé de nombreuses théories pouvant contribuer à expliquer l'inégalité observée dans les gains individuels. Bon nombre de ces théories ayant des points communs, on peut les utiliser en combinaison pour enrichir l'explication. On peut prendre pour point de départ le cadre économique néoclassique, selon lequel les personnes qui contribuent davantage à la valeur finale de la production devraient aussi gagner davantage. À cette théorie s'ajoute celle du capital humain (Shultz, 1961, 1975; Becker, 1962, 1964; Mincer, 1958, 1962, 1974), dont le principe de base laisse entendre que l'apport relatif des personnes dépend du savoir, des compétences et d'autres caractéristiques qui leur sont propres (Blaug, 1976).

Les économistes du travail ont avancé plusieurs théories concurrentes pour tenter de concilier les preuves empiriques disponibles avec la théorie initiale et sous-jacente du capital humain. Par exemple, la théorie de la segmentation du marché du travail, lancée par Doeringer et Piore (1971), se distingue traditionnellement de la théorie du capital humain par son thème central. Elle met l'accent sur les caractéristiques de l'emploi et du marché de l'emploi, plutôt que sur celles des personnes (Duncan et Hoffman, 1979). Selon cette théorie, des marchés du travail différents fonctionneraient dans des circonstances différentes sur les plans de la réglementation, de la technologie, de l'offre et de la demande, d'où la variation de la rémunération et des avantages sociaux. Pour de nombreux partisans de cette théorie, la productivité et la rémunération des travailleurs seraient déterminées davantage par l'emploi et sa technologie que par le capital humain du travailleur (voir Velloso, 1995). Ces conclusions reposent principalement sur des études qui considèrent la segmentation du marché du travail comme une fonction de l'industrie. Bon nombre de ces études ne considèrent pas les caractéristiques de l'emploi du point de vue des caractéristiques de la personne (c.-à-d. le capital humain) nécessaires pour accomplir les tâches professionnelles.

Par contre, d'autres études (p. ex., Osberg, Wolff et Baumol, 1989; Raudenbush et Kasim, 2002) considèrent la segmentation du marché du travail comme une fonction de la profession. Cette approche énonce explicitement la pertinence des caractéristiques individuelles comme le capital humain, puisqu'elles sont nécessaires pour accomplir les tâches liées à différentes professions. Osberg *et coll.* (1989) affirment qu'en raison de la sous-évaluation et d'autres développements, les classifications de l'activité économique fondées sur l'industrie deviennent de moins en moins fiables et qu'il est donc nécessaire de mettre l'accent sur la composition professionnelle de la population active.

Cette conception de la segmentation du marché du travail tient compte de la possibilité que le rendement des aptitudes et des compétences varie selon différents types de professions. En matière de normes professionnelles, en effet, les données sur la demande révèlent une grande hétérogénéité dans les compétences exigées à l'égard des emplois (DRHC, 2003). Le Projet de recherche sur les compétences fondamentales, vaste programme du gouvernement canadien visant à établir le profil de la demande de compétences par profession, en fait état et confirme l'importance capitale de la relation entre les compétences et le rendement au travail.

Une autre théorie importante est celle de la signalisation (Arrow, 1973; Spence, 1973; Stiglitz, 1975; Riley, 1976; Weiss, 1995). Comme les employeurs disposent de renseignements imparfaits concernant les employés éventuels, notamment sur leur capacité et leur productivité future, ils font face à un dilemme au moment de l'embauche. Ils ne peuvent donc qu'inférer les capacités de production des candidats en se fiant à leurs titres de compétences validés et reconnus, comme le niveau de scolarité. En bref, selon cette théorie, l'éducation sert à signaler ou à trier les caractéristiques non observées. Même si l'éducation ne constitue qu'une approximation du capital humain, cette fonction de signalisation ou de tri semble en faire un élément crucial. En effet, d'après certaines constatations (p. ex., Black et Lynch, 1996, p. 266), les attestations d'études s'imposeraient aux employeurs au moment de l'embauche et joueraient ainsi un rôle important dans l'accès aux professions. La signalisation a tendance à réduire le rendement économique observé des compétences à tel point que les attestations d'études ne sont que partiellement en corrélation avec les compétences réelles.

Bon nombre d'études susmentionnées souffrent d'une faiblesse commune : sans mesures directes du capital humain, elles sont restreintes par l'hypothèse selon laquelle les personnes qui possèdent un niveau d'instruction donné possèdent des connaissances, des compétences et d'autres caractéristiques semblables. La variation observée des salaires au sein des professions est beaucoup plus grande qu'on ne peut l'expliquer par les différences de niveau de scolarité. Cette variation est certainement tributaire de la variation sous-jacente de l'utilisation et de la rémunération des compétences par les entreprises et des niveaux réels de compétences des travailleurs.

La conception de l'EIAA ne permet pas d'analyser l'hétérogénéité entre les entreprises au chapitre de l'utilisation et de la rémunération des compétences. Elle offre cependant des mesures directes permettant d'évaluer certaines compétences séparément des nombreuses caractéristiques que l'éducation est censée mesurer indirectement. Elle permet également de mieux comprendre la correspondance entre les intrants et les extrants du processus de formation du capital humain. L'analyse des données de l'EIAA donne à penser que les attestations d'études ne comptent en moyenne que pour 60 % de la variance expliquée des compétences. Il reste donc une grande partie de la variance à expliquer par d'autres facteurs. Si l'on évalue une compétence donnée indépendamment de la scolarité, on peut alors utiliser la scolarité comme approximation d'autres caractéristiques.

Au cours des dernières années, on a déployé de grands efforts pour mettre à la disposition des chercheurs des mesures directes des compétences, dont celles des compétences en littératie produites par l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA). Green et Riddell (2001) rajustent simultanément les compétences en littératie et le niveau de scolarité en employant une méthode inspirée de Mincer. Ils constatent un rendement significatif des compétences en littératie sur le marché du travail canadien – de l'ordre de 3,0 % à 3,5 % pour chaque augmentation

de 10 points de la littératie²⁶. Dans une analyse plus détaillée, les mêmes auteurs (Riddell et Green, 2003) confirment ce résultat et ajoutent que le rendement des compétences est plus ou moins stable pour l'ensemble de la répartition des salaires, ce qui donne à penser que les compétences contribuent directement à la productivité au lieu de simplement constituer un critère de sélection. Riddell et Green affirment également qu'une fois neutralisée la variation attribuable aux effets de sélection qui ont tendance à estomper la relation entre les salaires et les caractéristiques productives, les compétences en littératie et en numératie expliquent une proportion significative de la variation totale des salaires. Cette constatation suppose que les caractéristiques non encore mesurées sont moins importantes, en termes relatifs, que celles qu'on a mesurées dans le cadre de l'EIAA. En neutralisant les compétences en littératie, OCDE et DRHC (1997) constatent également une réduction de l'effet de l'éducation sur les gains. Selon Osberg (2000, p. 8), le rendement économique de l'éducation est attribuable aux compétences en littératie dans une proportion de 40 % à 45 %, le reste étant attribuable à d'autres résultats économiquement importants de l'éducation.

Bon nombre d'autres études utilisent des évaluations directes des compétences. Murnane, Willet et Levy (1995) montrent que l'importance des compétences de base a augmenté entre les années 70 et le milieu des années 80. Murnane, Willet, Braatz et Duhaldeborde (2001) examinent trois types de compétences, soit l'aptitude aux études, les compétences nécessaires pour accomplir rapidement des tâches élémentaires et l'estime de soi, confirmant ainsi l'importance des compétences de base sur le marché du travail américain. À partir des données de la Young Adult Literacy Survey (YALS), Riviera-Batiz (1992) montre que la compréhension de textes au contenu quantitatif a aussi un effet indépendant sur les gains, indépendant de celui de l'éducation initiale.

Il semble que le rendement des compétences en littératie varie considérablement d'un pays à l'autre. Par exemple, Devroye et Freeman (2001) concluent que le marché du travail américain trie les personnes selon leurs compétences en littératie plus que tout autre pays. Blau et Kahn (2001) confirment cette observation en ajoutant que les connaissances et les compétences jouent un rôle important qui explique les inégalités salariales relativement élevées aux États-Unis. Leuven (2001) constate également que la relation entre la scolarité et les notes aux tests de capacités cognitives est plus étroite aux États-Unis que dans d'autres pays. Par contre, Tuijnman (2000) constate qu'en Pologne, le marché du travail rémunère plus généreusement le niveau d'études et l'expérience de travail que les compétences en littératie.

En Suède, le rendement des compétences en littératie sur le plan salarial semble être faible, en grande partie parce que la quantité et la qualité des compétences sont élevées et que l'inégalité est faible. Les employeurs suédois sont donc obligés d'échelonner les salaires en fonction d'autres caractéristiques qui contribuent à la productivité (OCDE et DRHC, 1998).

Il semble également que le rendement des compétences varie selon la profession. À partir des données de la National Adult Literacy Survey (NALS), Raudenbush et Kasim (2002) empruntent la conception d'une économie de l'information axée sur la segmentation du marché du travail, formulée par Osberg *et coll.* (1989), pour examiner les relations entre les inégalités sociales, l'inégalité des compétences en littératie et l'inégalité dans l'emploi et les gains, à l'intérieur des types de profession et entre eux. Ils assimilent les « bonnes » professions aux professions relativement bien rémunérées axées sur l'information. D'après leur analyse, l'effet moyen des compétences en littératie équivaut à environ 25 % de l'apport de l'éducation aux gains. Une augmentation des compétences en littératie de l'ordre d'un écart-type est liée à une hausse approximative de 18 % des gains horaires, mais elle varie selon le type de profession. Par exemple, les auteurs constatent que sur le marché du travail américain, la relation entre les compétences en littératie et les gains est plus étroite dans les professions axées sur l'information que dans les autres professions. Plus précisément, Raudenbush et Kasim (2002) constatent qu'aux États-Unis, les avantages salariaux liés à la littératie sont d'autant plus élevés que les emplois sont fortement axés sur l'information et la connaissance. Enfin, Boothby établit que les compétences en littératie sont assorties d'avantages salariaux importants dans les emplois dont les titulaires sont surqualifiés

et sous-qualifiés, ce qui donne à penser qu'elles contribuent directement à la productivité (Boothby, 2002).

En résumé, les compétences mesurées dans le cadre de l'EIAA expliquent de manière indépendante une forte proportion des salaires et d'autres résultats sur le marché du travail. Toutefois, l'influence observée des compétences sur les résultats sur le marché du travail est modifiée par les conditions relatives de l'offre et de la demande et ce, d'autant plus que la demande est élevée et que l'offre est faible et variable.

Des études parallèles ont établi que les compétences en littératie et en numératie influençaient la formation du capital humain des adultes par le biais de la participation de ces derniers aux études postsecondaires ainsi qu'à l'éducation et à la formation des adultes. Par exemple, Willms (2003) observe que la littératie et la numératie ont un effet marqué sur la participation aux études postsecondaires. Tuijnman et Bélanger (1997) et Kapsalis (1997) constatent de très grandes inégalités sociales dans l'accès aux systèmes d'éducation et de formation des adultes en fonction des compétences, particulièrement ceux qui sont offerts ou soutenus par les employeurs.

D'un point de vue macroéconomique, on a tenté d'étendre le modèle néoclassique de la croissance de Solow (1956) en y ajoutant une catégorie de modèles de croissance endogène tenant compte des effets de l'accumulation du capital humain (voir, par exemple, Romer, 1986; Lucas, 1988; Barro et Sala-I-Martin, 1995; Mankiw, Romer et Weil, 1992). La plupart de ces analyses ont employé jusqu'ici le niveau de scolarité fondé sur le nombre d'années de scolarité comme approximation du capital humain.

Si ces analyses confirment qu'on a sous-estimé l'influence du capital humain sur la croissance économique, les modèles les plus perfectionnés ne donnent pourtant pas d'estimations de la même envergure que celles calculées d'un point de vue microéconomique, ce que Krueger et Lindahl (2001) attribuent aux piètres propriétés de mesure du niveau de scolarité employé dans les modèles de croissance macroéconomique.

L'analyse qui nous occupe est la première à tenter d'intégrer des mesures directes de la qualité de la main-d'œuvre à des modèles de croissance endogène en prenant les compétences des cohortes de finissants comme approximation de la qualité de l'investissement.

Comment on a employé l'ensemble de données transversales de l'EIAA pour calculer une série chronologique des répartitions des compétences qui existaient au cours des périodes antérieures

Un objectif sous-jacent de cette analyse consiste à comprendre quelle a été la qualité relative de l'investissement dans l'éducation (définie de manière générale) au cours des 40 dernières années. Les auteurs choisissent la note moyenne en littératie de la cohorte *entrant* sur le marché du travail (personnes de 17 à 25 ans) en 1995, 1990, ... 1960 comme approximation directe, et donc plus informative, de la qualité.

Dans l'analyse, on pose la question suivante : « pour chacune des cohortes synthétiques, quel âge avait la cohorte des jeunes de 17 à 25 ans en 1994? »

Les jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1995 avaient de 16 à 24 ans en 1994.

Les jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1990 avaient de 21 à 29 ans en 1994.

Les jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1985 avaient de 26 à 34 ans en 1994.

Les jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1980 avaient de 31 à 39 ans en 1994.

Les jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1975 avaient de 36 à 44 ans en 1994.

Les jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1970 avaient de 41 à 49 ans en 1994.

Les jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1965 avaient de 46 à 54 ans en 1994.

Les jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1960 avaient de 51 à 59 ans en 1994.

Il s'agissait de calculer :

les indicateurs de la littératie – compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif – dans l'ensemble et selon le sexe;

les proportions qui se situaient aux niveaux 1, 2, 3, 4 et 5.

Les analyses se sont déroulées comme suit :

Première étape : On a organisé les données en fonction du fichier de de la Fuente et Doménech (2001) et créé des variables fictives pour chacune des cohortes synthétiques.

Deuxième étape : On a établi les notes moyennes en littératie par personne en compréhension de textes suivis, de textes schématiques et de textes au contenu quantitatif, ainsi que les cinq niveaux.

Troisième étape : On a estimé les notes moyennes de chaque cohorte et conservé chaque ensemble dans un fichier temporaire. On a répété cette opération séparément pour les hommes et pour les femmes.

Quatrième étape : On a combiné les données de chaque cohorte (ensemble des répondants, hommes, femmes), rassemblé les fichiers des cohortes et produit les données dans un fichier Excel.

Les documents qui font état de ce travail devraient comprendre la citation suivante : « On a utilisé les données de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes pour estimer les notes moyennes en littératie des jeunes de 17 à 25 ans de chaque cohorte synthétique. On a procédé en déterminant l'âge de la cohorte en 1994, année de la collecte des données de l'EIAA, et en estimant les indicateurs de la littératie à partir des données des échantillons d'adultes de cet âge. Par exemple, les jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1995 étaient âgés de 16 à 24 ans en 1994; ceux qui avaient de 17 à 25 ans en 1990 étaient âgés de 21 à 29 ans en 1994; et ainsi de suite, jusqu'à la cohorte des jeunes qui avaient de 17 à 25 ans en 1960, lesquels étaient âgés de 51 à 59 ans en 1994. Cette méthode suppose que le niveau des compétences en littératie mesuré en 1994 pour chaque cohorte est semblable à celui que possédaient ces personnes lorsqu'elles avaient de 17 à 25 ans; c'est-à-dire qu'en moyenne, leurs compétences n'ont ni augmenté ni diminué avec l'âge. »

Les estimations synthétiques ainsi obtenues sont disponibles sur demande auprès de Statistique Canada, à l'adresse électronique suivante : scotmur@statcan.ca

Pourquoi l'évaluation directe des compétences en littératie et en numératie constitue une meilleure approximation de la qualité de l'investissement dans le capital humain

Les estimations employées dans cette analyse sont plus informatives, car elles tiennent compte d'importantes sources de variance dont les mesures du niveau de scolarité font abstraction. Plus précisément, elles reflètent la variance inter-temporelle, inter-individuelle et inter-régionale de la qualité des premières années de scolarité, de la qualité des études primaires et secondaires et de celle des études postsecondaires.

Les estimations sont toutefois moins informatives qu'elles ne pourraient l'être, car elles tiennent compte également de la variation attribuable à l'acquisition et à la perte de compétences qui surviennent à l'âge adulte, après la fin du cycle initial de l'éducation.

Les analyses des données de l'EIAA donnent à penser que cette acquisition de compétences est tributaire de différents schémas d'utilisation des compétences liés à une organisation du travail et à une structure industrielle et professionnelle différentes, de différents schémas d'utilisation des compétences en dehors de l'emploi et de différents schémas de participation à l'éducation et à la formation des adultes. Les mêmes analyses portent à croire à une perte significative de compétences, particulièrement lorsque la demande économique et sociale est faible et que la motivation à acquérir et à utiliser des compétences est, par conséquent, faible elle aussi.

L'analyse de Riddell et Green (2003) laisse entretenir que les compétences en littératie et en numératie procèdent en grande partie de la formation scolaire et que l'acquisition et la perte de compétences ont une influence relativement modeste sur l'offre de compétences. Par contre, Desjardins (2004) constate que si la scolarité a une influence importante sur l'acquisition des compétences, l'apprentissage au travail, à la maison et dans la collectivité peut aussi avoir une influence importante.

En attendant que les données de l'Enquête sur l'alphabétisation et les compétences des adultes (EACA) soient publiées en 2004, il est impossible d'estimer l'influence nette de l'acquisition et de la perte des compétences sur le stock de compétences disponible. Pour le moment, nous pouvons simplement dire que les séries chronologiques des compétences des jeunes de 17 à 25 ans seront surestimées en raison de l'acquisition de compétences après les études et qu'elles seront sous-estimées à cause de la perte de compétences. Les niveaux de compétences antérieurs seront légèrement surestimés eux aussi, car les personnes dont le niveau de compétences est faible ont un taux de mortalité plus élevé (et, par conséquent, une probabilité plus faible d'être observées dans le cadre de l'enquête transversale en cours). L'inclusion des immigrants dans les estimations entraînera également une surestimation des niveaux de compétences antérieurs, car il est probable que les immigrants ont accumulé des compétences plus rapidement que la population née au pays.

Entre-temps, nous supposons que les variations de la qualité de l'éducation ont contribué davantage aux variations de l'offre de compétences que l'effet net de l'acquisition et de la perte de compétences selon les estimations chronologiques dont nous disposons.

Il faut également reconnaître que le rendement économique observé des compétences en littératie et en numératie pourrait constituer un effet du deuxième ordre, c.-à-d. qu'on observe en réalité l'influence des différences dans la composition des compétences techniques produites par différents systèmes d'enseignement postsecondaire. Toutefois, la recherche donne à penser que la compétence technique dépend dans une large mesure de la maîtrise d'un ensemble de compétences de base, dont la littératie et la numératie. On peut donc conclure que la littératie et la numératie constituent une condition nécessaire, mais non suffisante, pour atteindre les taux de croissance économique élevés dont il est question dans le présent document.

R f rences

- Aghion, P., et Howitt, P. 1997. *Endogenous growth theory*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Arjona, R., Ladaique, M., et Pearson, M. 2001. Growth, inequality and social protection. Labour Market and Social Policy Occasional Paper 51, OECD, Paris.
- Arrow, K. J. 1973. Higher education as a filter. *Journal of Public Economics* 2: 193-216.
- Ashenfelter, O., et Krueger, A. 1994. Estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins. *American Economic Review* 84(5): 1157-1173.
- Barro, R., et Sala-i-Martin, X. 1995. *Economic growth*. McGraw-Hill, New York.
- Barro, R. et Sala-i-Martin, X. 1992. Convergence. *Journal of Political Economy* 100: 223-251.
- Barro, R., Mankiw, G., et Sala-i-Martin, X. 1995. Capital mobility in neoclassical models of growth. *American Economic Review* 85(1): 103-115.
- Barro, R., et Sala-i-Martin, X. 1996. *La croissance  conomique*. Paris:  discience internationale.
- Barro, R.J. 1991. Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics* 106(2): 407-443.
- Barro, R.J. 1997. *Determinants of economic growth: A cross-country empirical study*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Barro, R.J. 2000. Les facteurs de la croissance  conomique: une analyse transversale par pays. Paris : Economica.
- Barro, R.J. 2001. Education and economic growth. Dans Helliwell, J.F. ed., *The Contribution of Human and Social Capital to Sustained Economic Growth and Well-Being*, OECD, chapter 3, pp. 14-41.
- Barro, R.J., et Lee, J.W. 1993. International comparisons of educational attainment. *Journal of Monetary Economics* 32(3): 363-394.
- Barro, R.J., et Lee, J.W. 1994. Sources of economic growth. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (40): 1-46.
- Barro, R.J., et Lee, J.W. 1996. International measures of schooling years and schooling quality. *American Economic Review* 86(2): 218-223.
- Bassanini, A., et Scarpetta, S. 2001. Does human capital matter for growth in OECD countries? Evidence from pooled mean-group estimates. Economics Department Working Papers No. 282, OECD, January.
- Baumol, W.J. 1986. Productivity growth convergence and welfare: What do the long-run data show? *American Economic Review* 76: 1072-85.
- Becker, G.S. 1962. Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy* 70(5-2): S9-S49.
- Becker, G.S. 1964. *Human capital: a theoretical and empirical analysis with special references to education* ( ditions r vis es en 1975 et 1993). University of Chicago Press, Chicago.

- Béjaoui, A. 2000. *L'évolution de la prime associée aux qualifications et son implication quant aux changements de la structures des salaires*. Montréal: Université de Montréal.
- Benavot, A. 1989. Education, gender, and economic development: A cross-national study. *Sociology of Education* 62: 14-32.
- Berman, E., Bound, J., et Machin, S. 1997. Implications of skilled-biased technological change: International evidence. Working Paper 6166, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Bils, M. et P. Klenow. 2000. Does schooling cause growth? *American Economic Review* 90(5): 1160-1183.
- Birdsall, N., Ross D., et Sabot R. 1997. Education growth and inequality. Dans N. Birdsall et F. Japersen (eds), *Pathways to growth: Comparing East Asia and Latin America*, John Hopkins University Press, Washington D.C.
- Black, S.E. et Lynch, L.M. 1996. Human capital investments and productivity. *American Economic Review* 86(2): 263-267.
- Blau, D.M. 1986. Fertility, child nutrition, and child mortality in Nicaragua: An economic analysis of interrelationships. *The Journal of Developing Areas* 20: 185-202.
- Blau, F.D. et Kahn, L.M. 2001. Do cognitive test scores explain higher US wage inequality? Working Paper 8210, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Blaug, M. 1976. The empirical status of human capital theory: A slightly jaundiced survey, *Journal of Economic Literature* 14(3), 827-855.
- Boothby, D. 1999. Literacy skills, the knowledge content of occupations and occupational mismatch. Working Paper 99-3E, Applied Research Branch, Human Resource Development Canada, Hull.
- Boothby, D. 2002. Littératie, affectation professionnelle et rendement de la surinstruction et de la sous-instruction, Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, No 89-552-MIF au catalogue, no 9.
- Boudard, E. 2001. *Literacy proficiency, earnings and recurrent training: A ten country comparative study*. Stockholm: Institute of International Education.
- Bresnahan, T. et Trajtenberg, M. 1995. General purpose technologies: Engines of growth? *Journal of Econometrics* 65: 83-108.
- Cain, G.G. et Weininger A. 1973. Economic determinants of fertility: Results from cross-sectional aggregate data. *Demography* 10: 205-223.
- Card, D. 1999. The causal effect of education on earnings. Dans Ashenfelter, O. et Card, D. (eds), *Handbook of Labour Economics*. Elsevier Science, Oxford, pp. 1801-1863.
- Carnoy, M. 1995. Education and productivity. Dans M. Carnoy (ed.), *International Encyclopedia of Economics of Education, Second Edition*. Pergamon Press, Oxford, pp. 125-130.
- Caselli, F., Esquivel, G. et Lefort, F. 1996. Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth* 1: 363-389.
- Cohen, D. et Soto, M. 2001. Growth and human capital: Good data, good results. CEPR Discussion Paper No. 3025.
- Cohn, E. et Addison, J. 1998. The economic returns to lifelong learning in OECD countries. *Education Economics* 6(3): 253-308.
- Coulombe, S. 2000. New evidence of convergence across Canadian provinces: The role of urbanization. *Regional Studies* 34(8): 713-725.
- Coulombe, S. 2001. The contribution of human capital and urbanization to Canadian regional growth. Dans J.F. Helliwell, ed., *The contribution of human and social capital to sustained economic growth and well-being*, OECD, chapter 10, pp. 203-220.

- Coulombe, S. 2003. Human capital, urbanization and Canadian provincial growth. *Regional Studies* 37(3): 239-250.
- Coulombe, S. et Tremblay, J.F. 2001. Human capital and regional convergence in Canada. *Journal of Economic Studies* 28(3): 154-180.
- Coulombe, S. et Day, K. 1996. Beta-convergence, sigma-convergence and the stationary-state level of regional disparities: The case of Canada. University of Ottawa Research Paper No. 9608E.
- Coulombe, S. et Lee, F.C. 1995. Convergence across Canadian provinces, 1961 to 1991. *Canadian Journal of Economics* 28: 886-898.
- De la Fuente, A. et Dom nech, R. 2002. Human capital in growth regressions: How much difference does data quality make? An update and further results. Manuscript. Instituto de An lisis Econ mico (CSIC) et Universidad de Valencia.
- De la Fuente, A. 1998. Convergence equations and income dynamics: The source of OECD convergence, 1970-1995. CEPR Discussions Papers 1794.
- Destr , G., L vy-Garboua, L., et Sollogoub, M. 2000. Formation informelle et rendements de l'anciennet . Communication aux 17iemes Journ es de Micro conomie Appliqu e Qu bec.
- Devroye, D. et Freeman, R. 2001. Does inequality in skill explain inequality of earnings across advanced countries. Working Paper 8140, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Ma.
- Doeringer, P. et Piore, M. 1971. *Internal labour markets and manpower analysis*. Lexington Books, Lexington, MA.
- Dollar, D., et Gatti, R. 1999. Gender inequality, income, and growth: Are good times good for women ? policy research report on gender and development. Working Paper Series No. 1. The World Bank, Washington D.C.
- Duncan, G. J., et Hoffman, S. 1979. On-the-job training and earnings differences by race and sex. *Review of Economics and Statistics* 61(4): 594-603.
- Forbes, K.J. 2000. A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American Economic Review* 90: 869-887.
- F rster, M. 2000. Trends and driving factors in income distribution and poverty in the OECD area. Labour Market and Social Policy Occasional Paper 42, OECD, Paris.
- Galor, O., et Weil, D.N. 1996. The gender gap, fertility and growth. *American Economic Review*. 86(3): 374-387.
- Gee, J., Hull, G., et Lankshear, C. 1996. *The new work order: Behind the language of new capitalism*. Allan and Unwin , London.
- Green, D.A. et Riddle, W.C. 2001. Les capacit s de lecture et de calcul et la situation sur le march  du travail, Statistique Canada et D veloppement des ressources humaines Canada, No 89-552-MIF au catalogue, no 8.
- Green, F., Ashton, D., Burchell, B., Felstead, A. et Davies, B. 1998. Are British workers getting more skilled? Dans A.B. Atkinson et J. Hills (eds) *Exclusion, employment and opportunity*, Centre for the Analysis of Social Exclusion, London School of Economics.
- Griliches, Z. 1977. Estimating the returns to schooling: Some econometric problems. *Econometrica* 45: 1-22.
- Hall, R. et Jones, C. 1999. Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics* 114: 83-116.
- Hanushek, E.A. et Kimko, D.D. 2000. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. *American Economic Review* 90(5): 1184-1208.

- Hill, M.A. et King, E.M. 1995. Women's education and economic well-being. *Feminist Economics* 1: 21-46.
- Holland, C., Cooke, T., et Frank, F. 1998. *Literacy and the new work order: An international literacy review*. The National Organization for Adult Learning, London.
- HRDC. 2001. Readers' guide to essential skills profiles. Skills Information Division, Human Resource Development Canada, Hull, Quebec, October 12.
- Ishikawa, M. et Ryan, D. 2002. Schooling, basic skills and economic outcomes. *Economics of Education Review* 21: 231-243.
- Islam, N. 1995. Growth empirics: A panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics* 110(4): 1127-1171.
- Islam, N. 1998. Growth empirics: A panel data approach – a reply. *The Quarterly Journal of Economics* 113: 324-329.
- Jensen, J. 1998. *Mapping social cohesion: The state of Canadian research*, Ottawa: Canadian Policy Research Networks.
- Jones, S. 1999. Skill use and acquisition. Dans *International life skills survey frameworks: Working drafts*, Background documentation prepared for the meeting of Adult Literacy and Life Skills Survey National Study Managers, September 1999.
- Kapsalis, C. 1997. Formation des employés : Une perspective internationale, Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, No 89-552-MIF au catalogue, no 2.
- Klasen, S. 1999. Does gender inequality reduce growth and development? Evidence from cross-country regressions. Policy Research Report on Gender and Development Working Paper Series, No. 2, The World Bank, Washington D.C.
- Klasen, S. 2002. Low schooling for girls, slower growth for all? Cross-country evidence on the effect of gender inequality in education on economic development. *The World Bank Economic Review* 16: 345-376.
- Knowles, S., Lorgelly, P.K., et Owen P.D. 2002. Are educational gender gaps a brake on economic development? Some cross-country empirical evidence. *Oxford Economic Papers* 54: 118-149.
- Krahn, H.K. et Lowe, G.S. 1998. L'utilisation des capacités de lecture en milieu de travail au Canada, Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, No 89-552-MIF au catalogue, no 4.
- Lagerloef, N.P. 1999. Gender roles, fertility and growth. Working paper.
- Lavoie, M., et Roy, R. 1998. Employment in the knowledge-based economy: A growth accounting exercise for Canada. Research Paper, Applied Research Branch, Human Resources Development Canada, Hull.
- Lee, K., Pesaran, M.H., et Smith, R. 1998. Growth empirics: A panel data approach – A comment. *The Quarterly Journal of Economics* 113: 319-323.
- Leuven, E. 2000. *Studies in the economics of training*. Universiteit van Amsterdam, Amsterdam.
- Leuven, E., Oosterbeek, H. et van Ophem, H. 1999. Explaining international differences in male wage inequality by differences in demand and supply of skill. Working Paper 06-99, SCHOLAR network, Universiteit van Amsterdam, Amsterdam.
- Lorgelly, P.K. 2000. Are there gender-separate human capital effects on growth? A review of the recent empirical literature. CREDIT Research Paper No. 00/13, University of Nottingham.
- Lorgelly, P.K., et Owen, P.D. 1999. The effect of female and male schooling on economic growth: The Barro-Lee model. *Empirical Economics* 24: 537-557.
- Lucas, R.E., 1988. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics* 22(1): 3-42.

- Machin, S., Ryan, A., et Van Reenan, J. 1996. Technology and changes in skill structure, evidence from an international panel of industries. Discussion Paper Series, Center for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Maddison, A. 1982. *Phases of capitalist development*, Oxford University Press, Oxford.
- Mankiw, N.G. 1995. The growth of nations. *Brookings Papers on Economic Activity*. I: 275-325.
- Mankiw, N.G., Romer, D. et Weil, D.N. 1992. A contribution to the empirics of economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 107(2): 407-437.
- Mass , P., Roy, R., et Gingras, Y. .2000. The changing skill structure of employment in Canada. Dans K. Rubenson et H. G. Schuetze (eds), *Transition to the Knowledge Society: Policies and Strategies for Individual Participation and Learning*. British Columbia Press, Vancouver, BC.
- Mauro, L. 2000. Human capital and the regional Italian development: Does unemployment matter? Department of Economics and Statistics, University of Trieste, Working Paper No. 61.
- Miller, P., Mulvey, C. et Martin, N. 1995. What do twins reveal about the economic returns to education? A comparison of Australian and U.S. Findings. *American Economic Review* 85(3): 586-599.
- Mincer, J. 1958. Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy* 66(4), 281-302.
- Mincer, J. (1962). On-the-job training: Costs, returns, and some implications. *Journal of Political Economy* 70(5-2): 50-79.
- Mincer, J. 1974. *Schooling, experience, and earnings*. Columbia University Press, New York.
- Mincer, J. 1989. Human capital and the labor market: A review of current research. *Educational Researcher* 18: 27-34.
- Murnane, R. J., Willet, J. B., Braatz, M. J., et Duhaldeborde, Y. 2001. Do different dimensions of male high school students' skills predict labour market success a decade later? Evidence from the NLSY. *Economics of Education Review* 20: 311-320.
- Murnane, R.J., Willet, J.B. et Levy, F. 1995. The growing importance of cognitive skills in wage determination. *Review of Economics and Statistics* 77(2): 251-266.
- Murray, T. S., Kirsch, I. S., et Jenkins, L. B. 1998. *Adult literacy in OECD countries: Technical report on the first International Adult Literacy Survey*. National Centre for Education Statistics, Washington, DC.
- OCDE et DRHC. 1997. *Litt ratie et soci t  du savoir: Nouveaux r sultats de l'Enqu te internationale sur les capacit s de lecture et d' criture des adultes*. Paris et Ottawa.
- OECD. 1998. *Human Capital Investment: An international comparison*. Paris: Centre for Educational Research and Innovation.
- OECD. 2001. *Education policy Analysis*. Paris.
- OECD 2002. *Measuring the information economy*. Paris.
- OCDE et Statistique Canada. 2000. *La litt ratie   l' re de l'information: Rapport final de l'Enqu te internationale sur la litt ratie des adultes*. Paris et Ottawa.
- Osberg, L. 1989. Paying information workers. Dans Osberg, L., Wolff, E.N., et Baumol, W.J. 1989, pp. 47-86.
- Osberg, L. 2000. *Scolarit , alphab tisme et gains personnels*. Statistique Canada et D veloppement des ressources humaines Canada, No 89-552-MIF au catalogue, no 7.
- Osberg, L., Wolff, E.N., et Baumol, W.J. (1989). *The information economy: The implications of unbalanced growth*. Institute for Research on Public Policy, Halifax.

- Osterman, P. 1995. Skill, training, and work organization in American establishments. *Industrial Relations* 34(2): 125-146.
- Perotti, R. 1996. Growth, income distribution and democracy: What the data say. *Journal of Economic Growth* 1: 149-187.
- Psacharopolous, G. 1985. Returns to education: A further international update and implications. *Journal of Human Resources* 20: 583-604.
- Psacharopoulos, G. 1994. Returns to investment in education: a global update. *World Development* 22: 1325-1343.
- Raudenbush, S.W., et Kasim, R. M. 1998. Cognitive skill and economic inequality: Findings from the national adult literacy survey. *Harvard Educational Review* 68(1): 33-79.
- Raudenbush, S.W., et Kasim, R.M. 2002. *Adult literacy, social inequality, and the information economy: Findings from the National Adult Literacy Survey*. Ottawa et Hull: Statistics Canada et Human Resource Development Canada.
- Reder, S. 1994. Practice-engagement theory: A sociocultural approach to literacy across languages and cultures. n B. M. Ferdman, Weber, R.M., et Ramirez, A.G. (eds), *Literacy across languages and culture*. State University of New York Press, New York, pp. 33-74.
- Riley, J.G. 1976. Information, screening and human capital. *American Economic Review* 66(2): 254-260.
- Ritzen, J., Easterly, W., et Woolcock, M. 2000. On good politicians and bad policy: Social cohesion, institutions, and growth. Policy Research Working Paper 2448, World Bank, Washington, DC.
- Rivera-Batiz, F.L. 1992. Quantitative literacy and the likelihood of employment among young adults in the United States. *Journal of Human Resources* 27: 313-328.
- Romer, P.M. 1986. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy* 94(5): 1002-1037.
- Romer, P.M. 1989. Capital accumulation in the theory of long-run growth. Dans *Modern business cycle theory*, Barro, R.J. ed., Harvard University Press.
- Rycken D.S. et Salganik L.H. (eds) 2001. *Theoretical and conceptual foundations*. G ttingen: Hogrefe et Huber.
- Sala-i-Martin X. 2002. 15 years of new growth economics: What have we learnt? Columbia University Working Paper 0102-47.
- Schultz, T.W. 1961. Investment in human capital. *American Economic Review*. 51(1): 1-17.
- Schultz, T.W. 1975. The value of the ability to deal with disequilibria. *Journal of Economic Literature*. 13(3): 827-846.
- Schultz, T.P. 1995. Investment in schooling and health of women and men: Quantities and returns. Dans T.P. Schultz (ed.), *Investment in women' human capital*, University of Chicago Press, Chicago, IL.
- Smith C. 1996. Difference in adults' reading practices and literacy proficiencies. *Reading Research Quarterly* 31(2): 196-219.
- Solow, R.M. 1956. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 70(1): 65-94.
- Spence, A.M. 1973. Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics* 87(3): 355-374.
- Stern, D., et Tuijnman, A. C. 1997. Adult basic skills: Policy issues and a research agenda. Dans Tuijnman, A.C., Kirsch, I.S., et Wagner, D.A. (eds), *Adult basic skills: innovations in measurement and policy analysis*. Hampton Press, New Jersey, pp. 1-16.
- Stigler, G. 1961. The economics of information. *Journal of Political Economy* 69: 213-225.

- Stokey, N. 1994. Comments on Barro and Lee. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 40: 47-57.
- Summers, R., et Heston, A. 1988. A new set of international comparisons of real product and price levels estimates for 130 countries, 1950-85. *Review of Income and Wealth* 34: 1-26.
- Temple, J. 1999. The new growth evidence. *Journal of Economic Literature* 37: 112-156.
- Temple, J. 2000. Growth effects of education and social capital in the OECD countries, Economics Department Working Papers No. 263, OECD, October.
- Tuijnman, A.T. 2000. Education, literacy and wages in Poland in comparative perspective. Yellow Paper Series, Institute of International Education, Stockholm.
- Velloso, J. 1995. Income distribution and education. Dans Carnoy, M. (ed.), *International encyclopedia of economics of education, Second Edition*. Pergamon Press, Oxford, pp. 230-234.
- Weiss, A. 1995. Human capital vs. signalling explanations of wages. *Journal of Economic Perspectives* 9(4) 133-154.
- Willms, D.J. et Flanagan, P. 2003. Ready or not? Literacy skills and post-secondary education. Montreal, Canadian Millennium Scholarship Foundation.
- Wolff, E.N., et Baumol, W.J., 1989. Sources of postwar growth of information activity in the United States. Dans Osberg, Wolff, et Baumol 1989, pp. 17-46.

Notes

1. D'après le nombre de documents publiés dans des revues d'économie et les modifications apportées aux manuels de macroéconomie avancée et intermédiaire au cours des dernières années. On trouvera dans Sala-i-Martin (2002) une étude récente et très générale de l'économie de la croissance.
2. Il s'agit de l'hypothèse capitale qui permet d'établir une estimation transnationale par les MCO sans nécessiter de variables instrumentales (Islam, 1995; Temple, 1999).
3. D'un groupe de pays semblables pour lesquels seules les différences liées aux variables sont permises.
4. Islam (1995), p. 1153.
5. Temple (1999), p. 126-127.
6. Nombre d'années de scolarité de la population âgée de 25 ans et plus aux niveaux secondaire et supérieurs.
7. Les instruments comprenaient les valeurs de $\log(\text{PIB})$ antérieures de cinq ans, les valeurs réelles des variables liées à la scolarité, à l'espérance de vie, à la règle de droit et aux termes de l'échange et trois variables fictives géographiques pour l'Afrique subsaharienne, l'Amérique latine et l'Asie de l'Est. À ces instruments s'ajoutent les valeurs antérieures des autres variables, à l'exception du taux d'inflation. Par exemple, l'équation de 1965 à 1975 utilise les moyennes du taux de fécondité et le ratio des dépenses publiques pour 1960 à 1964. La liste des instruments comprend également le produit croisé de la valeur retardée de $\log(\text{PIB})$ (en fonction de l'écart par rapport à la moyenne) par la variable liée à la scolarité des hommes (en fonction de l'écart par rapport à la moyenne).
8. Quatre tests provenaient de l'Association internationale pour l'évaluation du rendement scolaire (IEA) et deux autres, de l'Évaluation internationale du rendement scolaire (IAEP).
9. Ils précisent qu'il s'agit d'un processus causal et unidirectionnel.
10. Dans ce contexte, on considère l'urbanisation comme une approximation raisonnable du développement économique.
11. On entend par « population urbaine » la population qui vit dans une région métropolitaine de recensement ou une agglomération de recensement de plus de 10 000 habitants.
12. Une contrainte est imposée pour que les coefficients estimatifs soient les mêmes pour les deux périodes.
13. Les variables liées à l'éducation des hommes et à celle des femmes sont comprises simultanément dans le membre droit de l'équation de régression de Barro et Lee (1994).
14. Dans certains pays, des personnes plus âgées ont subi le test.
15. Doug Willms de l'Université du Nouveau-Brunswick a produit les données. L'annexe F présente au lecteur un aperçu de l'EIAA, la méthode de calcul des estimations synthétiques et ce qu'on sait sur la relation des compétences à la croissance économique et sur leur pertinence quant à l'utilisation qui en est faite ici.
16. L'Allemagne, la Belgique (Flandre), le Canada, le Danemark, les États-Unis, la Finlande, l'Irlande, l'Italie, la Norvège, la Nouvelle-Zélande, les Pays-Bas, le Royaume-Uni, la Suède et la Suisse.
17. Pour la période de 1960 à 1995, le coefficient de corrélation entre notre mesure du capital humain fondée sur le résultat moyen en littératie et la variable liée au nombre moyen d'années de scolarité d'après de la Fuente et Doménech (2002), toutes deux exprimées sous forme d'écart par rapport à la moyenne transversale, est égal à 0,38.
18. L'annexe A comprend des figures supplémentaires qui présentent les résultats moyens en littératie des femmes et des hommes ainsi que le pourcentage de la population ayant atteint au moins le niveau 4 à chacun des tests de compréhension de textes suivis, de textes au contenu quantitatif et de textes schématiques.
19. Dans le reste du texte, le PIB par travailleur et la productivité du travail sont considérés comme des expressions équivalentes.

Performance en litt ratie, capital humain et croissance dans quatorze pays de l'OCDE

20. Dans la configuration de l' quation 1 avec des p riodes de cinq ans, la vitesse de convergence annuelle est $-\log(1 + 5\phi_1) / 5$.
21. Les r gressions transnationales de la croissance comprennent souvent d'autres variables explicatives, dont la consommation par les administrations publiques en proportion du PIB, les indices de la r gle de droit et le taux d'inflation. Toutefois, il est plus pertinent d'inclure ces variables dans les r gressions calcul es pour de vastes ensembles de pays h t rog nes que pour les  conomies relativement semblables de l'OCDE. En effet, selon Barro (2001), les variables susmentionn es ne semblent pas avoir d'effet significatif sur la croissance des pays de l'OCDE.
22. On dispose de donn es comparables pour le Portugal; elles seront prises en compte dans les analyses futures.
23. On tentera  galement d'estimer les profils de litt ratie en faisant abstraction de l'ex-RDA pour pouvoir inclure les donn es de l'Allemagne dans l'analyse compl te.
24. Notons que de la Fuente et Dom nech (2002) effectuent une analyse de robustesse semblable (voir la figure 9, page 30 de la version d'ao t 2002 de leur document). Leurs r sultats montrent que lorsqu'on retire de la r gression un pays   la fois sur les 21 pays de l' chantillon, les coefficients estimatifs du capital humain et l'intervalle de confiance correspondant varient le plus lorsque l' chantillon exclut pr cis ment un pays parmi la Gr ce, le Portugal et l'Espagne. En fait, leur coefficient du capital humain n'est que marginalement significatif lorsque l' chantillon exclut le Portugal.
25. Notons que dans les cas o  la croissance de l'emploi est concentr e dans les emplois fortement ax s sur le savoir et l'information, cet effet augmenterait l'importance relative des comp tences des femmes   l' gard de la croissance.
26. Il s'agit du rendement au chapitre des gains logarithmiques hebdomadaires.

Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes

Série de monographies

L'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) est une initiative de sept pays qui s'est tenue à l'automne 1994. Son objectif visait à établir des profils d'alphabétisme comparables sans égard aux frontières nationales, linguistiques et culturelles. Les vagues successives de l'enquête incluent maintenant près de 30 pays partout dans le monde.

La série de monographies comprend des études détaillées découlant de la base de données de l'EIAA, qui ont été effectuées par des spécialistes de l'alphabétisme au Canada et aux États-Unis. Les recherches sont principalement financées par Développement des ressources humaines Canada. Les monographies mettent l'accent sur les questions actuelles en matière de politiques et portent sur des sujets comme la formation continue, la correspondance et la non-correspondance entre les capacités de lecture et le milieu de travail, les capacités de lecture et l'état de santé des personnes âgées, l'alphabétisme et la sécurité économique, pour ne nommer que ceux-là.

ISBN 0-660-96934-3



9 780660 969343