

Article

« Évolution à long terme de la convergence régionale au Canada »

Serge Coulombe et Frank C. Lee

L'Actualité économique, vol. 74, n° 1, 1998, p. 5-27.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602250ar>

DOI: 10.7202/602250ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

ÉVOLUTION À LONG TERME DE LA CONVERGENCE RÉGIONALE AU CANADA*

Serge COULOMBE

Département de science économique

Université d'Ottawa

Frank C. LEE

Industrie Canada

RÉSUMÉ – Cette étude a pour objet d'analyser l'évolution à long terme des disparités régionales au Canada sur le plan du revenu et de la production par habitant à la lumière d'études récentes sur la convergence. Nous analysons la convergence régionale au Canada à partir d'estimations de la convergence β et de tests de stationnarité de la convergence σ pendant la période allant de 1926 à 1994. Notre analyse indique qu'en moyenne, une convergence entre les provinces canadiennes s'est produite depuis 1926 ; toutefois, le processus de rattrapage des régions pauvres par rapport aux régions riches n'a pas suivi un sentier régulier – il fut ralenti de façon sporadique par des chocs aléatoires. Il n'existe pas de preuve empirique d'une convergence σ entre les neuf provinces avant l'entrée de Terre-Neuve dans la Confédération en 1949; de plus, une bonne partie de la convergence σ observée semble s'être produite entre 1950 et 1977.

ABSTRACT – The objective of this paper is to analyse the evolution of regional disparities in income/output per capita in Canada over a long time interval in light of the recent studies on convergence. We analyse regional convergence in Canada by estimating β -convergence and testing stationarity of σ -convergence over the 1926-1994 interval. Our analysis shows that, on average, convergence has been observed across the Canadian provinces since 1926 but the catch up process of poor regions to rich ones is not a smooth transitional dynamic process altered only temporarily by white noise random shocks. There is no evidence of σ -convergence for the nine provinces prior to the entry of Newfoundland into Confederation in 1949 and, furthermore, most of the σ -convergence detected appears to have occurred in the 1950 to 1977 period.

* Les auteurs désirent remercier Kathleen Day, Manfred Keil, Frank Lewis, André Plourde et un lecteur de l'extérieur pour les commentaires soumis sur une version antérieure de cette étude. Les opinions exprimées dans ce document ne reflètent pas nécessairement celles d'Industrie Canada.

INTRODUCTION

Un grand nombre d'auteurs ont effectué des études portant sur la question de la présence et de la persistance de disparités régionales au Canada sur le plan du revenu et de la production par habitant¹. On peut attribuer ce phénomène à toute une foule de facteurs, y compris, mais non de façon limitative, les suivants : une dotation inégale en richesses naturelles; une répartition inégale de la main-d'oeuvre spécialisée; une absence de mobilité du capital et de la main-d'oeuvre; et l'incidence de politiques gouvernementales. Si l'on envisage cette question dans un contexte historique, il ne faut pas s'étonner de constater la présence de disparités économiques régionales dans une économie aussi vaste et diversifiée que le Canada car, il y a un siècle tout au plus, le Canada était encore à l'époque de son expansion territoriale et de son peuplement. Ce n'est qu'après la Deuxième Guerre mondiale que le Canada moderne a commencé à prendre forme. Mais, même en cette fin de XX^e siècle, le territoire canadien demeure en grande partie faiblement peuplé, sa population étant concentrée dans les régions méridionales près de la frontière qui le sépare des États-Unis. La structure industrielle n'est pas répartie de façon uniforme entre les régions : on trouve une zone industrialisée dans la région des Grands Lacs et du Saint-Laurent, tandis que l'exploitation de toute une variété de richesses naturelles constitue l'activité de base dans le reste du territoire.

Compte tenu de la dimension et de la structure industrielle du pays, la question des disparités régionales a, à tort ou à raison, occupé une place prépondérante sur la scène politique depuis les tout débuts de la Confédération et, dans une plus large mesure, depuis la Deuxième Guerre mondiale avec la mise en place de programmes de développement régional et de redistribution du revenu entre les régions. L'augmentation de la dette fédérale pendant les deux dernières décennies et la menace accrue d'une sécession du Québec par suite des résultats serrés du référendum de 1995 font que le caractère soutenable et souhaitable d'importants transferts interrégionaux figure plus que jamais comme l'une des questions majeures qui retient l'attention des responsables des politiques publiques.

Jusqu'au début des années quatre-vingt, beaucoup de gens nourrissaient une opinion quelque peu pessimiste au sujet de la persistance d'importantes disparités économiques régionales au Canada. Ainsi, Williamson (1965) a signalé que le niveau de disparités régionales relatives au Canada était le plus élevé parmi plusieurs pays fortement développés. Selon Maar et Paterson (1985 : 423), des écarts importants de revenu par habitant entre les provinces se sont maintenus depuis au moins la fin du XIX^e siècle, ce qui les a incités à conclure que les écarts régionaux de revenu n'avaient accusé aucune tendance marquée à se rétrécir. Mansell et Copithorne (1985 : 1) ont ajouté que la situation actuelle n'était pas substantiellement différente de celle qui prévalait juste après la fin de la Deuxième Guerre mondiale.

1. Voir Mansell et Copithorne (1985) pour un tour d'horizon des études portant sur les disparités régionales au Canada jusqu'au début des années quatre-vingt.

Plusieurs études empiriques sur les disparités régionales furent publiées dans les années quatre-vingt-dix et elles ont contribué à modifier quelque peu l'opinion largement répandue sur la persistance des disparités régionales au Canada. Ces nouvelles études sont issues de la controverse soulevée par la question de la convergence de la production et du revenu par habitant entre les pays et les régions²; il convient donc de dire quelques mots sur cette question afin de situer les résultats récents dans leur contexte. Le phénomène de la convergence conditionnelle (par rapport aux déterminants de l'équilibre stationnaire) constitue l'une des prédictions majeures des modèles de croissance néoclassiques de Solow (1956) et de Phelps (1966). Ce n'est qu'après la mise au point récente par Maddison (1982) et par Summers et Heston (1991) de nouvelles bases de données sur le revenu par habitant pour un vaste échantillon de pays au cours d'une longue période de temps (plus d'une centaine d'années) que l'on a pu analyser de façon approfondie l'hypothèse empirique de la convergence. Baumol (1986) a démontré l'existence d'une convergence du revenu et de la production par habitant entre les pays développés. Toutefois, les auteurs de plusieurs études, y compris Abramovitz (1988), soutiennent que la convergence entre les pays développés est un phénomène observé uniquement dans la période postérieure à la Deuxième Guerre mondiale. Lee (1996) soutient de son côté que le processus de convergence disparaît lorsque l'analyse ne porte que sur les deux dernières décennies. Par ailleurs, Taylor et Williamson (1994), Williamson (1992, 1995) et Williamson, O'Rourke et Hatton (1993) font état de l'existence d'une convergence entre plusieurs pays actuels de l'OCDE au cours de la période allant de 1870 à 1913³. Ils font observer que le processus de convergence s'est arrêté entre 1914 et 1945 (deux guerres mondiales ayant eu pour effet de perturber les marchés des facteurs de production et des produits), mais qu'il a repris après la Deuxième Guerre mondiale. Leurs études mettent donc en relief l'importance de se tourner vers l'histoire pour comprendre la situation actuelle.

L'hypothèse de la convergence absolue (sans égard aux déterminants de l'équilibre stationnaire) est facilement rejetée dans des études qui portent sur l'évolution des revenus par habitant dans un grand nombre de pays et l'on a interprété ces résultats comme étant une conclusion qui appuyait les nouveaux modèles de croissance endogène de la fin des années 80 (Romer, 1994). Les travaux de Barro et Sala-i-Martin (1991, 1992) ont permis de pousser plus loin l'analyse de la convergence en considérant la question de l'évolution de la croissance entre les pays par rapport à celle de la croissance (régionale) à l'intérieur des pays. Ces études indiquent que la convergence entre les unités régionales des États-Unis, du Japon et des pays de l'Europe de l'Ouest a évolué de façon générale depuis la fin de la Deuxième Guerre mondiale à un rythme à peu près semblable à celui observé entre les pays de l'OCDE. Cette extension de

2. Voir Barro et Sala-i-Martin (1995) pour une analyse approfondie de ces questions.
 3. Toutefois, ils font état d'un élargissement des écarts entre 1830 et 1870.

l'analyse vise notamment à se demander si une expansion du commerce et une intégration économique et politique plus poussée sont susceptibles de favoriser une convergence de la production par habitant entre des unités économiques.

La convergence du revenu et du PIB par habitant et de la productivité des facteurs entre les provinces canadiennes au cours de la période qui a débuté en 1961 est maintenant un fait bien établi. La solidité de cette conclusion est confirmée par l'analyse en coupe transversale de Helliwell et Chung (1991) et de Helliwell (1994), l'analyse basée sur des séries chronologiques de Lefebvre (1994) et une approche de type panel (coupes transversale et longitudinale) mise au point par Coulombe et Lee (1993,1995) et Lee et Coulombe (1995). Coulombe et Lee (1993) ont laissé entendre toutefois que la convergence est moins clairement établie pour la période allant de 1926 à 1939. Helliwell (1994) soutient que le taux de convergence entre 1920 et 1960 n'est aucunement différent de celui observé entre 1960 et 1990.

Notre étude a pour objet d'analyser l'évolution à long terme des disparités régionales au Canada à la lumière des études existantes portant sur la convergence. Cette analyse vise deux objectifs. Premièrement, nous allons tenter d'expliquer la contradiction apparente entre les résultats d'études récentes sur la convergence et l'opinion pessimiste qui prévalait au début des années quatre-vingt. La contradiction découle-t-elle de l'amélioration des techniques statistiques utilisées dans les études récentes ou du dossier historique ? Si un indicateur montre clairement qu'il y a une tendance à long terme vers une diminution des disparités régionales, il est possible que la réduction des écarts régionaux se poursuive à l'avenir. Même si une analyse de ce genre peut être trompeuse, rien n'est plus difficile à prédire en effet que l'avenir, on peut utiliser l'argument pour justifier une analyse plus poussée de la convergence. Deuxièmement, l'évolution de la structure des écarts régionaux peut fournir un indice du cadre théorique nécessaire pour expliquer les tendances de la croissance régionale au Canada.

Selon les prédictions du modèle de croissance néoclassique traditionnel, il se produit une convergence régulière de la production régionale par habitant parce qu'on suppose que les régions d'un même pays possèdent des technologies et des préférences relativement semblables et que les politiques publiques sont à peu près les mêmes d'une région à l'autre. D'après un cadre d'analyse stochastique, la valeur à long terme de l'indice de dispersion (par exemple, l'écart-type du logarithme du revenu par habitant) est déterminée par la variance des chocs aléatoires et par le rythme de convergence β^4 . En partant d'une situation selon laquelle la dispersion du revenu est supérieure à sa valeur d'équilibre stationnaire, la mesure de dispersion diminuera à un taux régulier déterminé par le rythme de convergence β , se rapprochant ainsi de façon monotone de sa valeur

4. Voir Barro et Sala-i-Martin (1995) pour une analyse fouillée.

d'équilibre. Les prévisions fondées sur d'autres théories donnent des scénarios différents quant à l'évolution des disparités régionales. Ainsi, presque n'importe quel résultat peut découler d'un modèle de croissance endogène en vertu duquel d'importants mouvements des échanges interrégionaux et une grande mobilité des facteurs ne s'accompagneront pas nécessairement d'une convergence de la production et du revenu par habitant⁵.

La théorie des phases de développement de Williamson (1965) – l'une des théories dominantes dans le domaine des études régionales des années soixante-dix et du début des années quatre-vingt – permet de prédire un mode d'évolution clair des disparités régionales, soit un U inversé. D'après cette théorie, les écarts régionaux s'accroissent pendant la première étape du développement, au moment où s'effectue la transition vers une économie industrielle. Les disparités demeurent stables et élevées pendant une seconde étape, qui peut s'étendre sur une longue période de temps et dont la durée est déterminée par le rythme des déplacements démographiques entre les régions et par la dynamique des forces du marché. Pendant la troisième phase au cours de laquelle l'économie atteint sa maturité, les écarts régionaux affichent une tendance régulière à la baisse à mesure que le revenu par habitant se rapproche de sa valeur à long terme. Cette théorie est une extension spatiale de l'analyse de Kuznets (1955) portant sur l'évolution de l'inégalité du revenu entre les ménages dans une économie. Green (1969 et 1971) a examiné l'applicabilité de l'hypothèse de Williamson au contexte canadien. À partir d'estimations de la valeur ajoutée brute par habitant pour les années 1890, 1910, 1929 et 1956, Green a constaté que les disparités régionales sont demeurées stables entre 1890 et 1910, qu'elles ont augmenté entre 1910 et 1929, et qu'elles ont diminué entre 1929 et 1956. Toutefois, McInnis (1968) a démontré que les écarts régionaux ont diminué dans les faits entre 1910 et 1920. Par ailleurs, nos propres travaux indiquent qu'une étude fondée sur un nombre restreint d'observations, comme celle de Green et McInnis, devrait être interprétée avec prudence, compte tenu de l'importance des chocs aléatoires et des bris structurels. Il nous faut plus de données pour déterminer une tendance précise.

Par rapport aux études publiées récemment sur la question de la convergence régionale au Canada, l'originalité de la méthodologie proposée dans cette étude repose sur l'utilisation de tests de stationnarité afin d'évaluer l'évolution de la convergence σ . Cette approche est novatrice car un aussi vaste éventail d'outils statistiques n'a, à notre connaissance, jamais été utilisé afin de tenter de porter le diagnostic le plus éclairé possible sur l'évolution de la convergence régionale au Canada. Notre analyse se fonde sur l'évolution de séries chronologiques annuelles relatives à quatre notions distinctes de revenu provincial par habitant à compter de 1926. Nous avons utilisé deux notions de convergence pour évaluer les tendances des écarts régionaux. Nous avons calculé le rythme de convergence

5. Selon Romer (1988) et Lucas (1986), l'absence de convergence entre les pays est une donnée empirique majeure qui met en relief l'utilité des modèles de croissance endogène.

(convergence β) – une notion largement utilisée dans les études empiriques – pour quatre sous périodes distinctes. À l'aide de tests de stationnarité, nous avons aussi examiné si la dispersion du revenu par habitant affichait une tendance à la baisse (convergence σ). La principale conclusion de notre analyse de la convergence β et σ est que l'hypothèse nulle d'une absence de convergence avant 1950 ne peut pas être rejetée. Toutefois, on a pu observer une tendance régulière vers la convergence au Canada depuis 1950. De plus, si on élimine les impôts et les transferts, les disparités régionales auraient pu atteindre leur valeur d'équilibre à compter de 1977, c'est-à-dire qu'elles n'auraient affiché aucune convergence σ .

Le reste de notre étude est structuré de la façon suivante. Dans la section suivante, nous définissons deux notions de convergence (β et σ) et, dans la deuxième section, nous présentons les données. Dans la troisième section, nous présentons les résultats des tests de stationnarité des indices de dispersion (convergence σ), tandis que des estimations du rythme de convergence d'autres indicateurs économiques par habitant sont présentées dans la quatrième section. Enfin, la dernière section contient une analyse de nos résultats dans un contexte historique.

1. DEUX NOTIONS DE CONVERGENCE

La vitesse de convergence (β) et l'évolution de la dispersion (σ) sont deux notions qui ont été largement utilisées dans les études empiriques récentes sur la croissance. La notion de convergence β fait référence au rythme selon lequel le niveau du revenu ou de la production par habitant d'une région pauvre se rapproche de celui d'une région riche. On observerait une convergence β si, dans un ensemble de données transversales, les unités économiques qui étaient pauvres au départ avaient tendance à croître plus rapidement que les unités riches. Si le coefficient β est calculé sans tenir compte des caractéristiques qui déterminent les niveaux d'équilibre à long terme des économies – comme le taux d'épargne, les technologies et les institutions –, il s'agit alors de la notion de *convergence absolue*. Par ailleurs, l'hypothèse de *convergence conditionnelle* s'applique aux cas où l'on tient compte des différences entre les valeurs d'équilibre à long terme. Ainsi, deux économies pourraient avoir des taux d'épargne différents, ce qui serait le reflet de différences sur le plan des taux de préférence temporelle. Dans ce cas, le cadre néoclassique traditionnel prévoit que les deux économies afficheraient le même taux de croissance d'équilibre, mais que l'économie possédant un taux d'épargne plus élevé bénéficierait d'un niveau plus élevé de revenu par habitant à l'état stationnaire. À cet égard, la notion de convergence conditionnelle fait référence à l'hypothèse selon laquelle l'économie la plus éloignée initialement de sa propre trajectoire d'équilibre connaîtra une croissance plus rapide. Le test de l'hypothèse de convergence absolue est habituellement appliqué à des groupes homogènes d'économies comme les pays de l'OCDE, les états américains ou les provinces canadiennes, dont les caractéristiques (préférences et types d'institutions) sont relativement semblables.

L'estimation du coefficient de convergence absolue se calcule à partir d'une régression non linéaire basée sur des données transversales de la forme suivante⁶ :

$$\frac{1}{T-t} \cdot \ln \left(\frac{Y_{iT}}{Y_{it}} \right) = B - \left(\frac{1 - e^{-\beta(T-t)}}{T-t} \right) \cdot \ln Y_{it} + u_i \quad (1)$$

dans laquelle T et t sont, respectivement, la première et la dernière année de la période à l'étude, et i est une unité économique. Y est l'indicateur économique par habitant (par exemple, le revenu, la production ou la productivité des facteurs) et u est un résidu. Par conséquent, le côté gauche de l'équation représente une approximation de la croissance annuelle moyenne de l'unité économique i entre les années t et T . Dans le contexte d'une analyse de convergence absolue, B est une constante pour toutes les unités économiques. Sa valeur est déterminée par les profils de croissance à l'équilibre des indicateurs économiques. Par ailleurs, le coefficient $(1 - e^{-\beta(T-t)})/(T-t)$ permet de tenir compte de la part de la croissance qui peut s'expliquer par le niveau de départ de l'indicateur économique. L'écart entre les diverses unités économiques diminue de façon exponentielle au rythme β entre $t = 0$ et T . Une situation de convergence (un coefficient β positif) implique une relation négative entre le taux de croissance moyen pendant la période à l'étude et le logarithme du niveau initial de l'indicateur économique par habitant. Plus β est élevé, plus l'indicateur économique par habitant dans la région pauvre se rapproche rapidement du niveau observé dans la région riche.

La deuxième notion de convergence – appelée convergence σ – se fonde sur une analyse de données chronologiques et elle est axée sur l'évolution d'un indice de dispersion d'un indicateur économique par habitant. On peut mesurer l'indice de dispersion de plusieurs façons. Nous avons choisi d'utiliser l'écart-type du logarithme du revenu par habitant, comme l'ont fait Barro et Sala-i-Martin (1991, 1992). Selon Barro et Sala-i-Martin (1995 : 31), on pourrait observer une convergence σ si la dispersion du revenu par habitant entre un ensemble d'économies avait tendance à diminuer dans le temps. Une définition aussi générale peut donner lieu à plusieurs interprétations⁷. Aux fins de notre analyse de l'évolution temporelle des disparités régionales au Canada depuis 1926, le problème le plus complexe se rattache aux bris structurels dans les séries chronologiques. Qu'arrive-t-il à la notion de convergence σ si des chocs sur les écarts de production persistent pour une période future indéfinie ? Comme les travaux de Perron (1989) l'ont démontré dans un cadre général, la présence d'une racine unitaire dans une série chronologique indique que la série est stationnaire par rapport à la tendance et qu'elle contient un petit nombre de bris structurels ou que le véritable

6. Voir Barro et Sala-i-Martin (1995) pour une analyse complète de la méthodologie. L'utilité de l'estimation de la convergence a été critiquée sur le plan méthodologique par Friedman (1992), Quah (1993, 1995) et Lefebvre (1994). Sala-i-Martin (1996) montre bien qu'en dépit des critiques, l'approche traditionnelle de l'estimation de la convergence demeure un outil d'analyse pertinent.

7. Voir, entre autres, Bernard et Durlauf (1994) pour un examen des questions relatives à d'autres définitions de la convergence, à la persistance des chocs et à la signification des tests empiriques dans un cadre de croissance stochastique néoclassique.

processus de génération de données se caractérise par une marche aléatoire. Les deux modèles permettent de générer des séries chronologiques qui possèdent des propriétés statistiques à caractère asymptotique semblables. En pratique, on considère dans la présente étude que l'on observe une convergence σ si la série chronologique de l'indice de dispersion est intégrée d'ordre un et affiche une dérive négative (tendance stochastique) ou qu'elle évolue autour d'une tendance décroissante (tendance déterministe).

Enfin, comme l'affirment Barro et Sala-i-Martin (1995 : section 11.1), les deux notions de convergence β et σ sont interdépendantes. Le processus de rattrapage (convergence β) contribue à réduire la dispersion transversale du revenu (convergence σ), mais des perturbations exogènes au niveau des taux de croissance relatifs ont tendance à accentuer la dispersion.

2. LES DONNÉES

Nous avons effectué notre analyse de la convergence β et σ en utilisant des séries chronologiques relatives à quatre notions du revenu national pour les provinces canadiennes. Des données annuelles sont disponibles des publications de Statistique Canada à compter de 1926. Nous présentons au tableau 1 les quatre notions de revenu par habitant ainsi que leurs définitions.

TABLEAU 1

NOTIONS DE REVENU NATIONAL

RP	Revenu personnel par habitant
RPT	Revenu personnel moins transferts gouvernementaux par habitant
RPD	Revenu personnel disponible par habitant = RP – impôts directs personnels
RG	Revenu gagné par habitant = RPT – gains nets en intérêts – dividendes

Nous avons calculé le ratio du revenu personnel par habitant de chacune des provinces canadiennes par rapport à la moyenne du revenu par habitant des dix provinces. Les dix séries chronologiques sont présentées aux figures 1, 2 et 3 et elles permettent d'illustrer l'évolution relative du revenu par habitant des provinces au cours de la période étudiée⁸. La figure 4 contient le tracé du revenu par habitant pour l'ensemble du Canada. La série chronologique de Terre-Neuve débute en 1949, au moment où cette province est entrée dans la Confédération canadienne.

8. Ces séries ne sont pas corrigées en fonction des écarts de prix entre les provinces parce qu'il n'y a pas de données provinciales disponibles sur les prix à la consommation avant 1961. Coulombe et Lee (1995) ont démontré que le fait de corriger ces séries en fonction des prix à la consommation dans chacune des provinces n'exerce pas une incidence significative sur le rythme de convergence calculé. Tel n'est cependant pas le cas pour l'estimation de la convergence du produit intérieur par habitant car, contrairement aux paniers de bien de consommation, le panier de bien de production varie considérablement d'une province à l'autre. Voir, à ce sujet, Coulombe et Lee (1995).

FIGURE 1

REVENU PERSONNEL RELATIF PAR HABITANT, PROVINCES DE L'ATLANTIQUE, 1926-1994

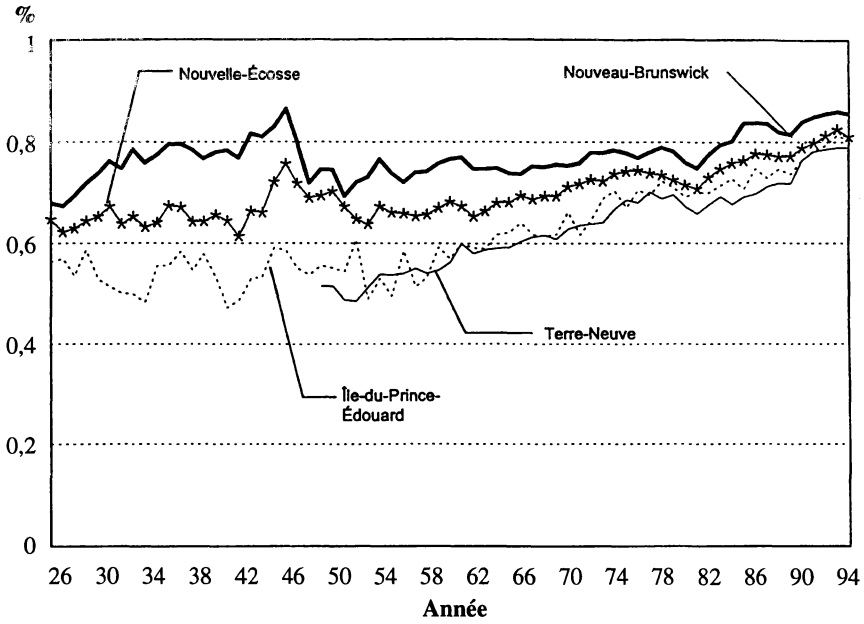


FIGURE 2

REVENU PERSONNEL RELATIF PAR HABITANT, ONTARIO ET QUÉBEC, 1926-1994

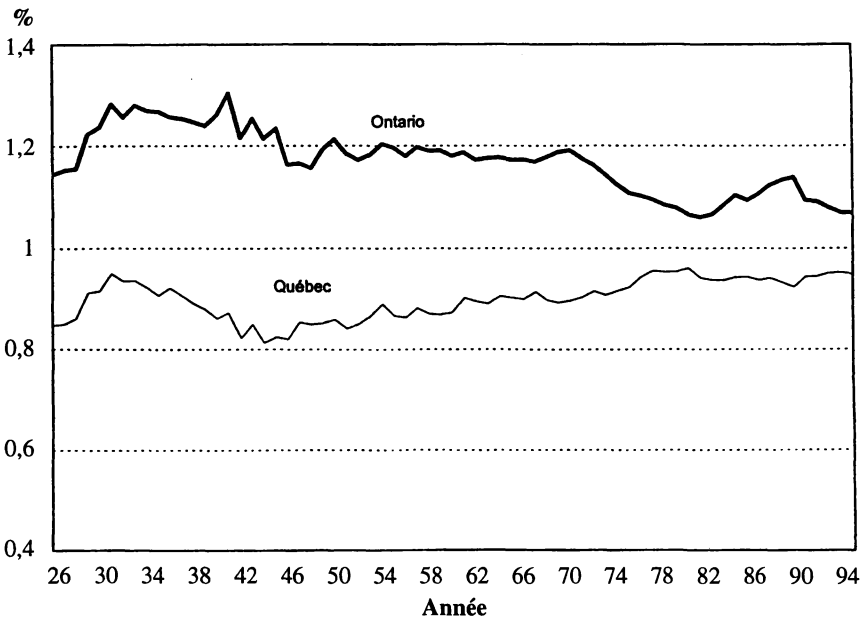


FIGURE 3

REVENU PERSONNEL RELATIF PAR HABITANT, PROVINCES DES PRAIRIES ET
COLOMBIE-BRITANNIQUE, 1926-1994

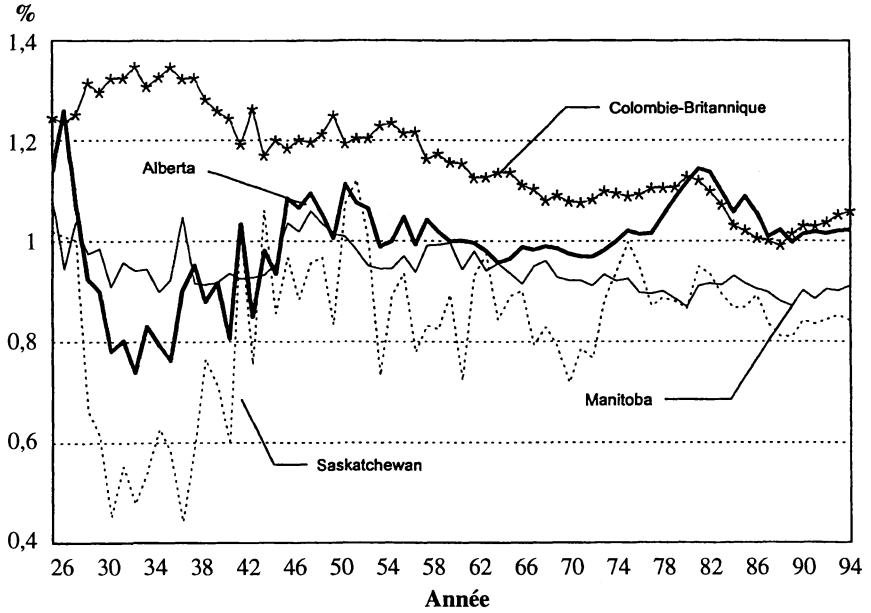
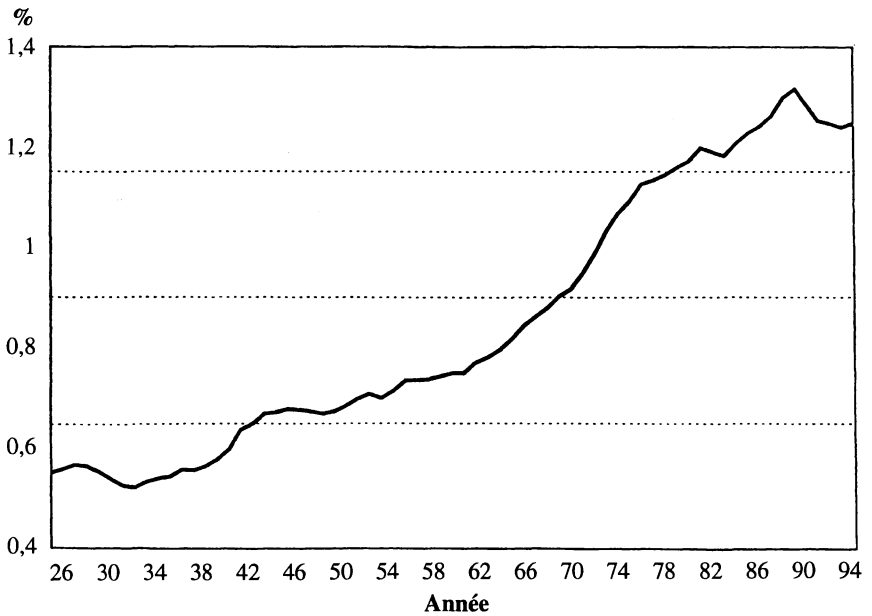


FIGURE 4

REVENU PERSONNEL RÉEL PAR HABITANT, CANADA, 1926-1994



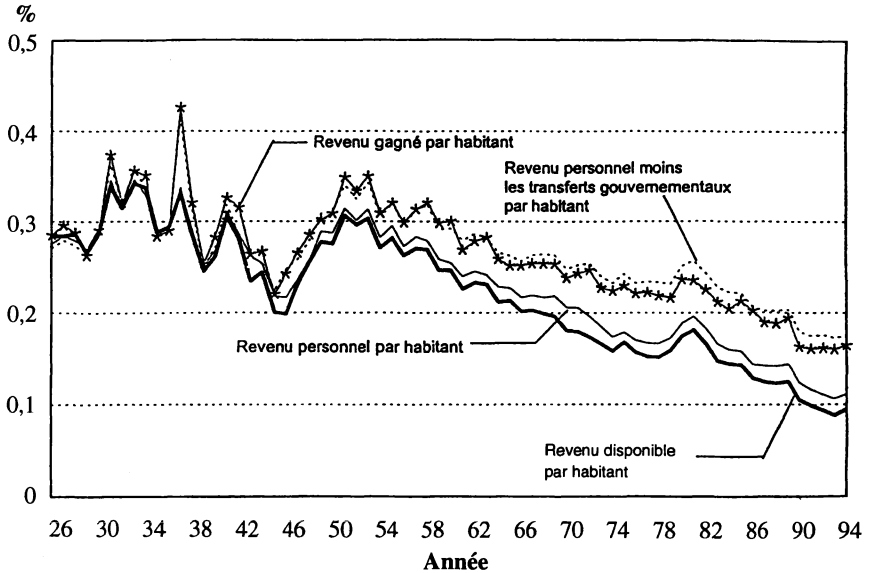
Des traits saillants se dégagent de ces figures. De loin la province la plus pauvre en 1949, Terre-Neuve a connu une période de rattrapage rapide, de sorte que son revenu par habitant se rapproche maintenant de la moyenne des autres provinces de l'Atlantique, comme l'indique la figure 1. Le processus de rattrapage de l'Île-du-Prince-Édouard semble avoir suivi une tendance régulière depuis le début des années cinquante. L'essor du port de Halifax au début de la Deuxième Guerre mondiale est un phénomène que la même figure illustre de façon évidente. Après le choc de la Deuxième Guerre mondiale, le revenu relatif du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Écosse a amorcé un processus de rattrapage régulier à compter du début des années cinquante. La figure 2 indique que le revenu relatif par habitant au Québec a diminué au cours des années trente et au début des années quarante, mais qu'il a connu un mouvement lent de rattrapage à compter de la Deuxième Guerre mondiale jusqu'au milieu des années soixante-dix. Le revenu relatif par habitant de l'Ontario, la province la plus riche et la plus peuplée, est demeuré de façon systématique à 20 % au-dessus de la moyenne canadienne entre le début des années trente et le début des années soixante-dix; cet écart s'est rétréci depuis ce temps. Le revenu relatif par habitant au Manitoba (figure 3) est demeuré près de la moyenne nationale jusqu'à la fin des années cinquante, mais il a connu une baisse régulière par après. La même figure fait aussi état de l'évolution spectaculaire du revenu relatif par habitant en Saskatchewan. Cette instabilité extrême du revenu est attribuable aux aléas des récoltes et aux fluctuations des prix relatifs des produits agricoles. L'effondrement des prix relatifs des produits agricoles dans les années trente a eu un effet particulièrement catastrophique sur l'économie de la Saskatchewan. Jusqu'au milieu des années quarante, l'économie de l'Alberta a reposé principalement sur l'agriculture et son revenu relatif par habitant a alors suivi une tendance qui se rapprochait sensiblement de celle de la Saskatchewan. La tendance est devenue plus stable avec le développement de l'industrie pétrolière qui a véritablement connu son essor après la Deuxième Guerre mondiale. Entre 1975 et les années quatre-vingt-dix, le revenu relatif par habitant en Alberta a fluctué de concert avec les hausses et les baisses des prix relatifs du pétrole et du gaz naturel. Jusqu'à tout récemment, l'économie de la Colombie-Britannique fondée sur une base diversifiée de richesses naturelles et orientée vers l'exportation a été en mesure de générer des niveaux de revenu par habitant au-dessus de la moyenne nationale.

3. ANALYSE DES SÉRIES CHRONOLOGIQUES DES INDICES DE DISPERSION

Comme on l'a mentionné plus haut, l'écart-type (non pondéré) du logarithme du revenu provincial par habitant est utilisé comme mesure de dispersion pour évaluer la convergence σ . Les séries chronologiques de cet indice de dispersion pour chacune des quatre notions de revenu sont présentées dans la figure 5 pour la période allant de 1926 à 1994. On peut utiliser plusieurs techniques différentes pour vérifier la tendance à la baisse des indices de dispersion au cours d'une période de temps. Par exemple, Helliwell (1994) a fait une régression de l'indice de dispersion des provinces canadiennes en fonction d'une tendance chronologique log-linéaire pour la période allant de 1926 à 1990. Il a conclu que

le taux de convergence σ était le même tant pour l'ensemble de la période que pour la période postérieure à 1960. Cette conclusion est fondée sur l'observation que l'ajout des données pour les années 1926 à 1960 à celles de la période 1960-1990 a pour effet d'augmenter le coefficient R^2 , sans modifier la valeur du taux calculé pour σ .

FIGURE 5
DISPERSION DU REVENU PAR HABITANT, CANADA, 1926-1994



Tel que noté plus haut, on observe une convergence σ entre des unités économiques si la mesure de dispersion de l'indicateur économique affiche une tendance à la baisse au cours de la période à l'étude. L'estimation d'une tendance à la baisse devient un problème complexe lorsqu'on se trouve en présence de bris structurels et de chocs permanents. Un examen plus attentif de la figure 5 révèle que l'on ne peut pas éliminer au premier abord la possibilité de bris et de chocs permanents dans les séries chronologiques des indices de dispersion. C'est pour cette raison que, dans l'analyse que nous présentons ici, nous vérifions l'hypothèse d'une tendance chronologique déterministe mise de l'avant par Helliwell (1994) de concert avec l'hypothèse de racines unitaires et de dérive en se servant des tests Dickey-Fuller augmentés (DF) et des tests Phillips-Perron (PP) de racine unitaire pour les quatre séries chronologiques des indices de dispersion. La présence d'une racine unitaire dans une série chronologique au cours d'un intervalle de temps donné indique que l'évolution de la série chronologique se caractérise soit par des bris structurels ou des chocs permanents. Dans les deux cas, la représentation de la tendance chronologique déterministe sans bris structurel n'est pas un modèle acceptable de l'évolution de la série chronologique.

Une série chronologique qui est intégrée d'ordre un peut néanmoins afficher une dérive négative, ce qui constitue une tendance à caractère stochastique⁹.

Nous avons appliqué les tests DF fondés sur les deux équations suivantes aux séries chronologiques des indices de dispersion σ_t :

$$\Delta\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1\sigma_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta\sigma_{t-j} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1\sigma_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta\sigma_{t-j} + \epsilon_t \quad (3)$$

dans lesquelles on suppose que ϵ_t est un bruit blanc. Le choix du nombre de termes avec décalage p a été fait de façon à s'assurer que les résidus ne soient pas corrélés. Aux fins de l'hypothèse nulle d'un test de racine unitaire, $\alpha_1 = 0$. Pour l'hypothèse nulle d'un test de dérive zéro, $\alpha_0 = 0$ et aux fins de l'hypothèse nulle d'un test de tendance (déterministe) zéro, $\alpha_2 = 0$ dans l'équation (3).

La méthode de PP se caractérise par l'utilisation d'une correction non paramétrique pour l'autocorrélation. Des tests de racine unitaire furent d'abord calculés pour les équations (2) et (3) en donnant à p la valeur 0. Les valeurs statistiques furent ensuite modifiées pour retrancher l'autocorrélation.

Les tests DF et PP furent tous deux calculés pour plusieurs sous-périodes. Comme Terre-Neuve, de loin la province la plus pauvre, ne s'est joint à la Confédération canadienne qu'en 1949, nous avons choisi de faire débuter en 1950 la période postérieure à la Deuxième Guerre mondiale. De plus, nous avons divisé en deux la période postérieure à la Deuxième Guerre mondiale, puisque des études récentes (Sala-i-Martin) font état d'un changement de tendance en matière de convergence σ observé à partir de plusieurs ensembles de données internationales et interrégionales pour des pays développés. Les tableaux 2 à 4 contiennent les résultats des tests DF et PP pour les périodes 1926-1948, 1950-1977 et 1978-1994¹⁰.

Pour interpréter les résultats des tests de racine unitaire, on doit débuter en considérant l'équation (3) afin de savoir si l'on peut établir qu'il y a une tendance déterministe. Dans ce cas, l'hypothèse nulle de l'absence de convergence est $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$. Si on peut rejeter la présence d'une tendance, on se tourne alors vers l'équation (2). L'hypothèse nulle de l'absence de convergence σ ne pourrait pas être rejetée si α_0 et α_1 étaient tous deux égaux à zéro¹¹.

9. Voir Stock et Watson (1988) pour une présentation simple de la notion de tendance stochastique par rapport à celle de tendance déterministe.

10. Les tests DF et PP ont été calculés pour l'ensemble de la période à l'étude et pour la période 1950-1991. Les résultats font état de tendances semblables à celles analysées dans l'exposé principal.

11. Les analyses de la convergence fondées sur l'utilisation de séries chronologiques ont ordinairement mis l'accent sur la tendance des écarts entre des ratios d'indicateurs économiques plutôt que sur la stationnarité de l'évolution du sentier de dispersion. Voir, par exemple, Carlino et Mill (1993) et Lefebvre (1994). La question de l'interprétation des tests de convergence est loin d'être réglée; voir à ce sujet, entre autres, Bernard et Durlauf (1994).

Pour la période 1926-1948 (tableau 2), les résultats du test DF sont sans équivoque. Les quatre séries de σ pour le RP, le RPT, le RPD et le RG suivent un sentier non stationnaire et les tests simultanés indiquent que l'hypothèse nulle d'une racine unitaire, d'une dérive zéro et d'une tendance zéro ne peut pas être rejetée au seuil critique de 10 %. Les résultats du test PP sont quelque peu ambigus parce que l'hypothèse nulle d'une racine unitaire peut être rejetée pour quatre des huit tests, avec des valeurs du test t légèrement au-dessous du seuil critique de 10 %. Toutefois, on ne peut pas rejeter l'hypothèse simultanée d'une racine unitaire, d'une dérive zéro et d'une tendance zéro au seuil critique de 10 % pour les quatre séries. Dans l'ensemble, ces résultats indiquent que *l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ ne peut pas être rejetée pour la période 1926-1948.*

TABLEAU 2
TESTS DE RACINE UNITAIRE, 1926-1948

Hypothèse nulle		Test DF	Test PP	Valeur au seuil critique de 10 %
Constante, aucune tendance $\alpha_1 = 0$ Test T	RP	-0,90	-1,98	-2,57
	RPT	-1,48	-2,85	
	RPD	-0,74	-1,87	
	RG	-1,50	-3,13	
$\alpha_0 = \alpha_1 = 0$ Test F	RP	0,48	1,99	3,78
	RPT	1,09	4,09	
	RPD	0,43	1,78	
	RG	1,14	4,92	
Constante, tendance $\alpha_1 = 0$ Test T	RP	-2,22	-2,63	-3,13
	RPT	-2,24	-3,14	
	RPD	-1,95	-2,63	
	RG	-2,20	-3,43	
$\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ Test F	RP	2,19	2,50	4,03
	RPT	1,94	3,34	
	RPD	1,66	2,35	
	RG	1,80	3,96	
$\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ Test F	RP	3,18	3,74	5,34
	RPT	2,91	5,01	
	RPD	2,30	3,51	
	RG	2,68	5,94	

Les résultats pour la période 1950-1977 (tableau 3) indiquent clairement que l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ peut être rejetée, même si les tests DF et PP donnent des résultats quelque peu différents. Les tests DF laissent supposer que les quatre séries sont intégrées d'ordre un et qu'elles accusent une dérive, tandis que les tests PP donnent à penser que les quatre séries sont stationnaires par rapport à la tendance.

TABLEAU 3
TESTS DE RACINE UNITAIRE, 1950-1977

Hypothèse nulle	Test DF	Test PP	Valeur au seuil critique de 10 %
Constante, aucune tendance $\alpha_1 = 0$ Test T	RP	-0,04	-2,57
	RPT	-0,75	
	RPD	-0,44	
	RG	-0,82	
$\alpha_0 = \alpha_1 = 0$ Test F	RP	11,33	3,78
	RPT	3,85	
	RPD	9,56	
	RG	3,64	
Constante, tendance $\alpha_1 = 0$ Test T	RP	-2,81	-3,13
	RPT	-2,85	
	RPD	-3,09	
	RG	-2,67	
$\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ Test F	RP	12,52	4,03
	RPT	5,78	
	RPD	11,79	
	RG	5,15	
$\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ Test F	RP	4,00	5,34
	RPT	4,10	
	RPD	4,79	
	RG	3,65	

Les résultats pour la période postérieure à 1978 (tableau 4) sont sans équivoque. Tous les tests indiquent que l'hypothèse nulle de la présence simultanée d'une racine unitaire, d'une dérive zéro et de l'absence de tendance ne peut pas être rejetée au seuil critique de 10 % pour le RPT et le RG, mais qu'elle est rejetée au seuil critique de 10 % pour le RP et le RPD. Ces résultats donnent à penser que l'hypothèse nulle d'une absence de convergence σ ne peut pas être rejetée pour la période 1978-1994 pour le RPT et le RG, tandis qu'elle est rejetée pour le RP et le RPD. Pour cette dernière période, les transferts et les impôts semblent donc avoir contribué de façon importante au phénomène de convergence. Si ce n'avait été des impôts et des transferts, on peut ainsi supposer que la convergence σ aurait atteint son état d'équilibre. Cette conclusion n'est pas étonnante puisque, selon Sala-i-Martin (1996 : 22), le processus de convergence σ s'est arrêté pendant environ une décennie à compter du milieu des années soixante-dix dans toutes les économies des pays de l'OCDE.

TABLEAU 4
TESTS DE RACINE UNITAIRE, 1978-1994

Hypothèse nulle	Test	DF	Test PP	Valeur au seuil critique de 10 %
Constante, aucune tendance $\alpha_1 = 0$ Test <i>T</i>	RP	-0,11	-0,28	-2,57
	RPT	-0,33	-0,41	
	RPD	-0,17	-0,32	
	RG	-0,58	-0,57	
$\alpha_0 = \alpha_1 = 0$ Test <i>F</i>	RP	0,96	0,77	3,78
	RPT	1,05	0,95	
	RPD	0,96	0,79	
	RG	0,84	0,85	
Constante, tendance $\alpha_1 = 0$ Test <i>T</i>	RP	-3,23	-3,22	-3,13
	RPT	-2,82	-2,81	
	RPD	-3,38	-3,38	
	RG	-3,05	-3,03	
$\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ Test <i>F</i>	RP	5,11	5,03	4,03
	RPT	3,82	3,81	
	RPD	5,38	5,33	
	RG	3,89	3,91	
$\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ Test <i>F</i>	RP	5,97	5,91	5,34
	RPT	4,20	4,20	
	RPD	6,33	6,30	
	RG	4,78	4,67	

4. ESTIMATIONS DE LA CONVERGENCE β

Les estimations de la vitesse de convergence pour la période 1926-1994 se fondent sur la méthodologie mise au point par Coulombe et Lee (1993 et 1995) et Lee et Coulombe (1995). Le but visé consiste à utiliser des données supplémentaires provenant de l'évolution des mouvements de croissance relative pendant la période à l'étude (1926-1994) pour les incorporer à une approche de type panel (coupes transversale et longitudinale). La période étudiée est divisée en neuf sous-périodes, qui ont chacune une durée de sept ans, sauf la dernière¹². Le nombre d'observations est donc égal au nombre de provinces multiplié par le nombre de sous-périodes. Comme l'indique l'équation (4), nous avons estimé une régression des taux de croissance par rapport à la moyenne canadienne pendant la période étudiée en fonction du niveau de revenu initial par rapport à la moyenne canadienne pendant la même période, pour chacune des trois sous-périodes :

$$\frac{1}{7} \cdot \ln \left(\frac{Y_{i,t+7} / \bar{Y}_{t+7}}{Y_{it} / \bar{Y}_t} \right) = A - \left(\frac{1 - e^{-\beta 7}}{7} \right) \cdot \ln \left(\frac{Y_{it}}{\bar{Y}_t} \right) + u_{it} \quad (4)$$

dans laquelle $i = 1, \dots, 9, 10$ (après 1949) et

$t = 1927, 1934, 1941, 1949, 1956, 1963, 1970, 1977$ et 1984.

Y représente la moyenne canadienne pondérée (en fonction de la population). A est une constante entre les sous-périodes et les sections¹³. Cette méthodologie repose sur l'hypothèse que la comparaison entre les taux de croissance de tout ensemble de deux provinces pendant la même sous-période fournit la même information qu'une comparaison entre le taux de croissance d'une même province pendant deux sous-périodes. Dans les deux cas, la convergence suppose qu'une province (relativement) plus pauvre devrait croître à un taux plus rapide qu'une province (relativement) plus riche. Si une province pauvre enregistre une croissance plus rapide que celle de la moyenne nationale pendant la première sous-période, le revenu par habitant de cette province devra augmenter à un rythme

12. Comme l'indiquent Coulombe et Lee (1995) dans l'appendice à leur article, l'estimation des coefficients à l'aide de cette méthodologie donne des résultats robustes même si l'on utilise d'autres définitions des sous-périodes, c'est-à-dire, qu'il s'agisse d'un sommet cyclique à l'autre, d'un creux cyclique à l'autre, ou d'une sous-période de dix ans. La règle consiste tout simplement à utiliser une sous-période qui comprend un cycle économique complet de façon à éviter l'effet de la non-synchronisation des cycles régionaux observée au Canada. La durée de la dernière sous-période est portée à dix ans afin d'inclure les données les plus récentes.

13. Le terme B dans l'équation (1) n'est pas constant d'une sous-période à l'autre puisqu'il est fonction du taux de croissance tendanciel de la productivité (voir Barro et Sala-i-Martin, 1995 : chapitres 1 et 11). Afin de tenir compte du ralentissement de la croissance de la productivité au milieu des années soixante-dix, nous avons retranché la tendance de cette constante B en calculant une régression du taux de croissance de i par rapport à la moyenne canadienne en fonction du niveau initial de revenu par habitant de i divisé par la moyenne canadienne, comme nous l'avons fait dans nos études antérieures. On peut ensuite démontrer que le terme A demeure constant au cours des années.

plus lent par rapport à la moyenne nationale pendant la deuxième sous-période pour qu'il y ait convergence, puisque cette province est désormais relativement plus riche qu'elle ne l'était pendant la première sous-période. L'augmentation correspondante du nombre de degrés de liberté est particulièrement utile dans le cas du Canada, parce qu'il ne compte que neuf provinces entre 1926 et 1949, et dix après 1949.

Le tableau 5 contient les résultats de l'estimation des coefficients β pour les sous-périodes 1927-1948, 1949-1977 et 1977-1994. Les estimations ponctuelles sont remarquablement élevées pour la période 1927-1948. Les résultats indiquent que le rattrapage des provinces pauvres par rapport aux provinces riches s'est effectué à un rythme de 3,5 à 4,2 % par année. Mais comme les perturbations furent considérables pendant cette période (comme en témoigne la valeur peu élevée du coefficient R^2), les valeurs du test t sont faibles. L'hypothèse nulle d'une absence de convergence ne peut pas être rejetée au seuil critique de 5 % (test unilatéral). L'hypothèse nulle peut toutefois être rejetée de justesse à partir d'un test unilatéral au seuil critique de 10 %.

TABLEAU 5

RYTHME DE CONVERGENCE

	RP	RPT	RPD	RG
<i>1927-1948</i>				
	0,0351 (1,641)	0,0397 (1,624)	0,0369 (1,672)	0,0421 (1,697)
R^2	0,12	0,12	0,13	0,13
Nombre d'observations	27	27	27	27
<i>1949-1977</i>				
	0,0229 (3,339)	0,0136 (2,326)	0,0253 (3,428)	0,0171 (2,298)
R^2	0,26	0,14	0,27	0,14
Nombre d'observations	40	40	40	40
<i>1977-1994</i>				
	0,0277 (3,511)	0,0195 (3,442)	0,0322 (3,618)	0,0207 (3,188)
R^2	0,47	0,45	0,50	0,42
Nombre d'observations	20	20	20	20

L'hypothèse nulle d'absence de convergence peut être rejetée au seuil critique de 5 % pour les quatre notions de revenu dans le cas des deux autres sous-périodes, même si le rythme de convergence calculé est plus faible pour les périodes postérieures à 1949 qu'il ne l'est pour la période antérieure à 1949. Comme Coulombe et Lee (1995) l'ont signalé, le rythme de convergence est beaucoup plus faible pour le RPT et le RG qu'il ne l'est pour le RP et le RPD à compter de la fin de 1949. Cette conclusion permet de croire que la redistribution interrégionale du revenu attribuable au système d'imposition et de transferts a contribué *ex post* à favoriser la convergence du revenu entre les provinces canadiennes dans la période postérieure à 1949.

CONCLUSION

Le modèle de croissance néoclassique prédit que, toutes choses étant égales par ailleurs, pour des régions possédant des technologies et des préférences semblables, le processus de rattrapage des régions pauvres par rapport aux régions riches suit un mouvement dynamique à caractère transitoire et régulier qui n'est interrompu que temporairement par des chocs aléatoires. Notre analyse de l'évolution à long terme de la croissance des provinces canadiennes révèle que le processus de convergence observé depuis 1926 est loin d'avoir affiché un caractère régulier. On ne trouve pas de preuve empirique de l'existence d'une convergence σ et d'une convergence β pour les neuf provinces avant l'entrée de Terre-Neuve dans la Confédération en 1949. De plus, une bonne partie de la convergence σ décelée semble s'être produite dans la période 1950-1977 pour le RPT et le RG.

Notons que nos résultats empiriques ne doivent pas être interprétés comme permettant de rejeter le modèle de croissance néoclassique. Les chocs qui ont affecté les régions canadiennes dans les années 30 et 40 furent si importants et asymétriques qu'il n'est pas surprenant de constater que la période antérieure à 1950 n'est pas caractérisée par le phénomène de convergence. De plus, notons que le fait qu'il n'y a pas de preuve empirique pour appuyer la présence d'une convergence σ pour le RPT et le RG dans les années postérieures à 1977 n'est pas incompatible en soi avec la théorie de la croissance néoclassique, puisqu'on peut toujours supposer que la dispersion du revenu avait alors atteint sa valeur d'équilibre. Il serait plus approprié de conclure que le processus de convergence prédit par le modèle néoclassique permet de rendre compte adéquatement de l'évolution des profils de croissance régionaux au Canada dans la période postérieure à 1950.

Nos résultats ne nous permettent pas de conclure également que l'hypothèse d'un U inversé mise de l'avant par Kuznets (1955) et par Williamson (1965) peut rendre compte de l'ensemble des faits empiriques, si nos résultats sont interprétés à la lumière des estimations des disparités régionales de la valeur ajoutée brute (VAB) par habitant que Green (1969 et 1971) a calculées à partir des données des recensements de 1890, 1910 et 1929, et des résultats de McInnis (1968). Green a calculé son indice de dispersion en se servant de la somme de la

valeur absolue des écarts de la VAB par habitant par rapport à la moyenne nationale. Entre 1890 et 1919, l'écart non pondéré est demeuré stationnaire. Il s'est ensuite produit une convergence entre 1910 et 1920, puis les écarts sont demeurés stationnaires jusqu'en 1927 (McInnis, 1968). Mais la tendance s'est inversée avec l'arrivée de la Grande Dépression. Les disparités régionales sont demeurées très élevées et elles n'ont affiché aucune tendance à la baisse entre 1926 et les premières années qui ont suivi la Deuxième Guerre mondiale. Soulignons que cette période coïncide à peu près avec celle étudiée par Taylor et Williamson (1994), Williamson (1992, 1995), Williamson, O'Rourke et Hatton (1993), au cours de laquelle ils n'ont observé entre 1914 et 1938 aucune convergence entre les pays de l'OCDE. Cette deuxième étape du développement économique régional du Canada a été marquée par la croissance lente des années 30 et les chocs structurels profonds que le processus d'industrialisation a subis par suite du déclenchement de la Deuxième Guerre mondiale. La troisième étape, caractérisée par une réduction des disparités, s'est amorcée au début des années cinquante et elle s'est accompagnée d'une industrialisation rapide et de l'émergence de l'État-providence. En somme, la tendance vers une diminution graduelle des écarts régionaux au Canada a été entrecoupée de deux épisodes importants, qui se sont caractérisés par une interruption du processus de convergence : la période 1890-1910 (le boom du blé) et la période 1926-1950 (la Grande Crise suivie de la Deuxième Guerre mondiale). Pendant ces deux périodes, les disparités régionales sont demeurées stables ou elles se sont élargies.

La principale conclusion de notre étude est compatible dans une large mesure avec les constatations de Taylor et Williamson (1994), Williamson (1992, 1993) et Williamson, O'Rourke et Hatton (1993), selon lesquelles la convergence entre les pays développés s'est interrompue entre 1926 et 1950 et qu'elle a repris à partir de 1950. L'irrégularité du mouvement de convergence entre les pays développés et entre les régions des pays développés est un phénomène aussi mystérieux pour la théorie de la croissance néoclassique que l'est l'absence de convergence entre les pays riches et les pays pauvres. Ces deux faits stylisés mettent en relief l'importance du processus de développement industriel, de la géographie et de l'histoire pour comprendre l'évolution de la croissance économique.

Enfin, dans le contexte des politiques publiques, notre analyse indique que des pressions sur le régime de transferts interrégionaux continueront probablement de se faire sentir dans les années à venir au Canada. Le degré de dispersion (convergence σ) du RP et du RPT a été relativement stable depuis le milieu des années soixante-dix à un niveau peu élevé sur le plan historique. Toutefois, si l'on tient compte des impôts et des transferts, le degré de dispersion a continué de diminuer, comme l'indique la convergence σ du RP et du RPD. Cette observation peut indiquer que l'incidence de la mobilité des facteurs et du déplacement des entreprises sur le processus de convergence peut avoir atteint une limite dans son apport à la réduction des disparités régionales, compte tenu de la structure actuelle de l'économie canadienne. Il ne reste plus que les régimes d'imposition et transfert et peut-être aussi d'autres programmes gouvernementaux comme

moyens d'intervention pour réduire davantage les disparités régionales au Canada. Il semble donc que la structure industrielle du Canada devra se transformer et/ou que les obstacles à la mobilité des facteurs devront diminuer de façon fondamentale pour qu'une incidence significative puisse se faire sentir sur les disparités régionales.

BIBLIOGRAPHIE

- ABRAMOVITZ, M. (1988), « Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind », *Journal of Economic History*, vol. 46 : 385-406.
- AMOS, O. M. Jr. (1988), « Unbalanced Regional Growth and Income Inequality », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 18 : 549-566.
- BARRO, R. J., et X. SALA-I-MARTIN (1991), « Convergence across States and Regions », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1 : 107-158.
- BARRO, R. J., et X. SALA-I-MARTIN (1992), « Convergence », *Journal of Political Economy*, vol. 100 : 223-251.
- BARRO, R. J., et X. SALA-I-MARTIN (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
- BAUMOL, W. J. (1986), « Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show », *American Economic Review*, vol. 76 : 1072-1085.
- BERNARD, A. B., et S. N. DURLAUF (1994), « Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis », University of Wisconsin-Madison, *SSRI*, document de travail n° 9401R.
- CARLINO, G. A., et L. O. MILL (1993), « Are U.S. Regional Incomes Converging? A Time Series Analysis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 32 : 335-346.
- COULOMBE S., et F. C. LEE (1993), « Regional Economic Disparities in Canada », Département de science économique, Université d'Ottawa, document de travail n° 9317E.
- COULOMBE S., et F. C. LEE (1995), « Convergence across Canadian Provinces, 1961 to 1991 », *Revue canadienne d'économie*, vol. 28 : 886-898.
- FRIEDMAN, M. (1992), « Do Old Fallacies ever Die? », *Journal of Economic Literature*, vol. 30 : 2129-2132.
- GREEN, A. G. (1969), « Regional Inequality, Structural Change, and Economic Growth in Canada – 1890-1956 », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 17 : 567-583.
- GREEN, A. G. (1971), *Regional Aspects of Economic Growth*, University of Toronto Press, Toronto.
- HELLIWELL, J. F., et A. CHUNG (1991), « Are Bigger Countries Better Off ? », dans l'ouvrage préparé sous la direction de R. BOADWAY, T. COURCHENE, et D. PURVIS, *Economic Dimensions of Constitutional Change* : 345-367, Institut John Deutsch, Kingston.

- HELLIWELL, J. (1994), « Convergence and Migration among Provinces », Institute for Policy Analysis, University of Toronto, PEAP Policy Study, 94-2.
- KRUGMAN, P. (1991), *Geography and Trade*, The MIT Press, Cambridge (Mass).
- KUZNETS, S. (1955), « Economic Growth and Income Inequality », *American Economic Review*, vol. 65 : 1-29.
- LEE, FRANK C. (1996), « Economic Growth of OECD Countries: Focusing on Canada », *International Economic Journal*, vol. 10 : 105-119.
- LEE, F. C., et S. COULOMBE (1995), « Regional Productivity Convergence in Canada », *Revue canadienne des sciences régionales*, vol. 18 : 39-56.
- LEFEBVRE, M. (1994), « Les provinces canadiennes et la convergence : une évaluation empirique », Banque du Canada, document de travail 94-10, novembre.
- LUCAS, R. E. (1988), « On the Mechanics of Economic Development », *Journal of Monetary Economics*, vol. 22 : 3-42.
- MADDISON, A. (1982), *Phases of Capitalist Development*, Oxford University Press, Oxford.
- MANSSELL, R. L., et L. COPITHORNE (1985), « Les disparités économiques au Canada : un tour d'horizon », dans l'ouvrage préparé sous la coordination de K. NORRIE, *Les disparités et les adaptations interrégionales*, Approvisionnement et Services Canada, Ottawa.
- MAAR, W. L., et D. G. PATERSON (1985), *Canada: An Economic History*, Gage, Toronto.
- MCINNIS, MARVIN (1968), « The Trend of Regional Income Differentials in Canada », *Revue canadienne d'économie*, vol. 1 : 440-470.
- PERRON, P. (1989), « The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, vol. 57 : 1361-1401.
- PHELPS, E. S. (1966), *Golden Rules of Economic Growth*, Norton, New York.
- QUAH, D. (1993), « Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis », *Scandinavian Journal of Economics*, 95 : 427-443.
- QUAH, D. (1995), « Empirics for Economic Growth and Convergence », Working Paper No. 1140, Center for Economic Policy Research, London, March.
- ROMER, P. M. (1986), « Increasing Returns and Long-Run Growth », *Journal of Political Economy*, vol. 94 : 1002-1037.
- ROMER, P. M. (1994), « The Origin of Endogenous Growth », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8 : 3-22.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996), « The Classical Approach to Convergence Analysis », *Economic Journal*, 106 : 1019-1036.
- SOLOW, R. M. (1956), « A Contribution to the Theory of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70 : 65-94.
- SOLOW, R. M. (1994), « Perspectives on Growth Theory », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8 : 45-54.
- STATISTIQUE CANADA (1988a), *Comptes nationaux des revenus et des dépenses : estimations, 1926-1986*, n° 13-631 au Catalogue, Ottawa.

- STATISTIQUE CANADA (1988b), *Comptes économiques provinciaux : édition historique, 1961-1986*, n° 13-213s au Catalogue, Ottawa.
- STATISTIQUE CANADA (1992), *Comptes économiques provinciaux : estimations préliminaires, 1991*, n° 13-213p au Catalogue, Ottawa.
- STOCK, J. H., et M. W. WATSON (1988), « Variable Trends in Economic Time Series », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2 : 147-174.
- SUMMERS, R., et A. HESTON (1991), « The Penn World Trade (mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988 », *Quarterly Journal of Economics*, vol.106 : 327-368.
- TAYLOR, ALAN M., et JEFFREY G. WILLIAMSON (1994), « Convergence with Age of Mass Migration », NBER, Working Paper, n° 4711.
- WILLIAMSON, JEFFREY G. (1965), « Regional Inequality and the Process of National Development: A Description of Patterns », *Economic Development and Cultural Change*, vol. 13 : 3-45.
- WILLIAMSON, JEFFREY G. (1992), « The Evolution of Global Markets in the First and Second World Since 1830: Background Evidence and Hypothesis », NBER, Historical Working Paper, n° 36.
- WILLIAMSON, JEFFREY G. (1995), « Globalization, Convergence and History », NBER, Working Paper, n° 5259.
- WILLIAMSON, JEFFREY G., O'ROURKE, KEVIN, et TIMOTHY J. HATTON (1993), « Mass Migration, Commodity Market Integration and Real Wage Convergence: The Late Nineteenth Century Atlantic Economy », NBER, Historical Working Paper, n° 48.