

**Capital humain et convergence au Canada**

par

Jean-François Tremblay

676115

---

Mémoire présenté au Département de science économique

de l'Université d'Ottawa

Pour l'obtention du diplôme de Maîtrise

Directeur du mémoire: Serge Coulombe

Ottawa, Ontario

Août 1997

## **Remerciements**

Je tiens à exprimer ma grande reconnaissance à Serge Coulombe dont l'aide fournie lors de la réalisation de ce mémoire fut très éclairante et bien souvent indispensable. Je remercie également Katleen Day et Quentin Grafton pour leurs commentaires fort utiles.

## Table des matières

1. Introduction .....	3
2. Le cadre théorique .....	5
2.1 La nécessité d'un concept élargi de capital .....	5
2.2 Le modèle de croissance néoclassique avec capital humain .....	9
3. La mobilité des capitaux au Canada .....	18
4. La convergence du capital humain au Canada .....	20
4.1 La mesure du capital humain .....	20
4.2 Convergence $\beta$ du capital humain entre les provinces canadiennes .....	23
4.3 Convergence $\sigma$ du capital humain entre les provinces canadiennes .....	39
5. Convergence $\beta$ du revenu entre les provinces canadiennes .....	42
6. Estimation de la part du capital humain dans le revenu national .....	47
7. Convergence du capital humain, disparités régionales et politiques économiques au Canada .....	53
8. Références .....	60

## 1. Introduction

L'étude des disparités régionales au Canada a récemment contribué à établir certains faits stylisés importants sur l'évolution à long terme de la croissance économique des provinces canadiennes. Premièrement, les écarts de revenu par tête, de production par tête et de productivité sont moins importants qu'ils étaient au lendemain de la Deuxième guerre mondiale (Coulombe et Lee 1993, 1996). Deuxièmement, Lee et Coulombe (1995) et Lefebvre (1994) ont démontré que la croissance du revenu et de la production par tête ont été plus rapide pour les provinces pauvres que pour les provinces riches depuis 1961. Enfin, Coulombe et Lee (1995) ont mis en évidence le rôle joué par le fédéralisme fiscal en démontrant que la convergence a été plus rapide pour le revenu que pour la production. Ces résultats empiriques définissent le nouveau contexte dans lequel on doit considérer les questions de disparités régionales et de politiques publiques en matière de développement régional au Canada.

Parallèlement à ces études empiriques, la nouvelle théorie de la croissance propose un nouveau cadre théorique pour l'analyse de l'évolution des disparités régionales et des implications en terme de politiques économiques. Barro, Mankiw et Sala-i-Martin (1992) suggèrent de transformer le modèle de Solow-Swan, qui fut pendant longtemps le modèle de référence dans l'étude de la croissance économique, en considérant de façon distincte le capital physique et le capital humain. De cette façon, le nouveau modèle de croissance néoclassique parvient à expliquer plus convenablement les profils de croissance observés entre les pays et entre les régions d'un même pays. Dans cette nouvelle représentation de la croissance et dans un contexte de

mobilité du capital physique et financier, les disparités de revenu s'expliquent par l'écart dans le stock de capital humain des différentes économies, et le processus de convergence du revenu est calqué sur celui du capital humain. Le capital humain, dont faisait abstraction le modèle de Solow, constitue l'essentiel de l'explication de la présence et de l'évolution des écarts de revenu.

Dans la foulée de ces nouvelles conceptions théoriques et des nombreux travaux sur la convergence, réalisées au Canada et ailleurs, la présente étude jette un regard sur le rôle du capital humain dans l'évolution des disparités de revenu entre les provinces canadiennes depuis la Deuxième Guerre mondiale. Plus spécifiquement, nous examinerons la convergence du capital humain au Canada dans le cadre du modèle de croissance néoclassique en économie ouverte avec capital humain.

La section suivante présente le cadre théorique sous-jacent à notre analyse. À la section 3, nous examinons le degré de mobilité du capital entre les provinces canadiennes. La convergence du capital humain et celle du revenu au Canada entre 1951 et 1991 sont analysées aux sections 4 et 5. À la section 6, nous proposons une méthode d'estimation de la part du revenu national qui sert implicitement à rémunérer le capital humain. Et enfin, à la section 7, nous évoquons certaines implications de nos résultats en terme de politiques économiques.

## 2. Le cadre théorique

De manière à bien définir les bases théoriques sur lesquelles repose notre analyse, nous présentons dans cette section, de façon suffisamment détaillée, le cadre théorique qui sera utilisé. Dans un premier temps, nous discutons des raisons pour lesquelles il est essentiel de considérer distinctement le capital physique et le capital humain, dans l'explication des profils de croissance. Dans un deuxième temps, nous présentons, de façon formelle, le modèle de croissance néoclassique en économie ouverte avec capital humain.

### 2.1 La nécessité d'un concept élargi de capital<sup>1</sup>

Les prédictions du modèle de croissance néoclassique, dans lequel on ne considère que le capital physique, ne sont pas très cohérentes avec les évidences empiriques au niveau international. En fait, trois problèmes principaux témoignent de l'incapacité de ce modèle d'expliquer les profils de croissance économique différents entre les pays. De ces problèmes découlent la nécessité de transformer le modèle de croissance néoclassique en considérant de façon distincte le capital physique et le capital humain. Voyons rapidement certains des problèmes principaux du modèle néoclassique de croissance, avancés par Mankiw (1995).

Premièrement, le modèle néoclassique prédit des écarts de revenu par tête entre les pays d'une ampleur beaucoup plus faible que ce qui est observé. En effet, si on assume que la rémunération des facteurs de production est égale à leur productivité marginale et que la part du

---

<sup>1</sup> Cette section s'inspire, dans une large mesure, de Mankiw (1995).

revenu national qui sert à rémunérer le capital physique est constante et d'environ un tiers<sup>2</sup>, alors le modèle prédit qu'un écart dans le taux d'épargne entre deux pays entraînera un écart de revenu par tête proportionnellement deux fois moins grande. Également, la différence dans le revenu par tête à l'état stationnaire, de deux pays ayant des taux de croissance de population de 1% et 3%, sera d'environ 15 %. Les données internationales indiquent que les taux d'épargne varient par un facteur d'environ quatre et que les taux de croissance de la population peuvent différer de deux points de pourcentage. Ainsi le modèle néoclassique suggère que les écarts de revenu entre les pays soit d'un multiple de deux, au maximum. Or, les écarts de revenu par tête entre pays sont souvent d'un facteur de dix et plus. Clairement, les prédictions du modèle de croissance néoclassique concernant le taux d'épargne et le taux de croissance de la population ne concordent pas avec les écarts de revenu par tête observés entre les pays.

Deuxièmement, le modèle prédit une vitesse de convergence du revenu deux fois plus grande que ce qui est observé empiriquement. La vitesse de convergence,  $\beta$ , en assumant un taux d'épargne exogène, est représentée par l'équation suivante<sup>3</sup> :

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

où,

$\alpha$  = la part du capital physique dans le revenu national

$n$  = le taux de croissance de la population

$g$  = le taux de croissance du progrès technique

---

<sup>2</sup> La part relative constante et d'environ 1/3 du capital physique dans le revenu national, mesurée par la part des profits dans le PIB, constitue une régularité empirique largement acceptée et soulevée par Kaldor en 1963.

<sup>3</sup> On peut se référer à Barro et Sala-i-Martin (1995) pour la démonstration de ce résultat.

$\delta$  = le taux de dépréciation du stock de capital

Les valeurs suivantes sont relativement cohérentes avec la réalité:  $\alpha = 1/3$ ,  $n = 0,01$ ,  $g = 0,02$  et  $\delta = 0,05$ . En assumant ces valeurs, le modèle prédit une vitesse de convergence d'environ 4 % par année, alors que la plupart des études sur la convergence entre différents groupes de pays suggèrent plutôt une vitesse de convergence de l'ordre de 2 % par année. Donc, encore ici, les prédictions du modèle néoclassique à propos de la vitesse de convergence du revenu ne concordent pas très bien avec l'évidence empirique.

Troisièmement, le modèle prédit également l'existence d'écarts entre les pays riches et les pays pauvres au niveau du taux de rendement des facteurs de production. On peut représenter le changement dans le taux de rendement du capital en fonction du changement dans le niveau du revenu par l'équation suivante (voir Mankiw 1995) :

$$\frac{d R}{R} = - \frac{1 - \alpha}{\alpha \sigma} \frac{d y}{y}$$

où,

$R$  = le taux de rendement du capital physique

$\sigma$  = l'élasticité de substitution entre le capital physique et la main-d'oeuvre

$y$  = le revenu par tête

Si on assume une fonction de production Cobb-Douglas (donc  $\sigma = 1$ ), alors la variation dans le taux de rendement du capital physique devrait être proportionnellement deux fois plus grande que la variation dans le revenu. Par conséquent, dans un pays où le revenu est dix fois plus petit, le taux de rendement du capital devrait être cent fois plus grand. Notons que cette prédiction repose sur l'hypothèse d'une fonction de production Cobb-Douglas. Cependant, même



si on suppose une élasticité relativement grande, l'écart dans le taux de rendement du capital demeure très grand. Les écarts de rendement observés ne sont pas de l'ampleur prédit par le modèle théorique, surtout dans le cas d'une fonction de production Cobb-Douglas. À nouveau, l'évidence empirique met en doute la validité des prédictions du modèle de croissance néoclassique.

Ces problèmes n'impliquent pas nécessairement le rejet du modèle néoclassique. En fait, l'adoption d'un concept élargi de capital, incluant le capital physique et le capital humain, permet de réconcilier l'évidence empirique et les prédictions du modèle. La disponibilité des données explique en grande partie pourquoi le modèle de Solow-Swan ne considère que le capital physique; les comptes nationaux ne nous informent que sur l'accumulation du capital physique. De façon plus réaliste cependant, l'accumulation du capital correspond à la valeur de toute consommation présente à laquelle on s'abstient pour augmenter nos possibilités de production futures. Ainsi, la scolarisation et la formation en milieu travail constituent des formes d'accumulation de capital.

La part du revenu national qui sert à rémunérer le capital humain peut être évaluée à partir du salaire minimum. Mankiw (1995) souligne que si on considère que le salaire minimum représente la rémunération de la main-d'oeuvre qui possède un minimum de capital humain, et que le salaire minimum est environ le tiers du salaire moyen dans l'économie, alors deux tiers du total des salaires dans le revenu national correspond à la rémunération du capital humain. Et puisque la part relative des salaires dans le revenu national est constante et égale à deux tiers, alors la part du capital humain dans le revenu national est d'environ une demi. Donc, la part du capital physique et humain serait d'environ 0,8.

Mankiw (1995) affirme que si la part du capital est de 0,8 les prédictions du modèle néoclassique deviennent passablement cohérentes avec la réalité. C'est-à-dire que le modèle prédit des écarts de revenu entre les pays, des vitesses de convergence et des différences de taux de rendement du capital qui correspondent approximativement à ce qui est observé.

## 2.2 Le modèle de croissance néoclassique avec capital humain

Dans cette section on présente, de façon formelle, le modèle de croissance néoclassique en économie ouverte dans lequel le capital est considéré au sens large, c'est-à-dire en incluant le capital humain<sup>4</sup>. Nous examinerons également les implications de ce modèle concernant la convergence du revenu et la convergence du capital humain.

Trois facteurs de production sont considérés : le capital physique, le capital humain et la main-d'oeuvre. De façon similaire au modèle de Solow et Swan, on assume que la technologie est de type Cobb-Douglas. La fonction de production est la suivante :

$$Y = A K^\alpha H^\eta (L e^g)^{1-\alpha-\eta} \quad (1)$$

où, Y est la production, K est le stock de capital physique, H est le stock de capital humain, L est la main-d'oeuvre et A est un paramètre représentant le niveau de la technologie. La main-d'oeuvre et le progrès technique croissent respectivement aux taux constants et exogènes n et g. Enfin,  $\alpha$  et  $\eta$  sont tels que  $\alpha > 0$ ,  $\eta > 0$  et  $\alpha + \eta < 1$ . En divisant les deux côtés de l'équation par

---

<sup>4</sup> Barro, Mankiw et Sala-i-Martin (1995) sont à l'origine de ce modèle. On peut s'y référer pour plus de détails.

Le<sup>st</sup>, on obtient une fonction de production sous forme intensive :

$$y = A k^\alpha h^\eta \quad (2)$$

où  $y$ ,  $k$  et  $h$  représentent respectivement, la production, le stock de capital physique et le stock de capital humain, par unité effective de main-d'oeuvre. On assume que les ménages sont propriétaires des facteurs de production et qu'ils les louent aux entreprises aux prix de location concurrentiels.

Les entreprises paient une taxe proportionnelle sur leur production que l'on dénote  $\tau$ <sup>5</sup>.

Ainsi leur fonction de profit,  $\pi$ , est

$$\pi = (1-\tau)Ak^\alpha h^\eta - w - R_k k - R_h h \quad (3)$$

où  $R_k$ ,  $R_h$  et  $w$  sont les prix de location du capital physique, du capital humain et de la main-d'oeuvre. Les conditions de premier ordre du problème de maximisation du profit des entreprises sont :

$$R_k = (1-\tau)\alpha A k^{\alpha-1} h^\eta = \frac{(1-\tau)\alpha y}{k} \quad (4)$$

$$R_h = (1-\tau)\eta A k^\alpha h^{\eta-1} = \frac{(1-\tau)\eta y}{h} \quad (5)$$

---

<sup>5</sup> Cette taxe n'a pas d'impact sur les prédictions du modèle qui nous intéresseront particulièrement, soit celles sur la convergence du revenu et du capital humain. Nous incluons la taxe uniquement pour représenter de façon fidèle le modèle de Barro, Mankiw et Sala-i-Martin.

$$w = (1-\tau)A k^\alpha h^\eta - R_k k - R_h h \quad (6)$$

De façon à maximiser leurs profits, les entreprises utilisent donc une quantité de chacun des facteurs de production tel que le produit marginal soit égal au prix de location.

On suppose que les consommateurs ont un horizon de planification infini et qu'ils choisissent leur niveau de consommation et donc leur taux d'épargne en maximisant la fonction d'utilité suivante :

$$U = \int_0^\infty \left( \frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \right) e^{-(\rho-n)t} dt \quad (7)$$

où  $C$  est la consommation par tête,  $\rho$  est le taux d'escompte des individus et  $\theta$  est l'inverse de l'élasticité de substitution inter-temporelle. Contrairement au modèle de Solow-Swan, on a donc un modèle contenant des fondements micro-économiques qui permettent de déterminer le taux d'épargne de façon endogène. Ces fondements micro-économiques s'inspirent du modèle de Ramsey (1928).

Il faut maintenant intégrer au modèle l'hypothèse d'économie ouverte. Pour ce faire, on assume qu'on peut emprunter à l'étranger pour financer des investissements. On suppose également que les actifs domestiques et les actifs étrangers sont parfaitement substituables, ce qui implique un taux d'intérêt mondial unique,  $r$ . Soit  $a_i$ , l'actif par unité effective de main-d'oeuvre du pays  $i$  et  $k_i$ , le capital physique par unité effective de main-d'oeuvre du pays  $i$ , alors la dette

nette par unité effective de main-d'oeuvre du pays  $i$  envers l'étranger,  $d_i$ , est

$$d_i = k_i - a_i \quad (8)$$

Puisque les ménages sont propriétaires du capital physique et humain et qu'ils sont détenteurs de la dette nette, alors leur contrainte budgétaire peut être représentée comme suit :

$$\dot{h} + \dot{k} - \dot{d} = w + (R_k - n - g - \delta)k - (r - n - g)d + (R_h - n - g - \delta)h - c \quad (9)$$

où  $c \equiv C e^{-\rho t}$ ,  $\delta$  est le taux de dépréciation du capital (on assume qu'il est le même pour le capital physique et pour le capital humain) et un point au-dessus d'une variable représente la dérivée par rapport au temps de cette variable. Puisque la rémunération des facteurs de production est égale à leur produit marginal, le profit des entreprises est égal à zéro. Pour cette raison il n'apparaît pas dans la contrainte budgétaire. Les taxes n'y apparaissent pas non plus puisqu'on assume qu'elles ne sont pas remises au ménages.

Substituons les équations (4), (5) et (6) dans l'équation (9) pour obtenir la suivante :

$$\dot{h} + \dot{k} - \dot{d} = (1 - \tau)A k^\alpha h^\eta - (\delta + n + g)(k + h) - (r - n - g)d - c \quad (10)$$

Le problème des ménages est donc de maximiser leur utilité, défini par l'équation (7), sous la contrainte représentée par l'équation (10).

Les prédictions du modèle, tel que nous l'avons spécifié jusqu'à présent, dans un environnement de parfaite mobilité des capitaux, sont plutôt irréalistes. En effet, puisque les capitaux pourraient migrer instantanément vers les pays et les régions où les taux de rendement sont les plus élevés, alors les économies devraient se déplacer instantanément aux niveaux

d'équilibre stationnaire de la production, du capital physique et du capital humain. En d'autres mots, dans une économie ouverte où la mobilité des capitaux est parfaite, ce modèle prédit une vitesse de convergence infinie. Clairement, cette prédiction ne concorde pas avec la réalité et il est nécessaire d'ajouter une supposition supplémentaire.

Nous ferons l'hypothèse que les investissements en capital humain ne peuvent être financés par des emprunts, ce qui impose la contrainte d'endettement suivante :

$$d \leq k$$

En effet, on peut emprunter pour financer l'accumulation du capital physique, mais non pour financer l'accumulation du capital humain. Il existe un problème de nantissement; le capital humain ne peut être placé en garantie sur une dette, alors que c'est possible dans le cas du capital physique. De façon alternative, on pourrait assumer simplement que la totalité des investissements dans le stock de capital ne peut être financée sur les marchés de capitaux.

L'importance de distinguer entre le capital physique et le capital humain ne réside pas dans la nature physique du capital mais plutôt par le fait que le capital physique peut servir de garantie sur un prêt alors que le capital humain non<sup>6</sup>.

Il est intéressant de noter que cette contrainte d'endettement résulte du cadre légal et institutionnel actuel. En effet, dans des régimes esclavagistes par exemple, cette contrainte ne s'appliquait pas nécessairement. Puisqu'il existait des droits de propriétés sur des êtres humains et donc sur leur stock de capital humain, on peut imaginer qu'il était possible de financer l'accumulation de capital humain en empruntant et en se servant d'esclaves comme nantissement.

---

<sup>6</sup> En effet, Cohen et Sachs (1986) présente un modèle où il n'y a que du capital physique mais dans lequel une contrainte d'endettement fait en sorte que seulement une partie du stock de capital sert de nantissement sur des emprunts.

Puisque les esclaves pouvaient être vendus et exportés, l'accumulation du capital humain n'était pas limitée par des contraintes d'endettement.

Étant donné que l'investissement en capital physique peut être financé sur les marchés de capitaux, l'équation suivante est nécessairement vérifiée :

$$R_k - \delta = r$$

On peut substituer cette équation dans l'équation (4) et on obtient

$$k = \frac{(1-\tau)\alpha y}{(r+\delta)} \quad (11)$$

En substituant (11) dans (2) et en réarrangeant les termes on peut exprimer la production comme fonction du stock de capital humain par unité effective de main-d'oeuvre :

$$y = Bh^\epsilon \quad (12)$$

où

$$B = A^{\frac{1}{1-\alpha}} \left[ \frac{(1-\tau)\alpha}{(r+\delta)} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

et

$$\epsilon = \frac{\eta}{1-\alpha}$$

De (10), (11) et (12), on peut obtenir une contrainte budgétaire contenant la restriction d'endettement pour le capital humain :

$$\dot{h} = (1-\alpha)(1-\tau)B h^\epsilon - (\delta + n + g)h - c \quad (B)$$

La maximisation de l'utilité des consommateurs sous la contrainte représentée par l'équation (13) permet de déterminer l'équation de Euler, soit la condition de maximisation de la consommation à

travers le temps :

$$\frac{\dot{c}}{c} = \left(\frac{1}{\theta}\right)[(1-\tau)(1-\alpha)B\epsilon h^{\epsilon-1} - (\delta + \rho + \theta g)] \quad (14)$$

L'évolution à travers le temps de la production, du stock de capital physique et du stock de capital humain est entièrement spécifiée par les équations (13) et (14) ainsi que par la condition selon laquelle la limite de la valeur des actifs des ménages lorsque le temps approche l'infini doit être égale à zéro. Cette condition assure que les ménages ne pratiqueront pas un "jeu de Ponzi"<sup>7</sup>. Puisque  $0 < \epsilon < \alpha + \eta < 1$ , la fonction de production donnée à l'équation (12) implique que le produit marginal est décroissant, et par conséquent, qu'il y a convergence du capital et de la production comme en économie fermée. Cependant, la mobilité internationale des capitaux implique une vitesse de convergence plus rapide qu'en économie fermée.

On peut déterminer une expression pour la vitesse de convergence du revenu à partir d'une log-linéarisation des équations (13) et (14) autour de l'équilibre stationnaire. L'expression obtenue est la suivante<sup>8</sup> :

$$2\beta_y = \left[ \zeta^2 + 4\left(\frac{1-\epsilon}{\theta}\right) (\delta + \rho + \theta g) \left\{ \frac{\delta + \rho + \theta g}{\epsilon} - (\delta + n + g) \right\} \right]^{\frac{1}{2}} - \zeta \quad (15)$$

où  $\beta_y$  est la vitesse de convergence du revenu et  $\zeta = \rho - n - (1-\theta)g > 0$ .

---

<sup>7</sup> Pour une discussion plus détaillée de cette condition, on peut se référer au chapitre 2 de Barro et Sala-i-Martin, 1995.

<sup>8</sup> On peut consulter la démonstration d'une expression similaire à l'annexe 2A de Barro et Sala-i-Martin, 1995.



En supposant les valeurs suivantes :

$$\begin{array}{llll} n = 0,01 & g = 0,02 & \delta = 0,05 & \theta = 2 \\ \rho = 0,02 & \alpha = 0,3 & \eta = 0,5 & \end{array}$$

on obtient, à partir de l'équation (15), une valeur pour la vitesse de convergence de 0,022 (Barro, Mankiw et Sala-i-Martin, 1995), ce qui, à première vue, semble cohérent avec les estimations de la vitesse de convergence de la production entre les provinces canadiennes réalisées notamment par Coulombe et Lee (1995), et Lefebvre (1994). Nous y reviendrons à la section 5.

La prédiction du modèle néoclassique de croissance, en économie ouverte avec capital humain, mobilité parfaite des capitaux et contrainte d'endettement, qui nous intéresse particulièrement est la suivante : Puisqu'il est possible de financer des investissements en empruntant sur les marchés de capitaux uniquement dans le cas du capital physique, et puisqu'il y a complémentarité entre le capital physique et le capital humain dans la fonction de production, alors la vitesse de convergence du revenu sera la même que la vitesse de convergence du capital humain. En effet, la complémentarité des facteurs de production implique que le stock de capital physique ne se déplacera que graduellement vers son niveau d'équilibre stationnaire, même s'il est possible d'avoir recours au crédit international pour financer son accumulation. La convergence du capital humain, dont la vitesse est contrainte par l'épargne intérieure, déterminera donc entièrement la vitesse de convergence de la production. Par exemple, supposons une situation où il existe un pays riche et un pays pauvre. Puisque le ratio capital physique/main-d'oeuvre est initialement plus faible chez le pays pauvre, le rendement du capital physique sera plus élevé que dans le pays riche et il y aura un flux de capitaux du pays riche vers le pays pauvre. Cependant, la

rareté relative du capital humain dans le pays pauvre et la complémentarité des facteurs de production impliquent que le produit marginal du capital physique décroîtra rapidement. Par conséquent, en dynamique transitoire, le produit marginal du capital physique dans le pays pauvre et dans le pays riche sont égaux. En d'autres termes, le ratio capital physique/production est constant entre les pays. Notons qu'il s'agit là d'un des faits stylisés observés par Kaldor (1963). Le produit marginal du capital humain sera cependant plus élevé dans le pays pauvre. Mais étant donné la contrainte d'endettement, le ratio capital humain/main-d'oeuvre n'augmentera que graduellement.

Pour déterminer si le modèle néoclassique avec capital humain constitue une représentation valable de la croissance économique au Canada, il faut vérifier la pertinence des deux hypothèses suivantes : 1) Les marchés de capitaux au Canada sont ouverts, c'est-à-dire qu'il y a une parfaite mobilité du capital entre les provinces canadiennes. Nous examinerons cette hypothèse dans la prochaine section. 2) La convergence du revenu, observée au Canada depuis environ 1960, s'est accompagnée d'une convergence du capital humain, et ce, à la même vitesse. Pour vérifier cette hypothèse, nous estimerons, dans la section 4, la vitesse de convergence du capital humain entre les provinces canadiennes durant la période 1951-1991. Nous la comparerons ensuite à la vitesse de convergence du revenu durant la même période.

### 3. La mobilité des capitaux au Canada

Pour déterminer le degré de mobilité du capital au Canada, nous devons estimer la corrélation entre l'investissement et l'épargne des provinces canadiennes. Si la mobilité du capital est parfaite, nous devrions observé un coefficient de corrélation nul. Nous avons calculés les taux d'investissement et d'épargne annuels en fonction du PIB pour chacune des provinces pour la période 1961-1991<sup>9</sup>. Le taux d'investissement est calculé à partir de l'investissement privée en capital fixe et en stock. Le taux d'épargne (ou de désépargne) comprend l'épargne personnel et l'épargne des administrations publiques. Nous avons estimer la corrélation pour l'ensemble de la période ainsi que pour trois sous-périodes d'une dizaine d'années chacune. Les résultats obtenus sont présentés au tableau ci-dessous.

**Tableau 1 : Corrélation entre l'investissement et l'épargne des provinces canadiennes de 1961 à 1991.**

	1961-1991	1961-1970	1971-1980	1981-1991
Coefficient de corrélation	-0,03	-0,07	-0,10	0,07
Statistique t <sup>10</sup>	-0,59	-0,70	-1,03	0,80

<sup>9</sup> Les données proviennent de la publication "Comptes économiques provinciaux" de Statistique Canada.

<sup>10</sup> Ces statistiques t sont calculées à partir de la formule suivante (Baillargeon (1989), p.410.):

où,  
 r = coefficient de  
 corrélation  
 n = nombre d'observations

$$t = \frac{r \sqrt{n - 2}}{\sqrt{1 - r^2}}$$

Pour chacune des estimations, des tests de statistiques t à deux queues (“two tails”), à un niveau de confiance de 95 %, ne nous permettent pas de rejeter l’hypothèse nulle selon laquelle le coefficient de corrélation est égal à 0. Donc, pour chacune des périodes, le coefficient de corrélation entre l’investissement et l’épargne n’est pas significativement différent de 0. Ceci indique clairement que les investissements dans une province peuvent être financés par l’épargne des autres provinces, et donc, que le capital est parfaitement mobile entre les provinces canadiennes.

L’absence de barrières aux mouvements de capitaux entre les provinces canadiennes est certainement attribuable, en grande partie, à l’efficacité du système bancaire canadien. Puisque seulement une dizaine de banques contrôlent toute l’activité bancaire, et qu’elles sont présentes partout au Canada, elles peuvent facilement transférer l’épargne de certaines régions vers les régions où la demande de capitaux est plus grande.

## 4. La convergence du capital humain au Canada

Deux concepts de convergence sont généralement utilisés. Premièrement, la convergence  $\beta$  réfère au processus par lequel les variables économiques considérés croissent à un rythme plus rapide dans les pays ou dans les régions relativement pauvres. Ainsi, en présence de convergence  $\beta$ , il existe une corrélation négative entre le taux de croissance du revenu par tête et le niveau initial. Deuxièmement, la convergence  $\sigma$  se rapporte à la dynamique par laquelle la dispersion des variables économiques considérées a tendance à diminuer à travers le temps. Nous examinerons respectivement la convergence  $\beta$  et la convergence  $\sigma$  entre les provinces canadiennes de 1951 à 1991<sup>11</sup>. Mais auparavant examinons la question de la mesure du capital humain.

### 4.1 La mesure du capital humain

Puisque le capital humain des individus n'est pas une variable observable, il n'existe pas de données représentant de façon précise et certaine le stock de capital humain d'une économie. Nous devons donc utiliser des indices pouvant fournir une approximation raisonnable du niveau de capital humain. Idéalement, ces indices devraient refléter le niveau de scolarisation de la main-d'oeuvre et sa formation obtenue en milieu de travail, ce qui constituent les deux principales formes d'accumulation de capital humain. Cependant, la construction de tels indices de capital humain se heurte à des problèmes d'envergure.

---

<sup>11</sup> Notons que la convergence  $\sigma$  implique nécessairement la convergence  $\beta$ . Cependant, l'inverse n'est pas vrai.

En ce qui concerne la scolarisation, les variables les plus facilement observables, tels que la quantité d'étudiants inscrits à l'école ou les fonds investis dans le système d'éducation, véhiculent de l'information sur le flux (investissement) et non sur le stock de capital humain. Il serait possible de considérer l'investissement présent comme une mesure du stock futur, mais Barro et Lee (1993) soulignent que même si on réussit à déterminer avec précision le délai nécessaire pour que l'investissement soit reflété dans le stock de capital humain, nous aurons quand même besoin d'une mesure du stock initial. De plus, ils notent que la mortalité, la migration et le décrochage représentent des sources d'erreurs considérables qui ne seraient pas pris en compte.

Il serait également possible de mesurer le stock de capital humain obtenu par la scolarisation en comptabilisant le nombre d'années de scolarité ou le niveau d'éducation atteint par la population. Cette approche comporte quatre problèmes importants. Premièrement, il est pratiquement impossible de tenir compte des entrées et des sortis au sein de la population employée. Ainsi, bien qu'il soit également difficile de tenir compte de la mortalité, il semble relativement plus facile de construire un indice de scolarisation de la population plutôt que de la main-d'oeuvre. Or, la variable pertinente est le stock de capital humain de la main-d'oeuvre, puisque c'est celui-là qui a une incidence sur la production. Deuxièmement, Barro et Lee (1993) notent l'importance de tenir compte de la qualité de l'éducation. Les niveaux de scolarisation donnent une indication sur la quantité de scolarisation de la population, alors qu'un indice représentant fidèlement le stock de capital humain devraient être ajuster pour la qualité, qui diffère d'un système d'éducation à l'autre. Troisièmement, la comparabilité des niveaux de scolarité entre les systèmes d'éducation complique la construction des indices de scolarité. Par exemple, le

système collégial (Cégep) au Québec n'a pas vraiment d'équivalent dans le reste du Canada. Notons que ce problème est beaucoup plus considérable pour des comparaisons internationales. Enfin, il est très difficile de déterminer la pondération des différents niveaux de scolarité dans la construction d'indices composites de scolarisation. À cet égard, Barro et Lee (1993) soutiennent qu'une méthode pertinente serait de pondérer chacun des niveaux par son taux de rendement moyen. Il admettent cependant que cette méthode pourrait introduire des biais, étant donné, d'une part, l'existence vraisemblable d'une corrélation positive entre le niveau de scolarité atteint et l'habileté des individus, et d'autre part, que les taux de rendements de marchés de la scolarité excluent les bénéfices reliés aux effets externes du capital humain.

En ce qui concerne la formation en milieu de travail, il serait possible d'observer, avec relativement de précision, l'investissement en formation sur le tas réalisé par les entreprises, mais, comme pour le nombre d'étudiants inscrits, cette information fournirait une indication sur le flux (l'investissement) et non sur le stock de capital humain. De plus, comment déterminer la contribution au stock de capital humain d'une économie, de la formation sur le tas par rapport à la contribution de la scolarisation ? À ce sujet, Psacharopoulos et Arriagada (1986) affirment qu'aux États-Unis, presque autant de personnes participent à une activité de formation en milieu de travail que d'individus sont inscrits dans les programmes d'enseignement collégial et universitaire. Cependant, cette constatation ne fournit pas d'information sur la contribution relative de la formation générale (scolarisation) et de la formation spécifique (formation en milieu de travail) dans le processus de production.

En somme, des difficultés importantes limitent notre capacité de construire des indices représentant de façon précise le stock de capital humain d'une économie. Par conséquent, les

résultats obtenus en utilisant des mesures de capital humain doivent être interprétés en gardant à l'esprit ces difficultés.

## **4.2 Convergence $\beta$ du capital humain entre les provinces canadiennes**

### **Les données**

Le choix du type de données que nous avons utilisées est principalement motivé par la disponibilité de celles-ci et non en regard des difficultés présentées à la section précédente. Les données utilisées proviennent des recensements du Canada de 1951, 1961, 1971, 1981 et 1991 et indiquent, pour chacune des provinces, le pourcentage de la population ayant atteint au moins la 9<sup>e</sup> année, le pourcentage de la population ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles<sup>12</sup> et le pourcentage de la population ayant obtenu un diplôme universitaire<sup>13</sup>. Les données sont divisées par sexes et par groupes d'âge (15 ans et plus, 15 à 24 ans, 25 ans et plus). Les données utilisées sont présentées en annexe .

Les graphiques 1, 2 et 3 représentent le niveau de capital humain de chacune des provinces par rapport à la moyenne canadienne. Pour chacun des trois indices, il apparaît clairement une convergence au cours de la période considérée. De plus, les provinces riches (pauvres) ont, en général, des niveaux de capital humain plus élevés (bas) que la moyenne canadienne, à l'exception de certaines, dont les plus notables sont la Nouvelle-Écosse et le

---

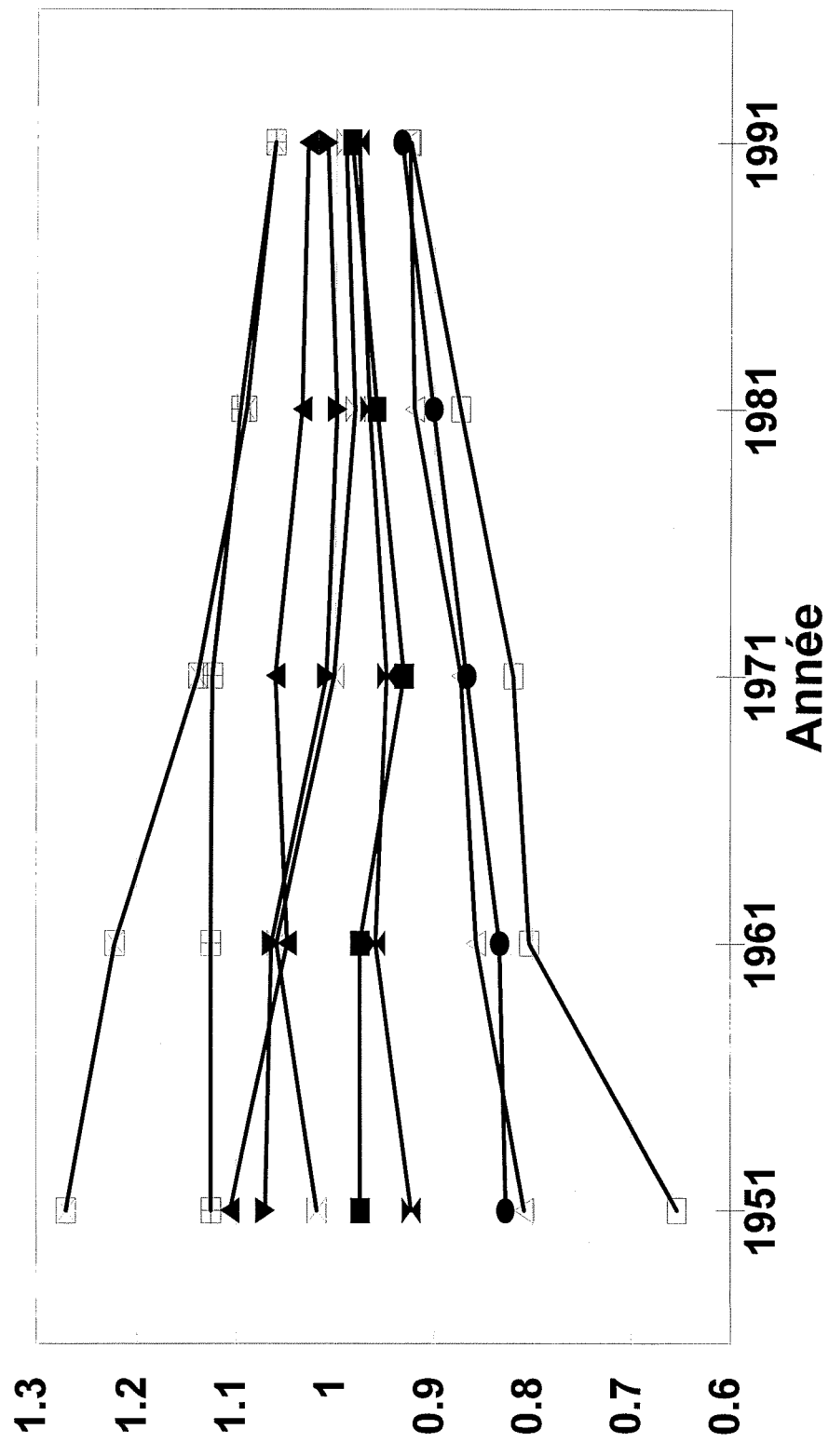
<sup>12</sup> Pour cette variable, les données ne figurent dans les recensements qu'à partir de 1971, le pourcentage de la population ayant réalisé au moins des études post-secondaires partielles étant extrêmement faible auparavant.

<sup>13</sup> Les données ont été prises dans la publication no.93-328 de Statistique Canada intitulée Niveau de scolarité et fréquentation scolaire.



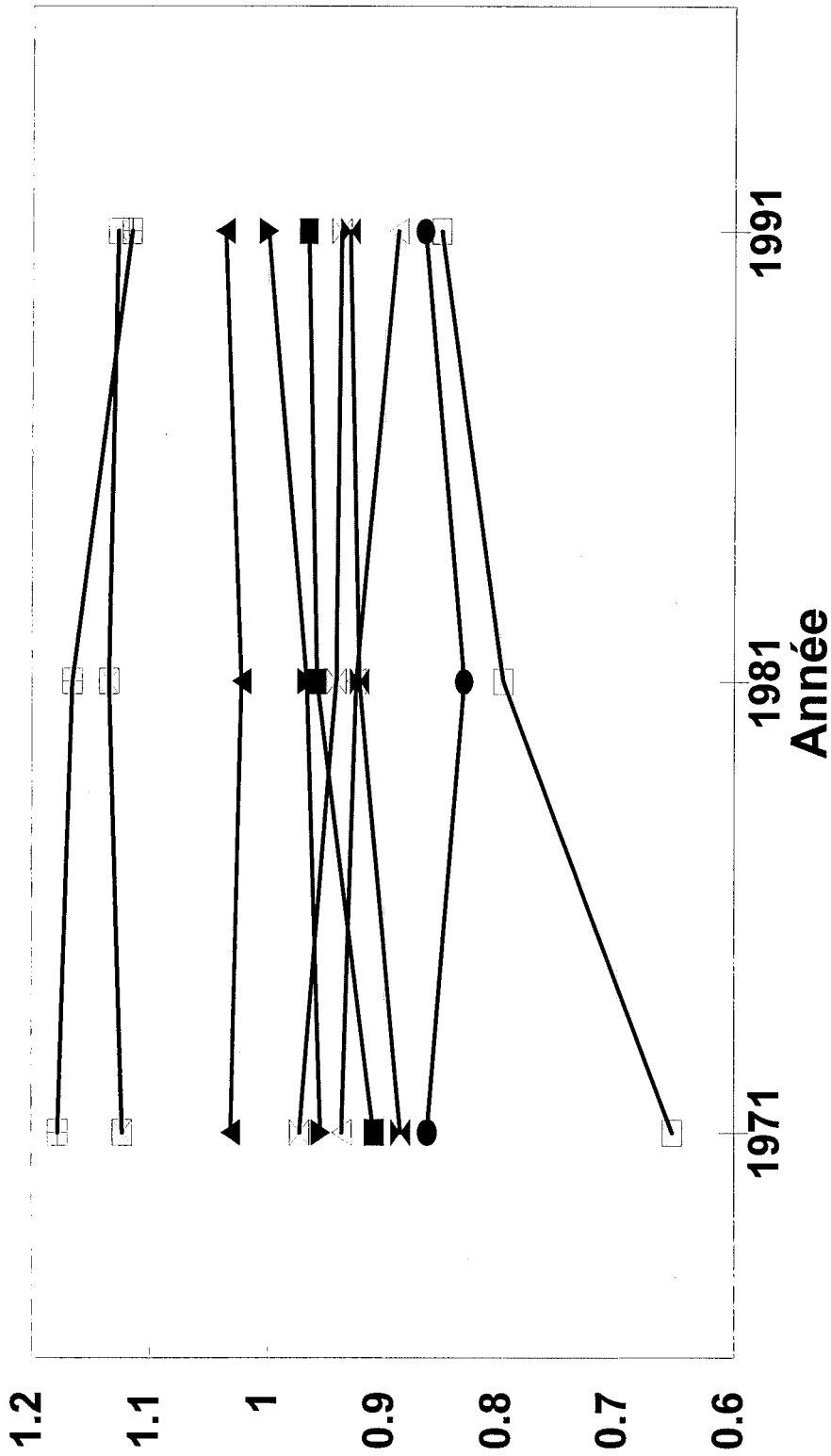
# Niveau relatif du stock de cap. humain

## Pop. de 15 ans et + , minimum 9e année



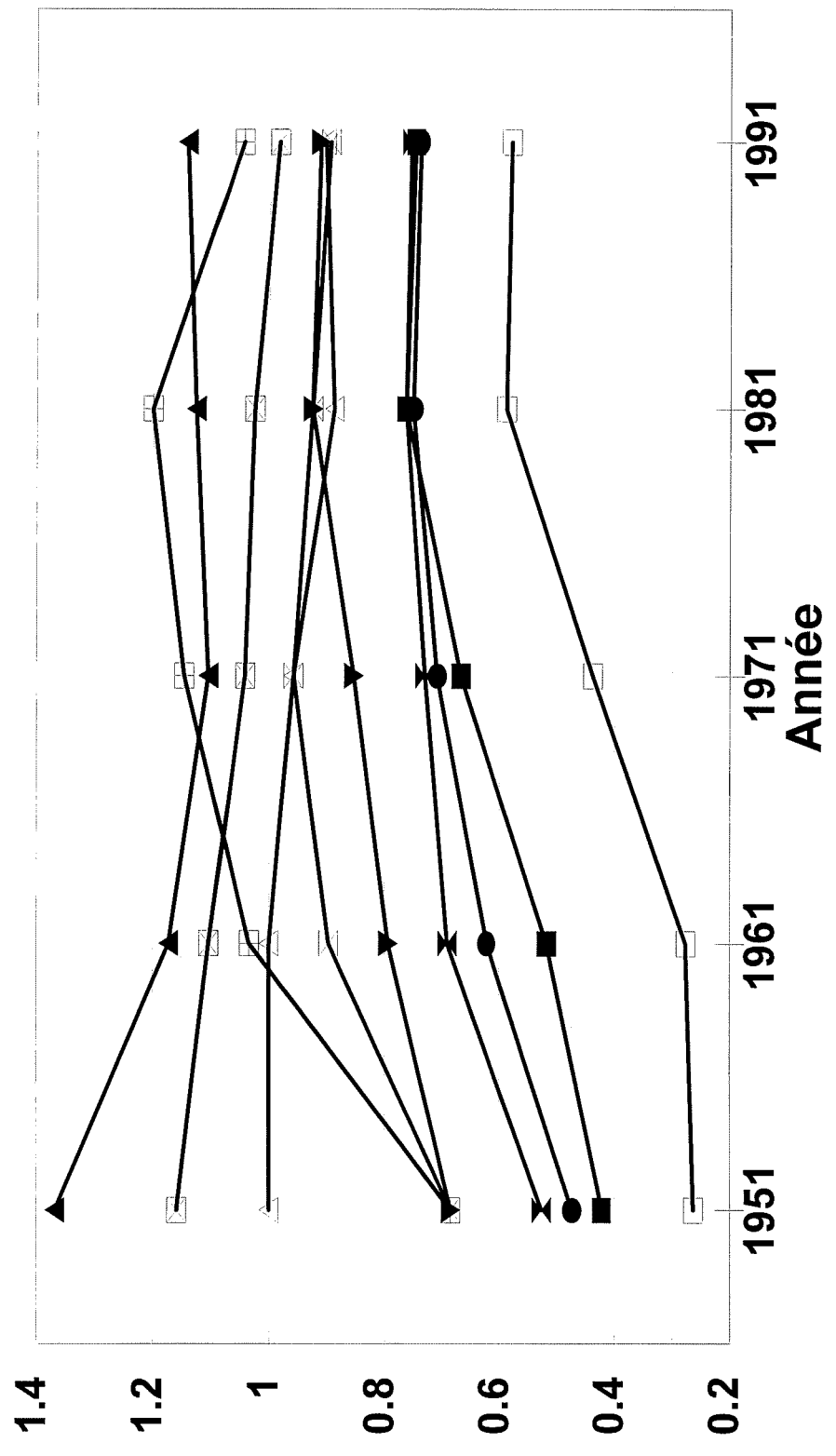
- T.N.
- ▲— Ontario
- I.P.E.
- ▼— Manitoba
- ▼— Saskat.
- N.B.
- ▲— Québec
- Alberta
- C.B.

# Niveau relatif du stock de cap. humain 15 ans et +, post-secondaire partielle



- T.N.
- Ontario
- I.P.E.
- Manitoba
- Saskat.
- N.B.
- Alberta
- Québec
- C.B.

# Niveau relatif du stock de cap. humain 15 ans et + , diplôme universitaire



Québec lorsqu'on considère le diplôme universitaire. À l'égard du Québec, Coulombe (1996) note une asymétrie entre l'évolution de l'indice représentant la population ayant atteint au moins la 9<sup>e</sup> année et celui construit à partir des diplômés universitaire. Entre 1951 et 1991, le premier indice passe de 83 % à 94 % de la moyenne canadienne, alors que le deuxième indice baisse de 138 % à 104 % de la moyenne. En 1951, le Québec était donc très bien doté en main-d'oeuvre spécialisée mais sa population était relativement dépourvue de formation générale. Coulombe (1996) suggère que ce phénomène peut être attribuable, au moins en partie, au caractère élitiste du système d'éducation, qui était contrôlé par le clergé avant les années soixantes. Il note également que la baisse marquée du nombre de diplômés universitaires par rapport à la moyenne canadienne peut s'expliquer, entre autre, par la réduction de l'importance relative de la population anglo-saxonne, typiquement très instruite. Notons que le Manitoba affiche une évolution inverse à celle du Québec, bien que le phénomène soit beaucoup moins marqué. Terre-Neuve, qui est généralement considéré comme la province la plus pauvre, affiche globalement les indices de capital humain les plus bas. Bien qu'elle ait accompli un rattrapage considérable au niveau des diplômés universitaires entre 1951 et 1991, elle en demeure fortement dépourvue par rapport au reste du Canada (67 % de la moyenne canadienne en 1991). Au niveau de la formation générale, par contre, elle a presque rattraper la moyenne canadienne, son indice passant de 67 % à 93 %. Notons également la convergence rapide du capital humain de provinces riches comme l'Ontario et la Colombie-Britannique.

Examinons maintenant la vitesse de convergence du capital humain entre les provinces canadiennes.

## Méthodologie

La méthodologie utilisée pour estimer la vitesse de convergence du capital humain est sensiblement la même que celle utilisée par Barro et Sala-i-Martin (1991, 1992) dans des études de convergence du revenu. Cependant, un problème de degré de liberté se pose, étant donné que le Canada ne compte que dix provinces. Pour y remédier nous utiliserons simultanément des données transversales et longitudinales en divisant la période 1951-1991 en quatre sous-périodes de dix ans<sup>14</sup>. Nous disposerons donc de 40 observations, soit pour quatre sous-périodes et dix provinces. L'équation estimée est la suivante :

$$\frac{1}{10} \ln \left( \frac{h_{i,t+10} / \bar{h}_{t+10}}{h_{i,t} / \bar{h}_t} \right) = D - \left( \frac{1 - e^{-10\beta_h}}{10} \right) \ln \left( \frac{h_{i,t}}{\bar{h}_t} \right) + u_i$$

où  $i$  est l'indice représentant les provinces,  $h$  barre est la moyenne canadienne,  $D$  est un terme constant,  $\beta_h$  est la vitesse de convergence du capital humain,  $u_i$  est un terme d'erreur et  $t=1951, 1961, 1971$  et  $1981$ . En divisant les indices provinciaux de capital humain par la moyenne canadienne on s'assure de ne pas capter la composante tendancielle commune dans nos estimations.

## Résultats

Les premiers résultats sont présentés aux tableau 2 ci-dessous. On remarque immédiatement que chacun des termes constants n'est pas significativement différent de 0. En

---

<sup>14</sup> Cette méthode a été utilisée précédemment dans des estimations de convergence, notamment par Coulombe et Lee (1995).

fait, Coulombe et Day (1996) ont démontré que pour des estimations de convergence  $\beta$  en méthode panel, et dans lesquelles on divise les taux de croissance et les niveaux initiaux par la moyenne des unités économiques, le terme constant disparaît. Nous avons donc réestimées les vitesses de convergence en éliminant les termes constants, et donc, à partir de l'équation suivante:

$$\frac{1}{10} \ln \left( \frac{h_{i,t+10} / \bar{h}_{t+10}}{h_{i,t} / \bar{h}_t} \right) = \left( \frac{1 - e^{-10\beta_h}}{10} \right) \ln \left( \frac{h_{i,t}}{\bar{h}_t} \right) + u_i$$

Les résultats obtenus sont présentés aux tableaux 3, 4 et 5.

**Tableau 2 : Convergence  $\beta$  du capital humain entre les provinces canadiennes de 1951 à 1991**

**Population âgée de 15 ans et plus**

	Indice de capital humain utilisé		
	Individus ayant atteint au moins la 9 <sup>e</sup> année	Individus ayant réalisé au moins des études postsecondaires partielles <sup>15</sup>	Individus ayant obtenu un grade universitaire
Ensemble de la population	$\beta = 0,035$ (10,17) $C = 0,0001$ (0,36) $R^2 = 0,7313$	$\beta = 0,032$ (4,47) $C = 0,0001$ (0,12) $R^2 = 0,5264$	$\beta = 0,028$ (5,98) $C = 0,0008$ (0,54) $R^2 = 0,4846$
Hommes	$\beta = 0,033$ (8,95) $C = 0,0002$ (0,35) $R^2 = 0,6781$	$\beta = 0,032$ (4,83) $C = 0,0002$ (0,18) $R^2 = 0,5643$	$\beta = 0,029$ (8,35) $C = 0,0008$ (0,74) $R^2 = 0,6472$
Femmes	$\beta = 0,034$ (10,64) $C = 0,0001$ (0,38) $R^2 = 0,7487$	$\beta = 0,036$ (4,77) $C = 0,0001$ (0,12) $R^2 = 0,5582$	$\beta = 0,036$ (5,25) $C = 0,001$ (0,42) $R^2 = 0,4206$

Les valeurs de "C" représentent les termes constants pour chacune des estimations.

Les statistiques t sont entre parenthèses sous chacune des estimations de coefficients  $\beta$  ou de termes constants.

<sup>15</sup> Pour cette indice de capital humain la période de référence est 1971 à 1991 seulement, puisque les données ne figurent pas dans les recensements de 1951 et de 1961. Il n'y a donc que 20 observations.

**Tableau 3 : Convergence  $\beta$  du capital humain entre les provinces canadiennes de 1951 à 1991 - sans terme constant**

**Population âgée de 15 ans et plus**

	Indice de capital humain utilisé		
	Individus ayant atteint au moins la 9 <sup>e</sup> année	Individus ayant réalisé au moins des études postsecondaires partielles <sup>16</sup>	Individus ayant obtenu un grade universitaire
Ensemble de la population	$\beta = 0,035$ (10,33) $R^2 = 0,7304$	$\beta = 0,033$ (4,61) $R^2 = 0,5261$	$\beta = 0,028$ (6,20) $R^2 = 0,4806$
Hommes	$\beta = 0,033$ (9,10) $R^2 = 0,6771$	$\beta = 0,033$ (4,99) $R^2 = 0,5636$	$\beta = 0,030$ (8,62) $R^2 = 0,6422$
Femmes	$\beta = 0,034$ (10,80) $R^2 = 0,7478$	$\beta = 0,036$ (4,92) $R^2 = 0,5578$	$\beta = 0,036$ (5,49) $R^2 = 0,4179$

Les statistiques t sont entre parenthèses sous chacune des estimations de coefficients  $\beta$

<sup>16</sup> Pour cette indice de capital humain la période de référence est 1971 à 1991 seulement, puisque les données ne figurent pas dans les recensements de 1951 et de 1961.



**Tableau 4 : Convergence  $\beta$  du capital humain entre les provinces canadiennes de 1951 à 1991 - sans terme constant**

**Population âgée entre 15 et 24 ans**

	Indice de capital humain utilisé		
	Individus ayant atteint au moins la 9 <sup>e</sup> année	Individus ayant réalisé au moins des études postsecondaires partielles <sup>17</sup>	Individus ayant obtenu un grade universitaire
Ensemble de la population	$\beta = 0,063$ (11,03) $R^2 = 0,7560$	$\beta = 0,050$ (2,49) $R^2 = 0,2459$	$\beta = 0,074$ (10,25) $R^2 = 0,7179$
Hommes	$\beta = 0,056$ (9,42) $R^2 = 0,6929$	$\beta = 0,030$ (2,09) $R^2 = 0,1861$	$\beta = 0,083$ (8,53) $R^2 = 0,6425$
Femmes	$\beta = 0,070$ (13,35) $R^2 = 0,8198$	$\beta = 0,095$ (3,54) $R^2 = 0,3975$	$\beta = 0,095$ <sup>18</sup> (10,10) $R^2 = 0,7196$

Les statistiques t sont entre parenthèses sous chacune des estimations de coefficients  $\beta$ .

<sup>17</sup> Pour cette indice de capital humain la période de référence est 1971 à 1991 seulement, puisque les données ne figurent pas dans les recensements de 1951 et de 1961. Il n'y a donc que 20 observations.

<sup>18</sup> Pour cette estimation, nous avons utilisé les données pour Terre-Neuve qu'à partir de 1961, puisque le pourcentage de femmes ayant obtenu un grade universitaire en 1951 était zéro. Nous aurions donc obtenu un taux de croissance infini pour la période 1951-1961. Pour ce coefficient  $\beta$  il n'y a donc que 39 observations.

**Tableau 5 : Convergence  $\beta$  du capital humain entre les provinces canadiennes de 1951 à 1991 - Sans terme constant**

**Population âgée de 25 ans et plus**

	Indice de capital humain utilisé		
	Individus ayant atteint au moins la 9 <sup>e</sup> année	Individus ayant réalisé au moins des études postsecondaires partielles <sup>19</sup>	Individus ayant obtenu un grade universitaire
Ensemble de la population	$\beta = 0,027$ (8,17) $R^2 = 0,6277$	$\beta = 0,039$ (5,74) $R^2 = 0,6311$	$\beta = 0,026$ (6,17) $R^2 = 0,4785$
Hommes	$\beta = 0,027$ (7,75) $R^2 = 0,6021$	$\beta = 0,043$ (6,20) $R^2 = 0,6650$	$\beta = 0,027$ (7,15) $R^2 = 0,5524$
Femmes	$\beta = 0,027$ (7,50) $R^2 = 0,5872$	$\beta = 0,039$ (6,12) $R^2 = 0,6599$	$\beta = 0,030$ (4,73) $R^2 = 0,3491$

Les statistiques t sont entre parenthèses sous chacune des estimations de coefficients  $\beta$ .

<sup>19</sup> Pour cette indice de capital humain la période de référence est 1971 à 1991 seulement, puisque les données ne figurent pas dans les recensements de 1951 et de 1961. Il n'y a donc que 20 observations.

Pour tester la signification de nos estimations, c'est-à-dire, pour déterminer si les coefficients obtenus sont significativement différents de 0, nous effectuons des tests de statistiques t à une queue ("one tail")<sup>20</sup>. Pour ce faire, posons les hypothèses nulle et alternative suivantes :

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_a : \beta > 0$$

Pour les estimations utilisant comme indice de capital humain le pourcentage de la population ayant atteint au moins la 9<sup>e</sup> année ou le pourcentage de la population ayant obtenu un diplôme universitaire, et pour lesquelles nous disposons de 40 observations et donc de 38 degrés de liberté, les valeurs critiques des statistiques t sont de 1,687 à 95 % de confiance et 2,430 à 99 % de confiance<sup>21</sup>. Pour les estimations utilisant comme indice de capital humain le pourcentage de la population ayant réalisé des études post-secondaires partielles, les valeurs critiques de la statistique t sont de 1,734 à un niveau de confiance de 95 % et de 2,552 à 99 % de confiance. Par conséquent, les statistiques t obtenus pour nos estimations nous amènent à rejeter l'hypothèse nulle avec 99 % de confiance pour chacun des coefficients estimés, sauf pour les estimations réalisées sur l'ensemble la population de 15 à 24 ans et sur les hommes de 15 à 24 ans, utilisant comme indice de capital humain le pourcentage de la population ayant réalisé des études post-secondaires partielles. Pour ces deux cas, on peut néanmoins rejeter l'hypothèse nulle avec 95 %

---

<sup>20</sup> Nous effectuons des tests à une queue puisque le modèle théorique suggère que les coefficients devraient être positifs.

<sup>21</sup> Notons que ces valeurs critiques de statistique t ont été calculées par intrapolation linéaire entre les valeurs pour 30 et 40 degrés de liberté. Notons également que pour l'estimation de la vitesse de convergence des femmes âgée entre 15 et 24 ans, utilisant comme indice de capital humain le pourcentage des individus ayant obtenu un diplôme universitaire, nous disposons que de 39 observations, et donc de 37 degré de liberté. Ainsi, les valeurs de la statistique t sont de 1,688 à 95 % de confiance et de 2,433 à 99 % de confiance.

de confiance.

Ainsi, ces tests d'hypothèses confirment clairement qu'il y a eu convergence du capital humain entre les provinces canadiennes de 1951 à 1991, et ce, quelque soit le groupe d'âge, le sexe et les indices de capital humain considérés. De plus, les coefficients estimés pour l'ensemble de la population semblent relativement similaires aux résultats traditionnellement obtenus dans des analyses de convergence du revenu ou de la production. De façon générale, les études réalisées suggèrent des vitesses de convergence se situant autour de 0,02 (Mankiw, 1995) et les estimations de Coulombe et Lee (1995) pour la vitesse de convergence du revenu et de la production au Canada tournent également autour de cette valeur. Par conséquent, il semble à première vue, que la vitesse de convergence du capital humain s'apparente à celles du revenu et de la production. Nous reviendrons sur ce point à la section 5.

En comparant les coefficients obtenus pour les différents groupes d'âge et pour les deux sexes, on constate immédiatement les points suivants :

- 1- La vitesse de convergence est nettement plus rapide pour la population de 15 à 24 ans que pour celle de 25 ans et plus.
- 2- La vitesse de convergence des femmes semble légèrement plus rapide que celle des hommes, dans le groupe d'âge 15-24 ans.

Pour tester la pertinence de ces constatations, nous utiliserons un test de Wald. Ce test est valable pour le genre d'hypothèse que nous souhaitons tester, soit de déterminer si des coefficients, dont les estimations sont réalisées à partir d'échantillons différents et pour lesquelles les variances des termes d'erreur sont différentes, sont significativement différents l'un de

l'autre<sup>22</sup>. La statistique Wald, pour le test d'hypothèse suivant

$$H_0 : \beta_1 - \beta_2 = 0$$

$$H_a : \beta_1 - \beta_2 \neq 0$$

est définie comme suit

$$W = (\beta_1 - \beta_2)' / (V_1 + V_2)$$

où  $\beta_1$  et  $\beta_2$  sont les estimations considérées et  $V_1$  et  $V_2$  représentent leur variance respective<sup>23</sup>.

Bien que théoriquement, le test de Wald utilise les variances connues des estimateurs, on peut, en pratique, utiliser les estimations des variances si l'échantillon est relativement grand.

La statistique Wald obéit à une distribution du chi-carré. Le nombre de degré de liberté est égal au nombre de variable du côté droit de l'équation, soit un, dans notre cas, puisque nous avons éliminé le terme constant. Ainsi, la valeur critique provenant de la distribution du chi-carré à un niveau de confiance de 95 % est 3,84. Les tableaux 6 et 7 indiquent les valeurs des statistiques Wald servant à déterminer si il existe une différence significative dans les coefficients estimés, entre les 15 à 24 ans et les 25 ans et plus, ainsi qu'entre les hommes et les femmes.

---

<sup>22</sup> Notons que ce test ne s'applique pas si les échantillons à partir desquelles sont estimés les coefficients ne sont pas indépendants. Par conséquent, cette procédure ne nous permet pas de tester si il existe une différence entre les coefficients estimés à partir d'échantillon dépendants, tel que les 15-24 ans et l'ensemble de la population, les femmes et l'ensemble de la population, etc.

<sup>23</sup> Puisque nous avons obtenus nos estimations à partir de régressions simples, nous utilisons ici une simplification de la statistique Wald, qui est normalement définie, pour une régression multiple, en notation matricielle, de la façon suivante (Greene 1993) :

$$W = (\beta_1 - \beta_2)' (V_1 + V_2)^{-1} (\beta_1 - \beta_2)$$

où les variables en caractère gras représentent des vecteurs, l'apostrophe indique une transposée et  $^{-1}$  dénote l'inverse matricielle de l'expression.

**Tableau 6 : Statistiques Wald construites pour la comparaison des estimations obtenues à partir des 15-24 ans et des 25 ans et plus<sup>24</sup>**

	Indice de capital humain utilisé	
	Individus ayant atteint au moins la 9 <sup>e</sup> année	Individus ayant obtenu un grade universitaire
Ensemble de la population	W = 48,41	W = 57,34
Hommes	W = 28,04	W = 57,80
Femmes	W = 76,97	W = 62,86

Dans les six cas ci-dessus, la statistique Wald nous amène clairement à rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi, la vitesse de convergence est différente entre la population de 15 à 24 ans et celle de 25 ans et plus. On peut donc affirmer que le retard qui persiste encore aujourd'hui, au niveau du stock de capital humain par tête, dans les provinces initialement moins nantis en capital humain, est largement imputable au fait que les individus plus âgés n'ont pas investis dans leur stock de capital humain à un rythme beaucoup plus rapide que la moyenne canadienne. Si la population était constituée que de jeunes, la vitesse de convergence serait donc beaucoup plus rapide. La lenteur de la vitesse de convergence globale est attribuable au fait que les personnes plus âgées ont moins intérêts à investir dans leur formation. Puisqu'il leurs reste une période de vie active

---

<sup>24</sup> Étant donné la taille relativement plus petite des échantillons utilisés pour les estimations dans lesquelles l'indice de capital humain est le pourcentage de la population ayant réalisé des études post-secondaires partielles, nous n'effectuerons pas de test Wald sur ces coefficients, et ce, en raison du problème soulevé précédemment concernant l'utilisation de variances estimées.

plus courte, la valeur présente du rendement d'un investissement en capital humain est moins grande que pour les jeunes. De plus, étant donné que les jeunes d'aujourd'hui seront les personnes plus âgées de demain, et que la vitesse de convergence du capital humain des jeunes est plus grande, alors le processus de convergence globale devrait s'accroître d'une génération à l'autre. Notons enfin, que l'écart entre la vitesse de convergence des jeunes et celle des personnes plus âgées aurait certainement été moins marqué si nous avions utilisé un indice de capital humain représentant la formation en milieu de travail. Peu d'individus relativement âgés retournent aux études pour acquérir du capital humain. L'essentiel de l'investissement qu'ils font en capital humain correspond à de la formation sur le tas.

**Tableau 7 : Statistiques Wald construites pour la comparaison entre les estimations des hommes et celles des femmes**

	Indice de capital humain utilisé	
	Individus ayant atteint au moins la 9 <sup>e</sup> année	Individus ayant obtenu un grade universitaire
Population de 15 ans et plus	W = 0,06	W = 0,90
Population de 15 à 24 ans	W = 5,58	W = 1,79
Population de 25 ans et plus	W = 0,00	W = 0,22

Les statistiques Wald nous amènent à rejeter l'hypothèse nulle que lorsqu'on considère la

population de 15 à 24 ans et qu'on utilise comme indice de capital humain le pourcentage de la population ayant atteint au moins la 9<sup>e</sup> année. La vitesse de convergence des femmes est donc plus rapide que celle des hommes que dans le cas de la population jeune et peu spécialisée. Cependant, en règle générale, les vitesses de convergence ne sont pas significativement différentes entre les hommes et les femmes. Les résultats auraient peut être été différents si nous avions utilisés des indices représentant la formation en milieu de travail. En effet, étant donné l'augmentation progressive du taux de participation au marché du travail des femmes au cours de la période que nous considérons, le fait de tenir compte de la formation sur le tas aurait probablement augmenter la vitesse de convergence estimée. Ceci est d'autant plus vrai que les femmes, surtout au début de la période que nous étudions, ont typiquement occupés des emplois pour lesquels une part importante de la formation s'acquerrait en milieu de travail.

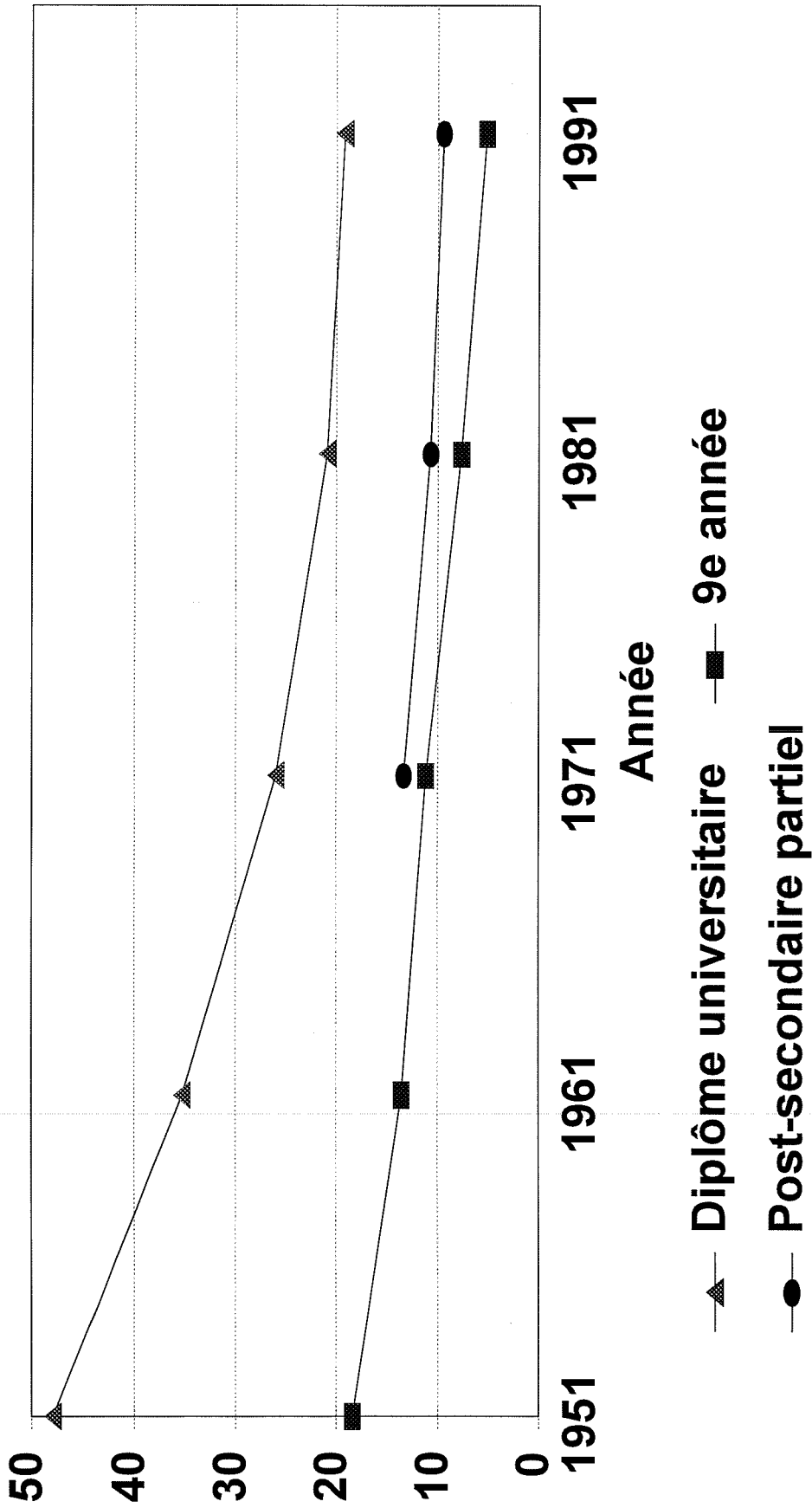
#### **4.3 Convergence $\sigma$ du capital humain entre les provinces canadiennes**

À partir des mêmes données, il est possible de déterminer si il y a eu une convergence  $\sigma$  en examinant la dispersion des indices de capital humain. Pour ce faire, nous avons calculés les écart-types des trois indices de capital humain définis par rapport à une moyenne canadienne de 100. Les résultats sont présentés au graphique 4. La dispersion de chacun des indices de capital humain affiche clairement une tendance à la baisse, la dispersion passant de près de 50 % en 1951 à moins de 20 % en 1991, au niveau du pourcentage de la population ayant obtenu un diplôme universitaire. En ce qui concerne les pourcentages de population ayant atteint la 9<sup>e</sup> année, et ayant au moins réalisé des études post-secondaires partielles, la convergence est moins marquée



# Convergence du cap. humain au Canada

## Écart-type des indices de cap. humain



mais quand même notable, la dispersion passant respectivement de 18 % à 5 % et de 13 % à 9 %.

Après avoir examiné la convergence  $\beta$  et la convergence  $\sigma$ , il ne fait donc aucun doute que la convergence du revenu et de la production entre les provinces canadiennes, observée depuis environ 1960, s'est accompagnée d'une convergence du capital humain. De façon à déterminer si la prédiction du modèle de croissance néoclassique, concernant la convergence, est effectivement vérifiée dans le cas du Canada, il faut maintenant déterminer si ces processus de convergence de revenu et de capital humain se sont réalisés à la même vitesse.

## 5. Convergence $\beta$ du revenu entre les provinces canadiennes

Deux différentes mesures de revenu seront utilisées, soit le revenu personnel nominal par tête et le revenu personnel nominal par tête moins les transferts gouvernementaux<sup>25</sup>. La période considérée est 1951-1991<sup>26</sup>. Nous ne disposons pas de données de production pour la période avant 1961, c'est pourquoi nous utilisons que des données de revenu. Également, nous utilisons des données de revenu nominal puisqu'il n'existe pas d'indices de prix provinciaux pour la période 1951-1961 et l'utilisation d'indices de prix nationaux n'aurait aucun impact sur la convergence estimée. À cet égard, Coulombe et Lee (1995) soutiennent que l'utilisation d'indice régionaux pour dégonfler le revenu n'a pas d'incidence sur la vitesse de convergence, contrairement à l'utilisation de dégonfleur pour la production. La raison étant que les paniers de biens utilisés pour construire des dégonfleurs de revenu sont très similaires d'une région à l'autre, alors que ce n'est pas le cas pour les paniers de biens servant à calculer les dégonfleurs de production.

La méthodologie utilisée est essentiellement la même que pour l'estimation de la convergence du capital humain, c'est-à-dire que la période est divisée en quatre sous-périodes de dix ans et l'équation estimée est la suivante :

---

<sup>25</sup> Les données de revenu personnel proviennent des matrices D11701-D11710 de CANSIM alors que les données de transferts gouvernementaux sont contenues dans les matrices D11787-D11797.

<sup>26</sup> Il est essentiel de considérer cette période, même si nous savons à priori que la convergence du revenu est présente depuis environ 1960 (Coulombe et Lee, 1995). En effet, pour être en mesure de les comparer, les vitesses de convergence du revenu et du capital humain doivent être estimées à partir de la même période.

$$\frac{1}{10} \ln \left( \frac{y_{i,t+10} / \bar{y}_{t+10}}{y_{i,t} / \bar{y}_t} \right) = D - \left( \frac{1 - e^{-10\beta_y}}{10} \right) \ln \left( \frac{y_{i,t}}{\bar{y}_t} \right) + u_i$$

où  $i$  est l'indice représentant les provinces,  $\bar{y}$  est le revenu moyen au Canada,  $D$  est un terme constant,  $\beta_y$  est la vitesse de convergence du revenu,  $u_i$  est un terme d'erreur et  $t=1951, 1961, 1971$  et  $1981$ . Encore ici le revenu des provinces est divisé par la moyenne canadienne pour s'assurer de ne pas capter la composante tendancielle dans nos estimations. Dans un premier temps, les estimations incluent des termes constants. Ils sont ensuite éliminés puisqu'aucun n'est significativement différents de zéro. Les résultats sont présentés au tableau 8.

**Tableau 8 : Convergence  $\beta$  du revenu nominal entre les provinces canadiennes de 1951 à 1991**

	Revenu personnel par tête	Revenu personnel par tête moins les transferts gouvernementaux
Estimation avec terme constant	$\beta = 0,033$ (5,142) $C = 0,00020$ (0,151) $R^2 = 0,4103$	$\beta = 0,021$ (3,5) $C = 0,0001$ (0,062) $R^2 = 0,2438$
Estimation sans terme constant	$\beta = 0,033$ (5,261) $R^2 = 0,4099$	$\beta = 0,021$ (3,587) $R^2 = 0,2437$

En utilisant le même test d'hypothèse que celui utilisé précédemment pour vérifier si les vitesses de convergence estimées pour le capital humain étaient significativement différentes de 0,

nous pouvons aisément vérifier que la vitesse de convergence du revenu est différente de zéro avec un niveau de confiance de 99 %, et ce, quel que soit la mesure de revenu considérée<sup>27</sup>.

Notons que la vitesse de convergence est moins rapide lorsque les transferts gouvernementaux sont soustraits du revenu personnel, ce qui suggère que le fédéralisme canadien a effectuée une redistribution considérable du revenu, des provinces riches vers les provinces pauvres, par l'entremise de divers systèmes de transferts de revenu, notamment la péréquation, l'assurance-chômage, le Régime d'Assistance Social du Canada, le financement des systèmes de santé et de l'éducation post-secondaire, etc. Mentionnons que Coulombe et Lee (1995) ont obtenu des résultats similaires pour la période 1961-1991. Leurs vitesses de convergence estimées sont de 0,024 pour le revenu personnel par tête et de 0,016 pour le revenu personnel par tête moins les transferts gouvernementaux.

Pour déterminer si il existe une différence significative entre la vitesse de convergence du revenu et celle du capital humain, nous utilisons un test Wald, similaire à celui utilisé précédemment. La valeur critique provenant de la distribution du chi-carré à 95 % de confiance est 3,84. Les valeurs des statistiques Wald sont présentées au tableau 9.

---

<sup>27</sup> Les valeurs critiques des statistiques t sont les mêmes que précédemment, soit 1,734 à un niveau de confiance de 95 % et 2,552 à 99 % de confiance.

**Tableau 9 : Statistiques Wald construites pour la comparaison entre les estimations de la vitesse de convergence du revenu et celle du capital humain**

Mesure de revenu considérée	Indice de capital humain utilisé	
	Pourcentage de la population de 15 ans et plus ayant atteint au moins la 9 <sup>e</sup> année	Pourcentage de la population de 15 ans et plus ayant obtenu un grade universitaire
Revenu personnel par tête	W = 0,11	W = 0,56
Revenu personnel par tête moins les transferts gouvernementaux	W = 5,34	W = 1,11

Le test Wald, à 95 % de confiance, nous amène à rejeter l'hypothèse nulle, selon laquelle les vitesses de convergence sont les mêmes, que dans le cas où l'on considère le revenu personnel moins les transferts gouvernementaux et que le pourcentage de la population ayant atteint au moins la 9<sup>e</sup> année est utilisé comme indice de capital humain<sup>28</sup>. Dans les trois autres cas, les vitesses de convergence du revenu et du capital humain ne sont pas significativement différentes.

On peut donc conclure, avec passablement de certitude, que les deux hypothèses que nous souhaitons vérifier, soit 1) il y a une parfaite mobilité des capitaux entre les provinces canadiennes, et 2) le revenu et le capital humain ont convergé à la même vitesse entre 1951 et

---

<sup>28</sup> Notons qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle à un niveau de confiance de 99 %, la valeur critique de la distribution du chi-carré étant de 6,63

1991, sont valides pour le Canada. Par conséquent, le modèle de croissance néoclassique en économie ouverte, avec capital humain et mobilité partielle des capitaux, est probablement un outil pertinent d'analyse de la croissance économique des provinces canadiennes depuis la Deuxième Guerre mondiale. Dans la section 7, nous discuterons des implications de ces résultats pour les politiques économiques au Canada.

## 6. Estimation de la part du capital humain dans le revenu national

Dans la présente section, nous proposons une façon pour faire ressortir la part de la rétribution implicite du capital humain dans le revenu national à partir de l'équation représentant la convergence du revenu et de la fonction de production Cobb-Douglas dans un environnement de concurrence parfaite, de maximisation du profit et de mobilité parfaite des capitaux. Étant donné que la comptabilité nationale ne nous renseigne que sur la part du capital physique dans le revenu national, il devient essentiel d'estimer la part du capital humain. Autrement, il est difficile de considérer de façon quantitative, certaines des prédictions du modèle, notamment celles sur la convergence.

Comme point de départ, prenons l'équation de la convergence  $\beta$  du revenu (Barro et Sala-i-Martin 1995, chapitre 1) :

$$\gamma_y = -\beta_y \lg y_o \quad (16)$$

où,  $\gamma_y$  correspond au taux de croissance du revenu par unité effective de main-d'oeuvre.

Or, de l'équation (12) nous savons que

$$y = Bh^\epsilon \quad (12)$$

Cette équation résulte de la fonction de production Cobb-Douglas avec capital humain et des hypothèses de concurrence parfaite, de maximisation de profits et de mobilité parfaite des capitaux. On peut retourner à la section 2 pour davantage de détails. Transformons cette équation en prenant le logarithme de chaque côté. Nous obtenons



$$\lg y_0 = B + \epsilon \lg h_0 \quad (17)$$

Substituons l'équation (17) dans l'équation (16), ce qui donne

$$\gamma_y = -\beta_y (B + \epsilon \lg h_0)$$

Puisque nous savons, du modèle théorique, que  $\beta_y = \beta_h$ , alors

$$\gamma_y = -\beta_h B - \beta_h \epsilon \lg h_0$$

où

$$B = A \frac{1}{1-\alpha} \left[ \frac{(1-\tau)\alpha}{(r+\delta)} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

et

$$\epsilon \equiv \frac{\eta}{1-\alpha}$$

En assumant une valeur pour  $\alpha$ , on peut donc estimer la part du capital humain dans le revenu national,  $\eta$ , à partir des données de revenu, des indices de capital humain et des estimations de  $\beta_h$  que nous avons obtenues précédemment. Nous supposons que  $\alpha$  est égal à 1/3, ce qui constitue une régularité empirique soulevée par Kaldor et dont nous avons déjà fait état dans la section 2. L'équation estimée est la suivante :

$$\frac{1}{10} \ln \left( \frac{y_{i,t+10} / \bar{y}_{t+10}}{y_{i,t} / \bar{y}_t} \right) = -\beta_h \epsilon \ln \left( \frac{h_{i,t}}{\bar{h}_t} \right) + u_i$$

Les résultats sont présentés au tableau 10.

**Tableau 10 : Estimation de la part du capital humain dans le revenu national entre 1951 et 1991**

Indice de capital humain utilisé	Revenu personnel par tête	Revenu personnel par tête moins les transferts gouvernementaux
Individus ayant atteint au moins la 9 <sup>e</sup> année	$\eta = 0,55$ (1,45) <sup>29</sup> $R^2 = 0,1033$	$\eta = 0,37$ (0,92) $R^2 = 0,0410$
Individus ayant obtenu un grade universitaire	$\eta = 0,21$ (1,27) $R^2 = 0,0842$	$\eta = 0,11$ (0,64) $R^2 = 0,0183$

$\eta$  = Part du capital humain dans le revenu national  
Les statistiques t sont entre parenthèses

La valeur critique de la statistique t est de 1,305 à un niveau de confiance de 90 %. On rejette donc l'hypothèse nulle seulement dans le cas où on considère les individus ayant atteint au moins la 9<sup>e</sup> année comme indice de capital humain et qu'on utilise le revenu personnel par tête.

Les coefficients estimés et les statistiques t indiquent clairement que la part du capital humain estimée est moindre lorsqu'on exclut les transferts gouvernementaux, ce qui suggère que les transferts faussent les estimations en nous portant à surestimer la part réelle du capital humain.

---

<sup>29</sup> Puisque la vitesse de convergence du capital humain,  $\beta_h$ , que nous utilisons pour estimer la part du capital humain dans le revenu national, est une valeur estimée, nous devons tenir compte de la marge d'erreur de l'estimation de  $\beta_h$  dans le calcul de la statistique t de  $\epsilon$ . Pour ce faire, nous posons

$$a = \beta_h \epsilon$$

où a est la valeur estimée de  $\beta_h \epsilon$ ,

et nous testons la restriction non-linéaire suivante

$$\epsilon = 0$$

où,  $\epsilon = a / \beta_h$ . On peut se référer à Greene (1993), section 7.6, pour davantage de détails sur cette approche.

En effet, dans l'estimation utilisant le revenu personnel par tête, on attribue, à tort, une partie des transferts gouvernementaux à la rétribution du capital humain. Or, dans bien des cas, les transferts gouvernementaux sont le résultat d'un manque de capital humain, et non l'inverse. Les estimations utilisant le revenu personnel par tête sont donc probablement biaisées à la hausse.

De plus, on peut certainement considérer que le stock de capital humain de l'économie qui a une incidence sur la production par tête, correspond à une combinaison du stock de capital humain de la main-d'oeuvre peu spécialisée et de celui de la main-d'oeuvre très spécialisée. Ainsi, la part réelle du capital humain dans l'économie se situe probablement entre la part estimée à partir de la population ayant atteint au moins la 9<sup>e</sup> année et la part estimée en utilisant les diplômés universitaires. Pour déterminer quelle combinaison de ces deux indices correspond le mieux au stock de capital humain de l'économie, référons nous à nouveau au modèle théorique. Puisqu'il prédit que les vitesses de convergence du revenu et du capital humain sont les mêmes, l'indice de capital humain représentant le mieux le véritable stock de capital humain de l'économie, doit correspondre à une certaine moyenne pondérée des deux indices, tel que la vitesse de convergence de cet indice composite soit égale à celle du revenu. Bien que nous savons que les estimations réalisées à partir du revenu personnel par tête sont probablement biaisées, nous utiliserons quand même cette mesure, en prenant soin d'interpréter nos résultats avec prudence.

Nous avons donc construit une série d'indices composites de capital humain en prenant des moyennes pondérées du capital humain de la main-d'oeuvre peu spécialisée et de celui de la main-d'oeuvre très spécialisée. L'indice composite dont la vitesse de convergence est égale à 0,033, soit la vitesse de convergence du revenu personnel par tête, est celui dans lequel nous

avons accordé 95 % du poids au capital humain de la main-d'oeuvre peu spécialisée<sup>30</sup>. En utilisant cet indice composite, on obtient une estimation de la part du capital humain dans l'économie de 0,55<sup>31</sup>.

Cette estimation est légèrement plus élevée que l'estimation de 1/2 qu'on obtient en considérant le niveau du salaire minimum, et dont nous avons discutée à la section 2. Comme le démontre Mankiw (1995), on peut également obtenir une estimation d'environ 1/2 en examinant le rendement de la scolarité. Il soutient que puisque les études en économie du travail démontrent généralement, que chaque année de scolarité augmente le salaire d'environ 8 %, et qu'au États-Unis, les individus ont en moyenne 13 ans de scolarité, on peut en déduire, qu'en moyenne, les travailleurs ont un salaire de trois fois ce qu'ils auraient s'ils n'avaient pas de capital humain. Par conséquent, 2/3 de leur salaire correspond à la rémunération de leur capital humain. Puisque les salaires représentent 2/3 du revenu national, la part du capital humain serait d'environ 1/2. Même en tenant compte du biais vraisemblablement contenu dans notre estimation, on peut considérer qu'elle est relativement similaire aux estimations de 1/2 suggérées ci-dessus.

Notons que la disponibilité des données limite énormément notre capacité d'estimer de façon précise la part du capital humain dans l'économie. Comme nous l'avons expliqué dans la section sur la mesure du capital humain, il faudrait disposer, pour représenter fidèlement le stock de capital humain, non seulement de données de scolarité plus détaillées, mais également de données sur le capital humain spécifique des travailleurs obtenu par la formation en milieu de

---

<sup>30</sup> La statistique t pour l'estimation de la vitesse de convergence de cet indice est égale à 10,65, l'estimation est donc significative à 99 % de confiance.

<sup>31</sup> La statistique t est égale à 1,51, l'estimation est donc significative à 90 % de confiance.

travail. En fait, en tenant compte de la formation sur le tas, les estimations obtenues en utilisant le revenu personnel moins les transferts gouvernementaux seraient fort probablement différentes de zéro.

## 7. **Convergence du capital humain, disparités régionales et politiques économiques au Canada**

Nos résultats sur la vitesse de convergence du capital humain indiquent assez clairement que la diminution des disparités régionales de revenu et de production depuis la Deuxième Guerre mondiale, s'explique essentiellement par le rattrapage des provinces pauvres au niveau du stock de capital humain. La guerre a constitué un choc important pour l'économie canadienne en relocalisant une part considérable de l'activité économique et du capital humain dans le centre industriel du pays (Coulombe, 1996). Étant donné que l'investissement en capital humain ne peut être financé à l'extérieur, à cause du problème de nantissement, la convergence de la production a été déterminée par le lent processus d'accumulation du capital humain. Or, on ne peut parler d'accumulation du capital humain sans discuter du rôle joué par le fédéralisme fiscal. En fait, on peut considérer que le gouvernement fédéral s'est substitué aux marchés imparfaits des capitaux en finançant une part importante de l'investissement en capital humain des provinces qui en étaient relativement dépourvues. La redistribution interrégionale, opérée entre autres par l'entremise de la péréquation, du co-financement des services publics, de l'assurance-chômage et du Régime d'Assistance Publique du Canada, a permis aux provinces relativement pauvres de se doter d'un ensemble de services publics, dont le système d'éducation est un élément important, de qualité comparable à ceux des provinces riches. La convergence de la production par tête est donc attribuable, du moins en partie, au financement national de l'éducation, opérée directement et indirectement.

Sur ce dernier point, Cousineau et Vaillancourt (1987) émettent certaines réserves,

notamment en soulignant le rôle de la migration. Ils soutiennent que le financement national de l'éducation peut en fait accroître les disparités régionales de production si les flux migratoires sont positifs des provinces pauvres vers les provinces riches. La migration augmentera le stock de capital humain et la productivité des provinces riches, et ainsi pourrait accroître les écarts de production par tête. Cependant, dans notre cadre d'analyse, c'est-à-dire le modèle de croissance néoclassique, l'impact de la migration vers les régions riches est déterminé par deux effets qui vont en sens inverses. D'une part, en augmentant la quantité de main-d'oeuvre de la région riche, la migration réduit son ratio capital/main-d'oeuvre et donc sa production par travailleur. D'autre part, puisque les immigrants apportent avec eux du capital humain et possiblement du capital physique, la migration augmente les ratios capital humain/main-d'oeuvre et capital physique/main-d'oeuvre de la région riche. Par conséquent, l'incidence de la migration sur la convergence de la production par tête est incertaine. En fait, les études empiriques tendraient à démontrer que la migration n'a pas d'impact significatif sur la convergence (Coulombe 1996, Lajoie 1996).

Nos résultats ont également certaines implications en termes de politiques économiques. Notons tout d'abord que la migration interprovinciale peut avoir un impact sur le niveau d'investissement des gouvernements provinciaux en éducation. En effet, le niveau optimal d'investissement d'une province, déterminé par une analyse bénéfices-coûts qui tient compte du fait qu'une partie des individus formés par l'investissement public en éducation choisiront d'émigrer dans une province plus riche où le rendement du capital humain est plus élevé, sera moindre que le niveau optimal d'investissement du point de vue du gouvernement fédéral. Or, puisque les marchés de capitaux ne peuvent s'acquitter eux-mêmes du financement des investissements en capital humain, que le développement régional est largement attribuable à la

convergence du capital humain et que la migration risque d'entraîner un sous-investissement des gouvernements provinciaux en éducation, alors l'implication du gouvernement fédéral dans le financement des systèmes d'éducation et des universités est définitivement une politique souhaitable en terme de développement régional. Le co-financement de l'éducation post-secondaire, notamment, est certainement une politique susceptible de compenser le problème du sous-investissement des provinces, bien qu'il n'assure pas nécessairement un niveau optimal d'investissement en capital humain.

Enfin, ajoutons que la crise des finances publiques qui sévit actuellement au Canada risque d'avoir un impact important en terme de développement régional. D'une part, les coupures dans les transferts aux provinces réduiront substantiellement les ressources dont disposent les provinces pauvres pour investir en éducation. D'autre part, étant donné que dans le cadre du nouveau système de transfert (transfert social canadien), les provinces auront plus de latitude au niveau de l'allocation des fonds, on peut s'attendre à ce qu'elle sous-investissent en formation de capital humain, surtout dans le cas des provinces fortement touchées par l'émigration. Il serait sans doute plus favorable, en terme de développement régional, d'exclure du TSC le financement de l'éducation post-secondaire pour assurer un niveau optimal d'investissement en capital humain.

Dans ce travail nous avons démontré que le modèle de croissance néoclassique en économie ouverte avec capital humain et mobilité parfaite des capitaux, explique relativement bien les profils de croissance observés au Canada depuis la Deuxième guerre mondiale. L'évolution des disparités régionales semble cohérente avec une des prédictions importantes du modèle, soit que la convergence du revenu est essentiellement déterminée par la convergence du capital



humain. Ce mémoire semble donc avoir répondu aux deux objectifs pour lesquelles il a été réalisé, soit d'améliorer notre connaissance du processus de convergence entre les régions canadiennes et d'accroître notre capital humain !

Annexe : Indices de capital humain  
Population de 15 ans et plus

Population de 15 ans et plus ayant atteint au moins la 9e année par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.67	1.00	1.10	0.85	0.83	1.13	1.04	0.94	1.15	1.30
1961	0.81	0.98	1.07	0.84	0.86	1.05	1.06	0.96	1.13	1.23
1971	0.84	0.95	1.03	0.89	0.89	1.09	1.02	0.97	1.15	1.17
1981	0.89	0.98	1.02	0.92	0.94	1.05	1.00	0.98	1.12	1.11
1991	0.93	0.99	1.02	0.94	0.94	1.04	1.00	0.99	1.07	1.07

Hommes de 15 ans et plus ayant atteint au moins la 9e année par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.65	0.93	1.07	0.79	0.88	1.18	1.07	0.94	1.17	1.33
1961	0.80	0.89	1.05	0.79	0.91	1.09	1.09	0.96	1.15	1.27
1971	0.83	0.88	1.01	0.86	0.94	1.12	1.04	0.96	1.16	1.19
1981	0.88	0.92	1.00	0.90	0.97	1.08	1.01	0.98	1.13	1.13
1991	0.93	0.96	1.01	0.93	0.96	1.06	1.01	0.98	1.08	1.09

Femmes de 15 ans et plus ayant atteint au moins la 9e année par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.68	1.05	1.11	0.89	0.78	1.09	1.02	0.96	1.15	1.27
1961	0.81	1.06	1.09	0.87	0.81	1.02	1.04	0.98	1.12	1.20
1971	0.84	1.02	1.06	0.91	0.84	1.05	1.01	0.98	1.14	1.14
1981	0.90	1.03	1.03	0.94	0.90	1.03	0.99	0.99	1.10	1.09
1991	0.94	1.03	1.03	0.95	0.91	1.02	0.99	0.99	1.06	1.06

Population de 15 ans et plus ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles par rapport à la moyenne canadienne

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1971	0.69	0.96	1.00	0.91	0.98	1.09	1.02	0.93	1.24	1.18
1981	0.83	0.99	1.00	0.86	0.96	1.06	0.97	0.95	1.21	1.17
1991	0.88	0.99	1.03	0.89	0.91	1.07	0.96	0.96	1.15	1.16

Hommes de 15 ans et plus ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles par rapport à la moyenne canadienne

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1971	0.71	0.84	0.96	0.85	1.11	1.16	1.05	0.83	1.26	1.24
1981	0.84	0.90	0.97	0.85	1.03	1.09	0.97	0.90	1.24	1.20
1991	0.88	0.90	1.03	0.88	0.96	1.10	0.97	0.91	1.18	1.19

Femmes de 15 ans et plus ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles par rapport à la moyenne canadienne

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1971	0.66	1.08	1.06	0.95	0.86	1.01	0.99	1.04	1.21	1.13
1981	0.81	1.08	1.03	0.87	0.88	1.02	0.98	1.02	1.16	1.14
1991	0.87	1.08	1.03	0.90	0.87	1.03	0.96	1.00	1.12	1.13

Population de 15 ans et plus ayant obtenu un diplôme universitaire par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.36	0.58	0.94	0.65	1.38	1.88	0.94	0.72	0.94	1.59
1961	0.34	0.64	0.98	0.77	1.23	1.45	1.11	0.85	1.28	1.36
1971	0.51	0.77	0.99	0.82	1.11	1.28	1.11	0.85	1.33	1.21
1981	0.66	0.85	1.03	0.84	0.99	1.26	1.03	0.85	1.34	1.15
1991	0.67	0.86	1.05	0.85	1.04	1.31	1.03	0.87	1.20	1.13

Hommes de 15 ans et plus ayant obtenu un diplôme universitaire par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.30	0.66	0.91	0.71	1.52	1.82	0.96	0.71	0.96	1.46
1961	0.39	0.69	0.93	0.81	1.26	1.44	1.08	0.84	1.23	1.32
1971	0.54	0.77	0.96	0.82	1.18	1.30	1.11	0.86	1.29	1.18
1981	0.66	0.84	1.00	0.82	1.05	1.28	1.02	0.87	1.30	1.16
1991	0.66	0.83	1.01	0.82	1.09	1.33	1.01	0.87	1.20	1.18

Femmes de 15 ans et plus ayant obtenu un diplôme universitaire par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.42	0.42	0.97	0.56	0.97	2.22	0.83	0.69	0.97	1.94
1961	0.29	0.50	1.15	0.72	1.15	1.37	1.15	0.86	1.29	1.51
1971	0.45	0.79	1.09	0.79	1.02	1.25	1.13	0.83	1.40	1.25
1981	0.64	0.85	1.08	0.89	0.91	1.24	1.07	0.83	1.37	1.12
1991	0.69	0.89	1.09	0.88	0.98	1.28	1.04	0.88	1.19	1.09

Population de 15 à 24 ans

Population de 15-24 ans et plus ayant atteint au moins la 9e année par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.72	0.95	1.01	0.84	0.74	1.15	1.07	1.06	1.18	1.29
1961	0.90	0.95	0.96	0.87	0.85	1.08	1.06	1.06	1.11	1.17
1971	0.86	0.92	0.95	0.92	1.00	1.07	1.04	1.05	1.10	1.09
1981	0.90	0.97	0.97	0.97	1.03	1.05	1.01	1.01	1.04	1.05
1991	0.99	1.00	0.99	0.99	0.98	1.03	1.00	0.99	1.01	1.02

Hommes de 15-24 ans et plus ayant atteint au moins la 9e année par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.69	0.88	0.99	0.79	0.79	1.18	1.09	1.04	1.20	1.34
1961	0.90	0.88	0.95	0.83	0.88	1.10	1.08	1.05	1.12	1.21
1971	0.85	0.87	0.94	0.90	1.02	1.10	1.05	1.05	1.11	1.11
1981	0.88	0.95	0.97	0.95	1.04	1.07	1.01	1.01	1.06	1.06
1991	0.98	0.99	0.98	0.98	0.98	1.03	1.00	1.00	1.02	1.03

Femmes de 15-24 ans et plus ayant atteint au moins la 9e année par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.74	1.01	1.02	0.86	0.70	1.13	1.06	1.07	1.17	1.24
1961	0.90	1.02	0.98	0.90	0.83	1.05	1.04	1.06	1.09	1.13
1971	0.86	0.98	0.96	0.94	0.98	1.05	1.03	1.04	1.08	1.07
1981	0.92	1.00	0.98	0.98	1.01	1.03	1.00	1.00	1.03	1.03
1991	0.99	1.01	0.99	1.00	0.99	1.02	0.99	0.99	1.01	1.02

Population de 15-24 ans et plus ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles par rapport à la moyenne canadienne

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1971	0.82	1.05	1.03	0.87	1.07	0.98	1.04	1.00	1.12	1.02
1981	0.99	1.01	1.05	0.79	1.19	1.00	0.92	0.93	1.09	1.03
1991	0.95	1.01	1.04	0.94	1.16	1.01	0.90	0.93	1.00	1.06

Hommes de 15-24 ans et plus ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles par rapport à la moyenne canadienne

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1971	0.83	0.97	1.00	0.86	1.14	1.02	1.04	0.93	1.15	1.06
1981	0.94	0.99	1.04	0.79	1.24	1.00	0.92	0.89	1.15	1.04
1991	0.92	0.98	1.06	0.91	1.17	1.01	0.91	0.93	1.02	1.09

Femmes de 15-24 ans et plus ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles par rapport à la moyenne canadienne

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1971	0.81	1.12	1.06	0.89	1.00	0.94	1.03	1.07	1.10	0.98
1981	1.03	1.03	1.05	0.79	1.15	0.99	0.92	0.96	1.05	1.02
1991	0.98	1.04	1.02	0.96	1.16	1.00	0.90	0.94	0.98	1.03

Population de 15-24 ans et plus ayant obtenu un diplôme universitaire par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.21	0.42	0.83	0.42	1.25	2.50	1.04	0.63	0.83	1.88
1961	0.41	0.82	1.12	0.71	1.22	1.33	1.33	0.92	1.12	1.02
1971	0.59	0.95	1.09	0.82	1.02	1.15	1.28	0.95	1.22	0.92
1981	0.68	1.00	1.29	0.90	0.93	1.22	1.16	0.84	1.25	0.74
1991	0.63	1.06	1.34	1.00	0.97	1.23	1.09	0.83	0.95	0.90

Hommes de 15-24 ans et plus ayant obtenu un diplôme universitaire par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.29	0.43	0.87	0.58	1.45	2.32	1.01	0.58	0.72	1.74
1961	0.51	0.93	1.02	0.85	1.10	1.27	1.27	0.93	1.10	1.02
1971	0.62	0.94	1.03	0.91	1.06	1.14	1.32	0.94	1.17	0.88
1981	0.68	1.06	1.23	0.89	0.96	1.20	1.16	0.82	1.27	0.72
1991	0.53	1.04	1.26	0.92	0.98	1.23	1.12	0.90	1.01	1.01

Femmes de 15-24 ans et plus ayant obtenu un diplôme universitaire par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.00	0.37	0.74	0.37	0.74	2.96	1.11	0.37	1.11	2.22
1961	0.38	0.64	1.28	0.64	1.28	1.28	1.28	0.90	1.15	1.15
1971	0.53	0.99	1.18	0.68	0.99	1.18	1.25	0.95	1.25	0.99
1981	0.69	0.96	1.34	0.90	0.90	1.22	1.13	0.87	1.25	0.75
1991	0.70	1.12	1.39	1.02	0.98	1.21	1.06	0.80	0.90	0.82

Population de 25 ans et plus

Population de 25 ans et plus ayant atteint au moins la 9e année par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.63	1.01	1.13	0.84	0.85	1.14	1.04	0.90	1.14	1.33
1961	0.73	0.99	1.11	0.81	0.85	1.07	1.08	0.93	1.15	1.27
1971	0.80	0.96	1.08	0.86	0.83	1.10	1.02	0.95	1.18	1.22
1981	0.87	0.98	1.04	0.89	0.90	1.06	1.00	0.97	1.14	1.14
1991	0.91	0.99	1.03	0.93	0.93	1.04	1.00	0.99	1.09	1.09

Hommes de 25 ans et plus ayant atteint au moins la 9e année par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.62	0.95	1.10	0.77	0.90	1.19	1.06	0.90	1.15	1.36
1961	0.73	0.89	1.08	0.76	0.92	1.10	1.11	0.93	1.17	1.32
1971	0.80	0.88	1.04	0.82	0.90	1.14	1.04	0.93	1.20	1.25
1981	0.87	0.91	1.01	0.87	0.94	1.09	1.01	0.97	1.16	1.16
1991	0.90	0.95	1.02	0.91	0.96	1.06	1.02	0.98	1.10	1.11

Femmes de 25 ans et plus ayant atteint au moins la 9e année par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.64	1.07	1.15	0.89	0.81	1.09	1.01	0.90	1.13	1.30
1961	0.74	1.08	1.14	0.85	0.80	1.03	1.05	0.94	1.13	1.24
1971	0.80	1.05	1.11	0.89	0.77	1.06	1.01	0.97	1.16	1.19
1981	0.87	1.04	1.06	0.91	0.86	1.03	0.99	0.98	1.12	1.12
1991	0.92	1.03	1.04	0.94	0.90	1.03	0.99	1.00	1.08	1.08

Population de 25 ans et plus ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles par rapport à la moyenne canadienne

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1971	0.61	0.91	1.00	0.92	0.94	1.13	1.02	0.92	1.28	1.25
1981	0.78	0.99	0.99	0.88	0.89	1.07	0.99	0.96	1.25	1.20
1991	0.87	0.99	1.03	0.88	0.87	1.07	0.98	0.96	1.18	1.17

Hommes de 25 ans et plus ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles par rapport à la moyenne canadienne

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1971	0.65	0.78	0.94	0.86	1.09	1.21	1.06	0.80	1.31	1.31
1981	0.82	0.88	0.96	0.88	0.98	1.11	0.97	0.90	1.28	1.23
1991	0.89	0.89	1.03	0.87	0.92	1.11	0.98	0.90	1.21	1.20

Femmes de 25 ans et plus ayant réalisée au moins des études post-secondaires partielles par rapport à la moyenne canadienne

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1971	0.57	1.06	1.07	0.99	0.79	1.05	0.98	1.04	1.27	1.19
1981	0.74	1.10	1.02	0.89	0.81	1.03	1.00	1.03	1.21	1.17
1991	0.85	1.09	1.03	0.89	0.82	1.04	0.98	1.02	1.15	1.15

Population de 25 ans et plus ayant obtenu un diplôme universitaire par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.37	0.62	0.93	0.68	1.42	1.85	0.93	0.74	0.99	1.48
1961	0.36	0.62	0.99	0.80	1.24	1.42	1.09	0.84	1.28	1.35
1971	0.51	0.73	0.97	0.84	1.15	1.30	1.06	0.84	1.35	1.26
1981	0.67	0.83	1.00	0.84	1.00	1.24	1.02	0.86	1.38	1.16
1991	0.70	0.84	1.03	0.84	1.03	1.30	1.03	0.88	1.22	1.13

Hommes de 25 ans et plus ayant obtenu un diplôme universitaire par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.34	0.68	0.93	0.72	1.57	1.78	0.89	0.72	0.97	1.40
1961	0.38	0.67	0.92	0.82	1.33	1.44	1.05	0.82	1.26	1.31
1971	0.53	0.73	0.95	0.83	1.20	1.31	1.08	0.84	1.31	1.22
1981	0.68	0.82	0.98	0.83	1.06	1.26	1.00	0.87	1.34	1.16
1991	0.69	0.83	1.00	0.82	1.08	1.33	1.01	0.86	1.22	1.16

Femmes de 25 ans et plus ayant obtenu un diplôme universitaire par rapport à la moy. can.

Année	T.N.	I.P.E.	N.E.	N.B.	Qué.	Ont.	Man.	Sas.	Alb.	C.B.
1951	0.46	0.46	1.03	0.57	1.03	2.07	0.92	0.69	0.92	1.84
1961	0.32	0.45	1.10	0.71	1.17	1.43	1.17	0.84	1.30	1.49
1971	0.41	0.71	1.09	0.86	1.02	1.28	1.09	0.79	1.43	1.32
1981	0.64	0.85	1.05	0.88	0.89	1.22	1.03	0.83	1.43	1.18
1991	0.70	0.86	1.06	0.86	0.97	1.28	1.05	0.88	1.23	1.10

## 8. Références

- Barro, R. et J. W. Lee, 1993, "International Comparisons of Educational Attainment", Journal of Monetary Economics, 32, p.363-394.
- Barro, R. et X. Sala-i-Martin, 1991, "Convergence Across States and Regions", Brookings Papers on Economic Activity, 1, p.107-158.
- \_\_\_\_\_, 1992, "Convergence", Journal of Political Economy, 100, p.223-251.
- \_\_\_\_\_, 1995, Economic Growth, McGraw-Hill, New-York.
- Barro, R., G. Mankiw et X. Sala-i-Martin, 1995, "Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth", American Economic Review, 85, 1, pages 103-115.
- Cohen, D. et J. Sachs, 1986, "Growth and External Debt under Risk of Debt Repudiation", European Economic Review, 30, 3, juin, p.526-560.
- Coulombe, S., 1996, "Une perspective des profils de croissance régionaux", Université d'Ottawa, à paraître.
- Coulombe, S. et F. Lee, 1993, "Regional Economic Disparities in Canada", Cahier de recherche, Université d'Ottawa, no 9317E.
- \_\_\_\_\_, 1995, "Convergence Across Canadian Provinces, 1961 to 1991", Canadian Journal of Economics, 28, 886-898.
- \_\_\_\_\_, 1996, "Long-run Perspective on Canadian Regional Convergence", Industry Canada, Working Paper no 11, May.
- Coulombe, S. et K. Day, 1996, " $\beta$ -convergence,  $\sigma$ -convergence, and the Stationary-State Level of Regional Disparities: the Case of Canada", cahier de recherche, Université d'Ottawa, no.9608E, juillet.
- Cousineau, J. M. et F. Vaillancourt, 1987, "Investment in University Education, Regional Income Disparities and Regional Development", dans Coffey et Polèse (1987), Still Living Together: Recent Trends and Future Directions in Canadian Regional Development, The Institute for Research on Public Policy.
- Greene, W. H., 1993, Econometric Analysis, Prentice-Hall, Englewoods Cliffs.

- Lajoie, M., 1996, "La migration interprovinciale, le capital humain et la convergence au Canada", Mémoire de maîtrise, Université d'Ottawa.
- Lee, F. et S. Coulombe, 1995, "Regional Productivity Convergence in Canada", Canadian Journal of Regional Science, 18, p. 39-56.
- Lefebvre, M., 1994, "Les provinces canadiennes et la convergence: une évaluation empirique", Banque du Canada, document de travail, no94-10, novembre.
- Mankiw, G., 1995, "The Growth of Nations", Brookings Papers on Economic Activity, vol 1, p.275-325.
- Mankiw, G., D. Romer et D. Weil, 1992, "A Contribution to the Empiric of Economic Growth", Quarterly Journal of Economics, 107, p. 407-437.
- Psacharopoulos, G. Et A. N. Arriagada, 1986, "The Educational Composition of the Labour Force: An International Comparaison", International Labour Review, vol.125, no. 5, septembre-octobre.