

Document de travail 94-10 / Working Paper 94-10

**Les provinces canadiennes et la convergence :
une évaluation empirique**

Mario Lefebvre

Banque du Canada



Bank of Canada

Novembre 1994

**Les provinces canadiennes et la convergence :
une évaluation empirique**

Mario Lefebvre

Département des Recherches

Banque du Canada

Ottawa, Ontario, Canada

K1A-0G9

Téléphone : (613) 782-7683

Télécopieur : (613) 782-7163

Internet : mlefebvre@bank-banque-canada.ca

Les opinions exprimées dans cette étude sont celles de l'auteur et n'engagent pas

la Banque du Canada.

Remerciements

Cette étude a bénéficié des nombreuses conversations que j'ai eues à la Banque sur le sujet avec différents collègues, notamment Tiff Macklem et Steve Poloz. Je voudrais également remercier, sans toutefois engager leur responsabilité, Bernard Bonin, Pierre Duguay, Chantal Dupasquier, Irene Ip, Dinah Maclean, Brian O'Reilly, David Rose et Gerald Stuber. Mitch Dawson, Joanne Hui et Pamela Tisdale ont pour leur part fourni une assistance technique de grande qualité. Nous adressons également nos remerciements à Eddy Cavé pour sa contribution à la rédaction de l'étude. J'assume pleinement la responsabilité de toute erreur ou omission qu'on pourrait déceler dans le document.

ISSN 1192-5434

ISBN 0-662-21475-7

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Table des matières

| | |
|--|----|
| Résumé/Abstract..... | v |
| 1. Introduction | 1 |
| 2. Description des données utilisées | 4 |
| 2.1 PIB réel par habitant | 4 |
| 2.2 Productivité des facteurs | 4 |
| 3. Méthodologies utilisées | 6 |
| 3.1 Régression du type Barro..... | 6 |
| 3.2 Tendance des écarts..... | 9 |
| 4. Résultats | 12 |
| 4.1 Régression du type Barro..... | 12 |
| 4.2 Tendance des écarts..... | 14 |
| 5. Conclusion | 19 |
| Graphiques | 21 |
| Annexe | 25 |
| Bibliographie | 27 |

Résumé

Cette étude a pour but de déterminer si l'hypothèse de convergence économique s'applique aux provinces canadiennes. En utilisant les données du produit intérieur brut réel par habitant et de la productivité des facteurs de production entre 1966 et 1992, l'étude montre, à l'aide de deux méthodes distinctes, que l'on ne peut rejeter cette hypothèse. Ce résultat confirme les conclusions auxquelles sont parvenus d'autres auteurs qui ont examiné le phénomène de la convergence entre les provinces canadiennes. La première méthode utilisée consiste à estimer la relation qui existe entre la croissance moyenne et le niveau initial du PIB réel par habitant. Se fondant entre autres sur le problème classique du retour à la moyenne, certains chercheurs ont reproché à cette méthode de ne pas tester adéquatement l'hypothèse de la convergence. La deuxième méthode, quant à elle, consiste à examiner la tendance des écarts observés entre, d'une part, le niveau du PIB réel par habitant et de la productivité dans les provinces les plus riches et, d'autre part, le niveau de chacune de ces deux variables dans les autres provinces. L'étude se distingue de celles qui ont été réalisées jusqu'ici sur le sujet par l'utilisation de la deuxième méthode, qui, en plus de contourner les critiques mentionnées ci-dessus, nous a permis d'examiner séparément le comportement de chaque province.

Abstract

This paper examines whether the hypothesis of economic convergence holds for the Canadian provinces. Using data on real gross domestic product per capita and on factor productivity from 1966 to 1992, the paper shows, using two different methods, that the convergence hypothesis cannot be rejected. This evidence supports the findings of other authors who have studied convergence among Canadian provinces. The first method estimates the relationship between the average growth rate in real per capita GDP and its initial level. In part because of the classic problem of regression towards the mean, it has been argued that this method is not suitable for testing the convergence hypothesis. The second method examines the trend in gaps in real per capita GDP and productivity between the richest provinces and the other provinces. It is the use of this method that distinguishes our work from previous studies, since it allows us not only to avoid some of the criticisms mentioned above, but also to examine developments in each province separately.

1 Introduction

L'existence de disparités régionales au Canada en matière de revenu par habitant a déjà fait l'objet d'un grand nombre d'études¹. Toutefois, on se demande encore si ces disparités se sont atténuées au fil des ans et si elles peuvent être éliminées à la longue. La présente étude tente notamment de répondre à ces questions.

Partant de l'hypothèse selon laquelle les capitaux et la technologie circulent librement entre les différents pays, le modèle de croissance néoclassique stipule que les niveaux de revenu dans le monde convergent dans le temps. Le raisonnement est le suivant. Puisque les pays les moins riches présentent des niveaux de salaires réels relativement bas, le taux de rendement du capital y est relativement élevé, ce qui implique des déplacements de capitaux, qui vont des pays plus riches vers les moins riches. Au fur et à mesure que ce processus d'ajustement s'effectue, les salaires réels dans les pays moins riches devraient augmenter pour s'approcher du niveau observé dans les pays plus riches.

Un autre argument favorable à la convergence est bien résumé dans Färe et al. (1994). Cet argument veut que les pays qui affichent un niveau initial de productivité relativement faible profitent de l'aspect «bien public» de la technologie pour rattraper ceux où la productivité est plus élevée. Cela pourrait expliquer en partie la croissance relativement lente de la productivité aux États-Unis par rapport au Japon au cours des années 60 et 70.

Déjà plusieurs auteurs, dont Abramovitz (1986 et 1990), Baumol (1986), Baumol et Wolff (1988) ainsi que Baumol et al. (1989) avaient observé empiriquement le phénomène de la convergence des niveaux de revenu par habitant au sein des pays membres de l'OCDE. Utilisant ces mêmes pays, Dowrick et Nguyen (1989) ont démontré qu'il y avait un certain rattrapage dans l'évolution de la productivité totale des facteurs dans ces pays à partir de 1950. D'autres études, par exemple celles de Barro et Sala-i-Martin (1990, 1991 et 1992), de même que celles de Carlino et Mills (1990 et 1993) ont démontré l'existence de la convergence entre les différents États américains.

1. Voir entre autres McInnis (1968), Mansell et Copithorne (1986) et Day (1989).

D'autres auteurs ont toutefois critiqué l'hypothèse de convergence. Par exemple, De Long (1988) et Romer (1990) soutiennent que la convergence ne s'obtient que si l'échantillon utilisé est biaisé, c.-à-d. qu'il ne contient que des pays développés. D'ailleurs, Mankiw, Romer et Weil (1990), qui ont utilisé un échantillon contenant à la fois des pays moins bien nantis et de très riches, ont obtenu un résultat de convergence non significatif sur le plan statistique. Cela pourrait en partie être dû au fait que les pays les moins riches sont aussi ceux dont la croissance est la plus lente.

Le but de la présente étude consiste à déterminer si l'hypothèse de la convergence s'applique aux provinces canadiennes. La vérification s'effectuera tant au niveau du PIB réel par habitant qu'au niveau de la productivité des facteurs de production. Il faut noter au départ que l'analyse économique de la convergence entre les régions d'un même pays diffère d'une analyse de la convergence entre pays, en ce sens qu'à l'intérieur d'un pays, et en particulier au Canada, on retrouve des politiques de redistribution, qui peuvent favoriser la convergence du revenu par habitant. De même, la convergence entre les régions d'un même pays devrait s'effectuer plus facilement, puisque la technologie et les capitaux circulent plus rapidement entre elles qu'entre différents pays.

Il existe déjà quelques études sur la convergence entre les provinces canadiennes. Par exemple, Coulombe et Lee (1993) obtiennent un résultat favorable à la convergence pour plusieurs mesures du revenu et de la production par habitant sur la période allant de 1961 à 1991. Cependant, leur étude indique qu'il n'y a aucune preuve de la convergence avant la Deuxième Guerre mondiale et que la convergence observée depuis le début des années 60 serait surtout due à des fluctuations favorables des termes de l'échange et à des paiements de transfert. Ils concluent donc que la convergence des économies régionales n'est pas nécessairement la règle au Canada.

Dans Lee et Coulombe (1993), il est démontré qu'entre 1966 et 1992, il y a eu convergence de la productivité de la main-d'œuvre entre les provinces canadiennes. Qui plus est, la convergence de la productivité s'est faite à un rythme plus rapide que celui du revenu par habitant. En fait, les auteurs arrivent à la conclusion que ce qui ralentit la convergence des niveaux de revenu par habitant, ce sont les écarts constants que l'on observe entre les taux de chômage des différentes provinces. Ils ajoutent qu'il serait sans doute avantageux de faciliter les ajustements du marché du

travail en éliminant certaines distorsions régionales comme celles qu'on observe dans le programme actuel d'assurance-chômage.

Helliwell (1994) présente des résultats favorables à la convergence du PIB réel par habitant sur la période allant de 1961 à 1989. Cependant, contrairement à Coulombe et Lee (1993), Helliwell obtient également un certain degré de convergence pour la période 1926-1960. Ce résultat donne à penser que la convergence n'aurait pas été accélérée ou ralentie par les politiques de développement régional ou les paiements de transfert observés depuis le début des années 60. Finalement, Helliwell constate qu'il est difficile d'estimer avec précision la part de la migration interprovinciale dans le processus de convergence des provinces canadiennes.

Les trois études mentionnées ci-haut utilisent toutes la même méthodologie pour détecter la convergence. Celle-ci consiste à estimer, à l'aide de données en coupes transversales et pour une période donnée, la relation qui existe entre la croissance moyenne du PIB par habitant des différentes provinces et le niveau initial du PIB de celles-ci. Si cette relation est négative, il y a convergence, puisqu'un signe négatif signifie que les provinces les moins riches au début de la période ont affiché une croissance moyenne plus rapide que les provinces les plus riches au cours de la période². Mais comme nous le verrons plus loin, cette méthodologie a fait l'objet de certaines critiques, ce qui nous a amené à tester l'hypothèse de convergence à l'aide d'une autre méthode. Cette dernière utilise des séries chronologiques pour examiner la tendance des écarts de PIB réels par habitant entre les provinces les plus riches et les autres. Si ces écarts diminuent dans le temps, on peut conclure qu'il y a effectivement convergence³. Helliwell (1994) utilise aussi une méthodologie semblable à celle-ci lorsqu'il compare les tendances des variations de revenus des diverses provinces. Notre méthodologie diffère de celle de Helliwell, puisqu'elle permet de voir séparément la progression de chacune des provinces.

2. Comme il a été mentionné dans Quah (1993), ce genre de régression est maintenant associé au nom de Barro, qui en est un des principaux utilisateurs. Nous la désignerons dans la suite du texte par l'expression «régression du type Barro».

3. Pour alléger le texte, nous ferons référence à cette méthodologie en utilisant l'expression «tendance des écarts».

La présente étude se poursuit ainsi : la prochaine section décrit les données utilisées, tandis que la troisième expose en détail les deux méthodologies. La quatrième section présente les résultats et la dernière dresse certaines conclusions.

2 Description des données utilisées

2.1 PIB réel par habitant

Dans son évaluation de la convergence, la présente étude utilise d'abord les données annuelles des PIB provinciaux au coût des facteurs et en dollars constants pour la période comprise entre 1961 et 1992⁴. Nous divisons ces données par la population de la province concernée pour obtenir des données du PIB réel par habitant (ci-après PIBRH). Les données du PIBRH sont utilisées sous la forme logarithmique.

Le Graphique 1 présente l'évolution du PIBRH dans chacune des dix provinces canadiennes. En examinant ce graphique, on constate que l'Alberta a occupé la première place pour l'ensemble de la période étudiée. Cette province montre d'ailleurs une évolution différente de celle des autres, sans doute à cause du fait qu'elle a réagi différemment aux chocs pétroliers des années 70 et 80⁵. L'Ontario et la Colombie-Britannique occupent respectivement les deuxième et troisième places. Par ailleurs, les provinces de l'Atlantique sont celles qui affichent le plus bas niveau de PIBRH sur l'ensemble de la période.

2.2 Productivité des facteurs

Dans un deuxième temps, la présente étude examine si l'hypothèse de convergence s'applique aux données de la productivité de la main-d'œuvre ainsi qu'aux données de la productivité totale des facteurs. La pertinence de cet exercice est bien exposée dans le résumé de l'étude de Lee et Coulombe (1993) qui dit :

4. Ces données nous ont été fournies par le Conference Board du Canada. Voir l'Annexe du texte pour plus de précisions.

5. Voir Day (1989).

«Les données sur la production par tête et par heure travaillée sont des mesures pertinentes pour l'étude de l'évolution des disparités régionales, car, dans un cadre néo-classique caractérisé par la mobilité des facteurs, la capacité productive des facteurs devrait converger dans toutes les régions d'une union économique et politique, et cela en dépit de divergences initiales en dotation.»

L'analyse de la convergence des facteurs de production est effectuée à l'aide de données annuelles couvrant la période comprise entre 1966 et 1992. Elles sont également utilisées sous la forme logarithmique.

La productivité de la main-d'œuvre (ci-après PMO) pour chacune des provinces se calcule tout simplement comme suit :

$$PMO = Y / (N \cdot H) \quad (1)$$

où PMO désigne la productivité de la main-d'œuvre; Y, le PIB réel; N, l'emploi total et H, le nombre d'heures effectivement travaillées au cours de l'année.

Pour sa part, la productivité totale des facteurs (ci-après PTF) dans les différentes provinces est compilée selon la méthode des résidus de Solow. Pour résumer brièvement, considérons la fonction de production de type Cobb-Douglas suivante :

$$Y = A \cdot L^\alpha \cdot K^{(1-\alpha)} \quad (2)$$

où Y représente le niveau de production; A, le niveau de la technologie (ou PTF); L, l'emploi; K, le stock de capital et où α indique la part du revenu total qui revient au facteur travail⁶.

La seule inconnue de cette dernière équation est donc le terme «A». On peut toutefois l'estimer pour chaque province de la façon suivante :

6. L'Annexe fournit quelques précisions sur les différentes données utilisées. En ce qui a trait à α , il faut noter qu'il varie d'une province à l'autre et qu'on l'obtient à l'aide des comptes économiques provinciaux en effectuant le calcul suivant :

rémunération des salariés / (produit intérieur brut provincial aux prix du marché
 — impôts indirects moins subventions
 — revenu net des entreprises individuelles non agricoles incluant les loyers
 — revenu comptable net des exploitants agricoles au titre de la production agricole).

$$a = y - (\alpha \cdot l) - [(1 - \alpha) \cdot k] \quad (3)$$

où l'utilisation des lettres minuscules symbolise la forme logarithmique. Ainsi, l'analyse de la convergence porte sur les valeurs de «a» qu'on a obtenues pour toutes les provinces en utilisant l'équation (3).

Les Graphiques 2 et 3 présentent l'évolution des données de la PMO et de la PTF. Comme pour les données du PIBRH, l'Alberta affiche la plus forte PMO parmi les provinces canadiennes sur l'ensemble de la période. L'Ontario et la Colombie-Britannique occupent à tour de rôle les deuxième et troisième rangs. L'Île-du-Prince-Édouard présente pour sa part la plus faible PMO sur l'ensemble de la période comprise entre 1966 et 1992. En ce qui a trait aux données de la PTF, c'est la province de l'Ontario qui occupe le premier échelon, suivie de la Nouvelle-Écosse et du Québec. La présence de la Nouvelle-Écosse parmi les premières positions en matière de PTF est assez surprenante si l'on considère que cette province occupe le septième rang parmi les provinces canadiennes en matière de PIBRH pour la période 1961-1992. Cependant, le résultat le plus surprenant demeure le faible niveau de PTF qu'affiche l'Alberta. Ce résultat pourrait être en partie lié au capital fixe utilisé pour l'exploration de nouveaux gisements de pétrole et de gaz naturel. Ces investissements, qui comptent pour une part relativement importante du stock de capital de cette province, prennent parfois beaucoup de temps pour générer des bénéfices.

3 Méthodologies utilisées

3.1 Régression de type Barro

Cette méthode fait appel à des données en coupes transversales et examine la relation qui existe entre les deux variables suivantes :

- 1) le niveau de départ (soit celui de 1961) du PIBRH de chaque province, et
- 2) le taux de croissance moyen du PIBRH de chaque province sur l'ensemble de la période (soit 1961-1992)⁷.

7. Comme il a été mentionné précédemment, l'exercice sera aussi exécuté avec les données de la PMO et de la PTF. Pour alléger le texte, nous n'utilisons que le PIBRH dans la description de la méthodologie.

Si la relation entre ces deux variables est négative, c.-à-d. que les provinces les moins riches au début de la période montrent une croissance moyenne généralement plus rapide que les plus riches, on pourra conclure qu'il y a effectivement un certain degré de convergence entre les provinces canadiennes. Le Tableau 1 et le Graphique 4 examinent les deux vecteurs d'observation qui ont été préparés à l'aide des données des provinces canadiennes. Au Tableau 1, les données du PIBRH au début de la période ont été classées selon un ordre croissant, allant de Terre-Neuve, le niveau le plus bas, à l'Alberta, le plus élevé. La corrélation entre ces deux vecteurs d'observation est statistiquement significative et se chiffre à -0,69. Cette corrélation négative est compatible avec l'hypothèse de la convergence. Le Graphique 4 pour sa part semble confirmer la présence d'une relation négative entre ces deux variables.

TABLEAU 1 Comparaison du niveau en 1961 et du taux de croissance moyen du PIBRH des provinces entre 1961 et 1992

| PROVINCE | PIBRH de 1961 (\$ de 1986) | Croissance moyenne de 1961 à 1992 |
|-----------------------|-------------------------------|--------------------------------------|
| TERRE-NEUVE | 5 021 | 2,7 |
| NOUVEAU-BRUNSWICK | 5 344 | 3,2 |
| ÎLE-DU-PRINCE-ÉDOUARD | 5 612 | 2,8 |
| NOUVELLE-ÉCOSSE | 6 955 | 2,4 |
| SASKATCHEWAN | 7 246 | 3,0 |
| MANITOBA | 7 560 | 2,6 |
| QUÉBEC | 7 707 | 2,4 |
| COLOMBIE-BRITANNIQUE | 8 810 | 2,4 |
| ONTARIO | 10 100 | 2,1 |
| ALBERTA | 10 958 | 2,5 |

De manière plus formelle, on peut écrire l'équation suivante :

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}}\right) = A + B \cdot \log(y_{i,t_0}) + u_t \quad (4)$$

où le terme de gauche représente simplement le taux de croissance moyen pour la période comprise entre t_0 et t_0+T (dans notre cas entre 1961 et 1992, donc T est égal à 31), et où $\log(y_{i,t_0})$ représente

le niveau initial de PIBRH de chaque province en termes logarithmiques. Comme il a été mentionné précédemment, on dira qu'il y a convergence si le coefficient B dans cette équation est affecté d'un signe négatif. Baumol (1986) utilise d'ailleurs cette équation pour un groupe de 16 pays et conclut en faveur de la convergence.

Les études récentes de Barro et Sala-i-Martin (1990, 1991 et 1992), qui portent surtout sur la convergence entre les États américains, utilisent une version non linéaire de cette équation et concluent également en faveur de la convergence. L'utilisation des moindres carrés non linéaires leur permet d'estimer la vitesse à laquelle se fait cette convergence. Celle-ci est d'ailleurs estimée à 1,75 % par an pour les États américains au cours de la période comprise entre 1880 et 1988. L'équation qu'ils estiment s'écrit comme suit :

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{i, t_0+T}}{y_{i, t_0}}\right) = a - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T}\right) \cdot \log(y_{i, t_0}) + u_t \quad (5)$$

où la convergence se fait autour d'un certain état stationnaire à un taux fixe β^8 .

Cette méthodologie a toutefois reçu sa part de critiques. Par exemple, s'inspirant des travaux de Hotelling (1933), Friedman (1992) soutient que ce type de régression est entaché du problème classique du retour à la moyenne. En appliquant cette méthodologie, il a aussi démontré que, contrairement à ce qu'on aurait pensé intuitivement, les résultats varient selon qu'on utilise le revenu initial ou le revenu de fin de période. Dans le même ordre d'idées, Quah (1993) compare les résultats de ces tests à ceux de Galton (1883) concernant la taille des pères et de leurs fils. Celui-ci avait observé que les pères de taille supérieure à la moyenne avaient des fils de taille supérieure à la moyenne. Cependant, l'écart entre la taille des fils et la taille moyenne était moins grand que l'écart entre la taille de leurs pères et la taille moyenne. L'inverse est aussi vrai pour les pères de plus petite taille. Toutefois, Galton avait également observé que malgré cette tendance à «régresser» vers la moyenne, la distribution statistique portant sur la taille pour l'ensemble de la population ne change pas d'une génération à une autre, de sorte qu'il semble improbable qu'un jour

8. Voir Barro et Sala-i-Martin (1990, p. 2 à 17).

tous les garçons aient la même taille. Quah conclut donc que l'obtention d'une relation négative entre la croissance moyenne du revenu par habitant et son niveau initial ne constitue pas une preuve de l'existence de la convergence.

Par ailleurs, l'application de cette méthode aux provinces canadiennes ne permet que huit degrés de liberté, ce qui est évidemment très peu. Nous en limiterons donc l'utilisation à une simple vérification des résultats obtenus dans les études antérieures portant sur les provinces canadiennes. Pour ce faire, nous n'estimerons que l'équation linéaire, c'est-à-dire l'équation (4) de la présente étude. Nous mettrons plus d'emphasis sur la seconde méthodologie décrite ci-après.

3.2 Tendances des écarts

Cette méthode utilise des données présentées sous forme de séries chronologiques et examine les écarts qui existent entre les niveaux du PIB réel par habitant de chacune des provinces et celui de la province dite «meneuse», c.-à-d. celle qui montre le plus haut niveau de PIB réel par habitant. Si ces écarts ont tendance à diminuer dans le temps, on dira qu'il y a un certain rattrapage qui s'opère entre les niveaux de PIBRH des différentes provinces. Il semble plus approprié de parler de rattrapage plutôt que de convergence au sens strict dans le cadre de cette méthode.

Certains travaux antérieurs utilisent la cointégration pour tester la présence de la convergence⁹. Ce type d'analyse s'effectue en deux étapes. La première consiste à examiner la relation suivante :

$$Y_{i,t} = \mu + \gamma \cdot Y_{j,t} + v_{i,t} \quad (6)$$

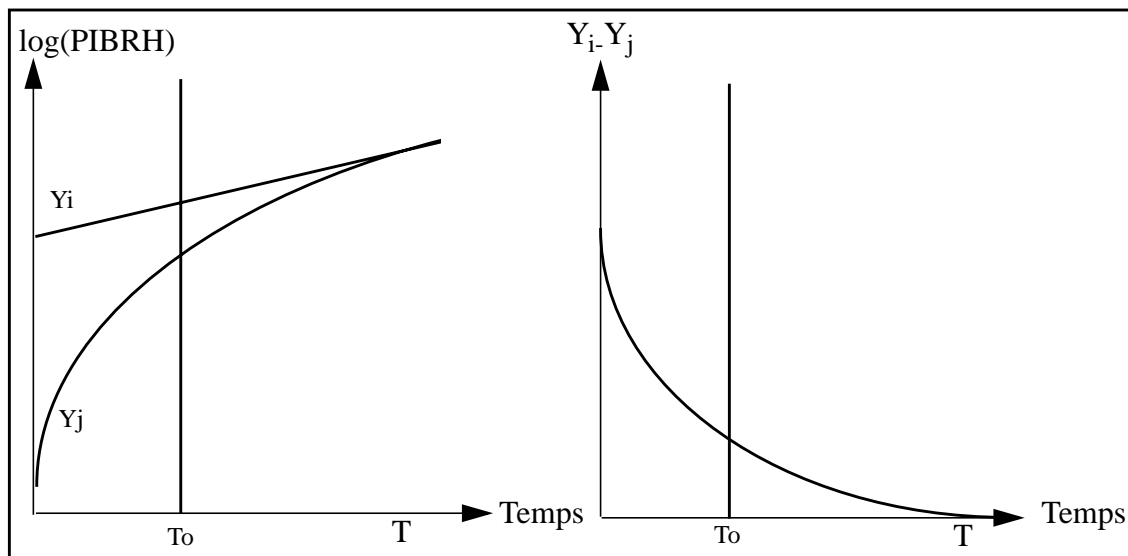
où $Y_{i,t}$ représente le niveau logarithmique de PIBRH dans la province «i» au temps «t», tandis que $Y_{j,t}$ symbolise celui de la province «j» au temps «t». D'après cette méthode, une condition nécessaire de la convergence tient au fait que $v_{i,t}$ est stationnaire en niveau, c.-à-d. que les variables $Y_{i,t}$ et $Y_{j,t}$ devraient être cointégrées. De plus, cette méthode exige aussi que l'écart entre $Y_{i,t}$ et $Y_{j,t}$ soit stationnaire, c.-à-d. que dans l'équation suivante :

9. Voir entre autres Bernard (1991) et Bernard et Durlauf (1991).

$$Y_{i,t} = Y_{j,t} + \vartheta_{i,t} \quad (7)$$

$\vartheta_{i,t}$ soit stationnaire en niveau. Il est indispensable, selon cette méthode, que les deux conditions énumérées ci-haut soient respectées. En effet, si une paire de séries de PIBRH satisfait aux exigences de l'équation (6) mais pas à celles de l'équation (7), les séries seront cointégrées, mais leurs niveaux de long terme ne seront pas égaux, comme l'exige l'hypothèse de la convergence selon cette méthode.

Cependant, lorsqu'on examine les deux graphiques ci-dessous, qui présentent un cas hypothétique de convergence, on constate que ce test, dans sa version actuelle, ne répond pas exactement à la question que nous posons dans le cadre de la présente étude. Considérons d'abord le graphique de gauche, qui illustre une situation où la province «j» rattrape une autre province, «i», dont le PIBRH était plus élevé au début de la période. Le rattrapage est complet à la période «T». Toutefois, l'échantillon que l'on étudie s'arrête à la période T_0 , et la suite n'est évidemment pas connue. Si l'on applique l'équation (7) à ces données, on se rend compte que les résidus ne sont pas stationnaires entre le début de la période et T_0 . En fait, les résidus affichent plutôt une tendance décroissante au cours de cette période, comme l'illustre bien le graphique de droite ci-dessous.



Pour obtenir des résidus stationnaires, comme l'exige cette méthode, il faudrait se situer beaucoup plus près de la période «T», voire même bien au-delà de celle-ci. Ainsi, dans sa version actuelle, ce test tente plutôt de déterminer si la convergence est déjà atteinte à T_0 , et non si nous sommes sur la voie de la convergence. Cette version du test serait sans doute plus appropriée si notre point de départ était un équilibre ou s'il se situait autour d'un équilibre. Comme ce n'est probablement pas le cas ici, nous utilisons un autre genre de test en examinant plutôt si les résidus des séries provenant de l'équation (7) affichent une tendance à la baisse. Plus précisément, nous considérons que le graphique de droite ci-haut correspond mieux à une équation de la forme :

$$Y_{i,t} - Y_{j,t} = \alpha \cdot e^{-\delta t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (8)$$

où la différence entre les niveaux logarithmiques du PIBRH des provinces «i» et «j» décrit une fonction de type exponentielle décroissante. Le terme α représente la constante, tandis que le coefficient δ indique la pente de la courbe du graphique de droite ci-haut. Plus δ est élevé, plus l'écart entre les PIBRH des provinces «i» et «j» se rétrécit rapidement. L'ampleur du coefficient δ est tout à fait indépendante de celle du coefficient α . On considère qu'il y a rattrapage entre les provinces «i» et «j» si le coefficient δ est positif et significatif du point de vue statistique.

Toutefois, avant de vérifier si les écarts de production et de productivité entre les différentes provinces répondent bien à l'équation (8), nous devons déterminer quelles sont les provinces qui jouent le rôle de «meneur» pour chacune des mesures retenues. Pour les données du PIBRH et de la PMO, nous utilisons une moyenne pondérée de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. Même si l'Alberta présente les niveaux les plus élevés de PIBRH et de PMO (voir Graphiques 1 et 2), nous croyons, compte tenu de l'évolution plutôt particulière des données de cette province, qu'il est préférable d'utiliser une moyenne pondérée des provinces occupant les trois premières places. En ce qui a trait aux données de la PTF, c'est l'Ontario qui est utilisé comme «meneur» (voir Graphique 3).

4 Résultats

4.1 Régression de type Barro

Les résultats associés à l'utilisation de la régression de type Barro sont présentés au Tableau 2.

TABLEAU 2 Test de convergence effectué sur le PIBRH, la PMO et la PTF à l'aide de l'équation (4)

| | (1) PIBRH 1966-1992 | (2) PMO 1966-1992 | (3) PTF 1966-1992 |
|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
| B | -0,244 | -0,473 | -0,058 |
| Stat-T | -2,9 | -5,6 | -0,4* |
| Constante | 2,81 | 1,69 | 0,42 |
| Stat-T | 3,7 | 7,9 | 1,9 |
| R ² -ajusté | 0,46 | 0,772 | -0,104 |
| Éc.-type | 0,065 | 0,048 | 0,116 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

Afin de permettre la comparaison des résultats, le test de convergence a été effectuée sur la période allant de 1966 à 1992. La première colonne révèle que la relation entre la croissance moyenne et le niveau initial du PIBRH est effectivement négative au cours de cette période. Ce résultat indique qu'il y a un certain degré de convergence en matière de PIBRH parmi les provinces canadiennes. D'autre part, nous avons également estimé, dans le cadre d'expériences non publiées dans la présente étude, le moindre carré non linéaire proposé par Barro et Sala-i-Martin (1990, 1991 et 1992). Cet exercice nous a révélé un taux de convergence de 0,9 % du PIBRH entre 1961 et 1992. Ce taux est semblable à celui que Coulombe et Lee ont obtenu pour la période 1961-1991, soit 1,05 %. Nous avons aussi constaté que le taux de convergence s'accroît passablement lorsque l'on exclut l'Alberta de l'analyse, pour passer à 1,3 %. De plus, l'évaluation de la convergence au cours de chacune des trois dernières décennies révèle que celle-ci a été particulièrement rapide au cours des années 80.

La seconde colonne du Tableau 2 estime cette même relation pour les données de la PMO par province; elle révèle une convergence apparemment plus rapide de la PMO que celle du PIBRH¹⁰. En effet, le coefficient de la variable B s'élève à -0,473 pour les données de la PMO, tandis qu'il ne s'élève qu'à -0,244 pour les données du PIBRH. En ce qui a trait à l'analyse de la convergence des données de la PTF, le coefficient B de l'équation (4) s'avère non significatif sur le plan statistique, ce qui signifie un rejet de l'hypothèse de la convergence. Ce résultat semble signifier que la convergence s'explique surtout par la mobilité de la main-d'œuvre entre les provinces canadiennes. En effet, si l'on considère les données de la croissance du PIB des différentes provinces (à ne pas confondre avec les PIB par habitant utilisés jusqu'ici), on observe que les provinces les plus riches au début de la période étudiée sont celles qui ont les taux moyens de croissance du PIB les plus élevés. Cependant, comme ces provinces affichent également un taux moyen de croissance démographique beaucoup plus élevé que les provinces moins riches, en partie à cause de l'arrivée massive d'immigrants d'autres provinces et/ou d'autres pays, il se produit un rattrapage sur le plan du PIBRH, les provinces les moins riches se rapprochant des provinces les plus riches. Comme Helliwell (1994) le mentionne, il est possible que cet afflux d'immigrants défavorise la productivité de la main-d'œuvre de la province d'accueil, alors qu'il favorise celle de leur province d'origine, ce qui pourrait expliquer la forte convergence de la PMO obtenue. De plus, l'argument du modèle néoclassique présenté précédemment et voulant que les régions les moins riches soient plus attrayantes pour les investisseurs ne semble pas tenir. En effet, les données ne montrent pas de corrélation significative entre le taux de croissance moyen du stock de capital des différentes provinces et leur niveau initial de PIBRH.

Il est probable que la non-convergence des données de la PTF s'explique par le fait que ces données sont compilées sans qu'on accorde d'importance à la notion de capital humain. L'inclusion de ce troisième facteur de production dans la fonction de production de type Cobb-Douglas utilisée dans l'équation (2) peut changer le résultat obtenu pour la variable «a» (PTF)¹¹. Il est toutefois important de noter que cette non-convergence des données de la PTF n'enlève rien

10. Lee et Coulombe (1993) obtiennent également une convergence plus rapide pour la productivité de la main-d'œuvre que pour le PIB réel par habitant entre 1966 et 1992.

11. Voir à ce sujet Mankiw, Romer et Weil (1990), Barro et Sala-i-Martin (1992) et Cozier et Selody (1992).

au résultat de convergence du PIB par habitant, c.-à-d. qu'il n'est pas nécessaire que les niveaux de technologie des différentes provinces convergent pour que les niveaux du PIB par habitant convergent. En fait, on peut même soutenir que le caractère strict de l'hypothèse de la convergence est davantage présent dans les données de la PTF, puisque celles-ci sont fortement influencées par la dotation en ressources naturelles de chaque province.

Enfin, il est intéressant de se demander si Friedman (1992) a raison lorsqu'il soutient que les résultats de ces tests varient selon que l'on utilise le niveau de revenu au début ou à la fin de la période étudiée. Nous avons donc refait l'estimation de l'équation (4) sur le PIBRH en utilisant le niveau de 1992 au lieu de celui de 1966¹². Tout comme Friedman, nous avons obtenu un coefficient pour la variable B qui est non significatif sur le plan statistique. Ce résultat vient obscurcir celui obtenu à l'aide du niveau initial de PIBRH dans l'équation (4), ce qui indique que l'on peut douter de la justesse des résultats obtenus à l'aide de cette méthodologie.

4.2 Tendances des écarts

Les estimations de l'équation (8) faites avec les données du PIBRH sont reproduites ci-après, au Tableau 3. L'analyse s'effectue à l'aide du niveau logarithmique du PIBRH de notre «meneur», lequel est donné par la moyenne pondérée des PIBRH de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. On obtient ensuite les écarts en soustrayant tour à tour du PIBRH de notre «meneur» le PIBRH de chacune des autres provinces. À l'exception de la Saskatchewan, toutes les provinces ont un coefficient δ positif et significatif, ce qui indique qu'elles se rapprochent de notre «meneur». De plus, si l'on considère que le résultat de la Saskatchewan est significatif à un niveau de 80 %, on peut soutenir que toutes les provinces moins riches ont opéré un rattrapage sur le plan du PIBRH au cours de la période 1961-1992; ceci est compatible avec le résultat de la régression de type Barro, qui indiquait une convergence du PIBRH des provinces canadiennes. On note toutefois que les écarts de PIBRH observés sur la période précédente demeurent un élément explicatif important des écarts observés durant la période courante dans la plupart des provinces.

12. Les résultats de cette régression ne sont pas publiés dans la présente étude.

Ce résultat semble indiquer que le processus de convergence ne s'opère que très lentement. Nous verrons plus loin qu'il en va de même pour les données de la PMO et de la PTF.

TABEAU 3 Estimation de l'équation (8) avec les données du PIBRH

| Variable | $Y_{lead} - Y_{tn}$ | $Y_{lead} - Y_{pei}$ | $Y_{lead} - Y_{ns}$ | $Y_{lead} - Y_{nb}$ |
|--------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| α | 0,506 | 0,175 | 0,157 | 0,126 |
| Stat-T | (3,9) | (2,0) | (3,0) | (1,4)* |
| δ | 0,008 | 0,016 | 0,009 | 0,021 |
| Stat-T | (5,0) | (2,5) | (3,2) | (2,7) |
| $(Y_{lead} - Y_j)_{t-1}$ | 0,267 | 0,764 | 0,647 | 0,815 |
| Stat-T | (1,5)* | (5,8) | (5,2) | (6,0) |
| R^2 -ajusté | 0,605 | 0,828 | 0,74 | 0,92 |
| Éc.-type | 0,035 | 0,028 | 0,016 | 0,023 |
| Dur.-Wat. | 2,01 | 2,07 | 2,16 | 1,48 |

TABEAU 3 (suite)

| Variable | $Y_{lead} - Y_{qué}$ | $Y_{lead} - Y_{man}$ | $Y_{lead} - Y_{sas}$ |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| α | 0,078 | 0,123 | 0,165 |
| Stat-T | (2,2) | (2,6) | (3,6) |
| δ | 0,007 | 0,009 | 0,01 |
| Stat-T | (2,1) | (2,8) | (1,5)* |
| $(Y_{lead} - Y_j)_{t-1}$ | 0,697 | 0,543 | 0,25 |
| Stat-T | (5,1) | (3,2) | (1,4)* |
| R^2 -ajusté | 0,706 | 0,594 | 0,137 |
| Éc.-type | 0,011 | 0,016 | 0,046 |
| Dur.-Wat. | 1,74 | 1,40 | 1,66 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

D'autre part, les résidus obtenus de l'estimation de l'équation (8) se sont avérés stationnaires pour la plupart des écarts étudiés. De plus, la majorité des cas où on ne pouvait rejeter l'hypothèse de racine unitaire étaient en fait des cas limites. Nous supposons donc que, de façon générale, les résidus associés à l'estimation de l'équation (8) sont stationnaires.

Le Tableau 4 ci-après contient les résultats associés à l'estimation de l'équation (8) effectuée avec les données de la PMO. Dans nos calculs, nous avons utilisé, en guise de «meneur», une moyenne pondérée de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. Ce tableau révèle que cinq des sept provinces ont opéré, par rapport à notre «meneur», un rattrapage significatif au

chapitre de la PMO. De plus, ces résultats semblent appuyer l'idée d'une convergence plus rapide, sur le plan de la PMO, suggérée par la régression de type Barro, puisque les coefficients δ s'avèrent passablement plus élevés au Tableau 4 qu'au Tableau 3. Seules Terre-Neuve et le Québec ne montrent pas de rattrapage significatif en matière de PMO. Ainsi, si l'on suppose que l'argument invoqué précédemment est juste, à savoir que la convergence de la PMO pourrait être attribuée en partie à la mobilité de la main-d'œuvre, il est probable que cet élément soit moins important dans ces deux provinces que dans les autres. Ceci pourrait être particulièrement vrai dans le cas du Québec, étant donné le facteur linguistique.

TABLEAU 4 Estimation de l'équation (8) avec les données de la PMO

| Variable | $PMO_{lead} - PMO_{tn}$ | $PMO_{lead} - PMO_{pei}$ | $PMO_{lead} - PMO_{ns}$ | $PMO_{lead} - PMO_{nb}$ |
|------------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| α | 0,147 | 0,402 | 0,104 | 0,268 |
| Stat-T | (2,9) | (3,0) | (2,1) | (2,7) |
| δ | 0,004 | 0,026 | 0,023 | 0,035 |
| Stat-T | (0,6)* | (7,2) | (3,2) | (11,3) |
| $(PMO_{lead} - PMO_j)_{t-1}$ | 0,334 | 0,412 | 0,636 | 0,437 |
| Stat-T | (1,8) | (2,1) | (3,9) | (2,2) |
| R ² -ajusté | 0,076 | 0,866 | 0,784 | 0,95 |
| Éc.-type | 0,038 | 0,033 | 0,018 | 0,016 |
| Dur.-Wat. | 1,99 | 1,85 | 1,59 | 1,82 |

TABLEAU 4 (suite)

| Variable | $PMO_{lead} - PMO_{qué}$ | $PMO_{lead} - PMO_{man}$ | $PMO_{lead} - PMO_{sas}$ |
|------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| α | 0,027 | 0,15 | 0,337 |
| Stat-T | (0,8)* | (2,6) | (6,2) |
| δ | 0,017 | 0,027 | 0,049 |
| Stat-T | (0,6)* | (5,7) | (8,7) |
| $(PMO_{lead} - PMO_j)_{t-1}$ | 0,821 | 0,478 | 0,184 |
| Stat-T | (6,1) | (2,5) | (1,3)* |
| R ² -ajusté | 0,856 | 0,848 | 0,855 |
| Éc.-type | 0,016 | 0,016 | 0,026 |
| Dur.-Wat. | 2,28 | 1,54 | 2,32 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

Finalement, le Tableau 5 reprend l'équation (8) et l'applique aux données de la PTF. Rappelons que cet exercice est effectué en considérant, non pas une moyenne, mais une province «meneuse», à savoir l'Ontario. Les résultats sont plutôt contraires à ceux obtenus à l'aide de la régression du type Barro, puisque pas moins de six des neuf provinces affichent un résultat favorable à la convergence. De plus, Terre-Neuve présente un résultat qui frôle un seuil acceptable de signification. Le Québec et l'Alberta demeurent donc les seules provinces à ne pas présenter un rattrapage significatif de la PTF par rapport à l'Ontario. L'Alberta affiche même un agrandissement de l'écart, qui pourrait être causé en partie par la quantité relativement importante de capital utilisé pour l'exploration du pétrole et du gaz naturel. Comme il a été mentionné précédemment, ce capital met parfois beaucoup de temps à générer des bénéfices.

Le résultat général obtenu à l'aide des estimations de l'équation (8) nous invite donc à interpréter avec prudence les résultats des régressions du type Barro, qui rejettent la présence de la convergence dans les données de la PTF.

TABLEAU 5 Estimation de l'équation (8) avec les données de la PTF

| Variable | $PTF_{ont} - PTF_{tn}$ | $PTF_{ont} - PTF_{pei}$ | $PTF_{ont} - PTF_{ns}$ | $PTF_{ont} - PTF_{nb}$ | $PTF_{ont} - PTF_{qué}$ |
|-----------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| α | 0,322 | 0,26 | 0,068 | 0,129 | 0,027 |
| Stat-T | (3,7) | (2,6) | (2,9) | (1,9) | (1,1)* |
| δ | 0,004 | 0,04 | 0,058 | 0,028 | 0,01 |
| Stat-T | (1,2)* | (7,6) | (3,3) | (5,1) | (0,5)* |
| $(PTF_{ont} - PTF_j)_{t-1}$ | 0,25 | 0,502 | 0,615 | 0,708 | 0,8 |
| Stat-T | (1,2)* | (2,8) | (4,3) | (4,8) | (6,0) |
| R ² -ajusté | 0,069 | 0,917 | 0,787 | 0,939 | 0,807 |
| Éc.-type | 0,036 | 0,029 | 0,018 | 0,016 | 0,014 |
| Dur.-Wat. | 1,84 | 1,77 | 1,674 | 1,68 | 1,74 |

TABLEAU 5 (suite)

| Variable | $PTF_{ont} - PTF_{man}$ | $PTF_{ont} - PTF_{sas}$ | $PTF_{ont} - PTF_{alb}$ | $PTF_{ont} - PTF_{bc}$ |
|-----------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| α | 0,156 | 0,844 | 0,124 | 0,139 |
| Stat-T | (2,0) | (6,5) | (1,9) | (3,1) |
| δ | 0,024 | 0,009 | -0,007 | 0,021 |
| Stat-T | (5,3) | (9,4) | (-1,9) | (5,5) |
| $(PTF_{alb} - PTF_j)_{t-1}$ | 0,662 | 0,123 | 0,811 | 0,545 |
| Stat-T | (3,9) | (0,9)* | (8,6) | (3,7) |
| R ² -ajusté | 0,927 | 0,827 | 0,822 | 0,864 |

TABLEAU 5 (suite)

| Variable | $PTF_{ont} - PTF_{man}$ | $PTF_{ont} - PTF_{sas}$ | $PTF_{ont} - PTF_{alb}$ | $PTF_{ont} - PTF_{bc}$ |
|-----------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| Éc.-type | 0,017 | 0,027 | 0,017 | 0,014 |
| Dur.-Wat. | 1,71 | 2,06 | 1,61 | 2,0 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

5 Conclusion

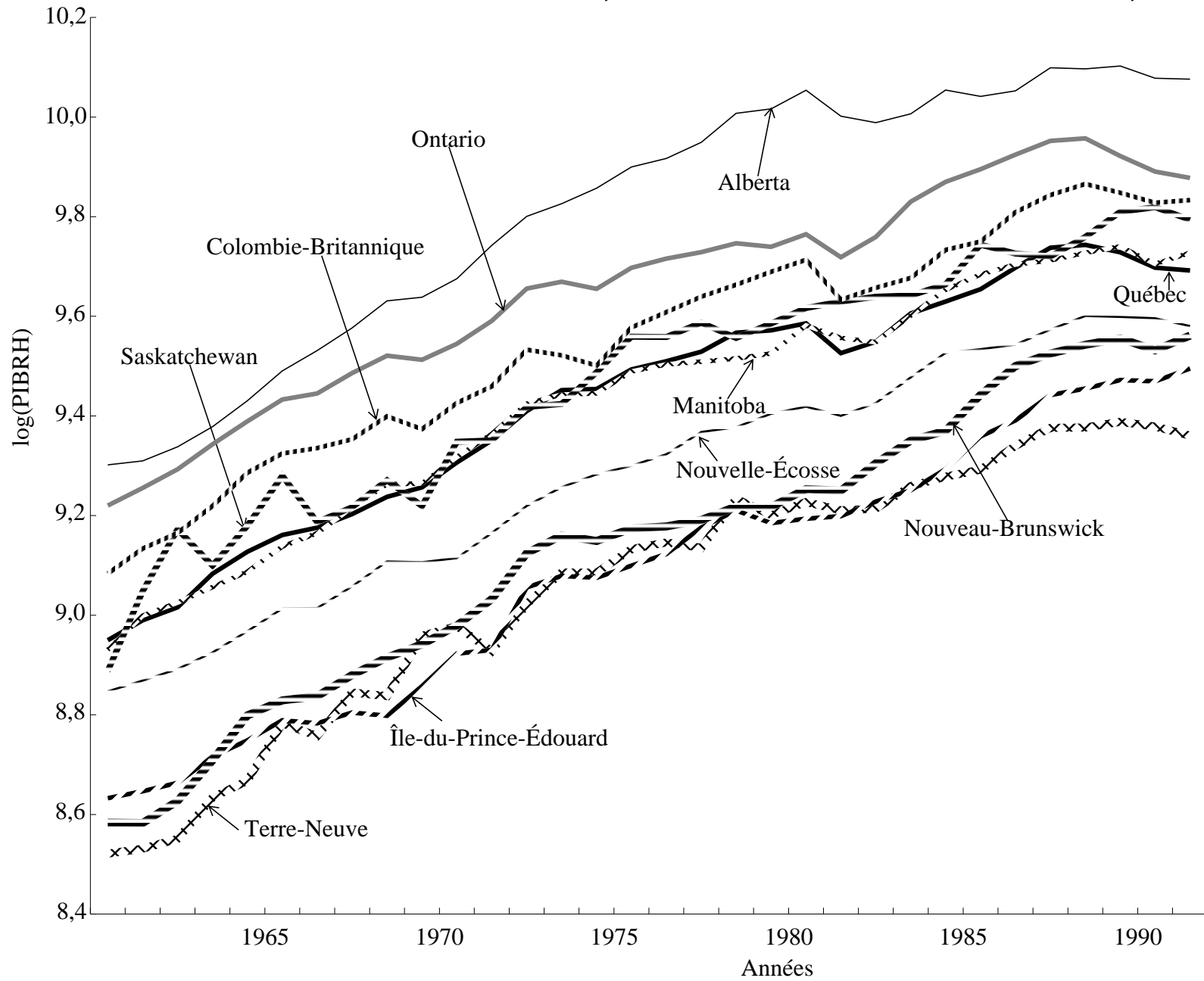
Le but de cette étude était d'examiner si l'hypothèse de convergence s'applique aux provinces canadiennes. Il a été démontré, à l'aide de deux méthodologies distinctes, que l'on ne peut rejeter l'hypothèse de convergence tant en ce qui concerne le PIB réel par habitant que la productivité des facteurs de production entre 1966 et 1992. Les résultats de la présente étude viennent donc renforcer ceux publiés dans des études du même genre, soit Coulombe et Lee (1993), Lee et Coulombe (1993) et Helliwell (1994). L'utilisation d'une seconde méthode a permis d'écarter certaines critiques adressées à la méthodologie utilisée par ces auteurs et elle n'altère en rien leur conclusion principale.

L'étude a également montré, tout comme Lee et Coulombe (1993), que la convergence de la productivité de la main-d'œuvre se faisait plus rapidement que celle du PIB réel par habitant. L'examen plus détaillé que nous permet la seconde méthode nous a toutefois révélé que Terre-Neuve et le Québec n'ont pas montré de rattrapage significatif en matière de productivité de la main-d'œuvre au cours de la période étudiée, ce qui pourrait signifier une moins grande mobilité de la main-d'œuvre de ces provinces. Finalement, bien que la première méthode indique qu'il n'y a pas eu de convergence en matière de productivité totale des facteurs, la seconde montre un rattrapage significatif de la part d'une majorité de provinces par rapport au niveau de la productivité de l'Ontario. En fait, on peut considérer que seuls le Québec et l'Alberta n'affichent pas un rattrapage significatif sur le plan de la productivité totale des facteurs. Dans le cas de l'Alberta, l'écart s'est même accentué.

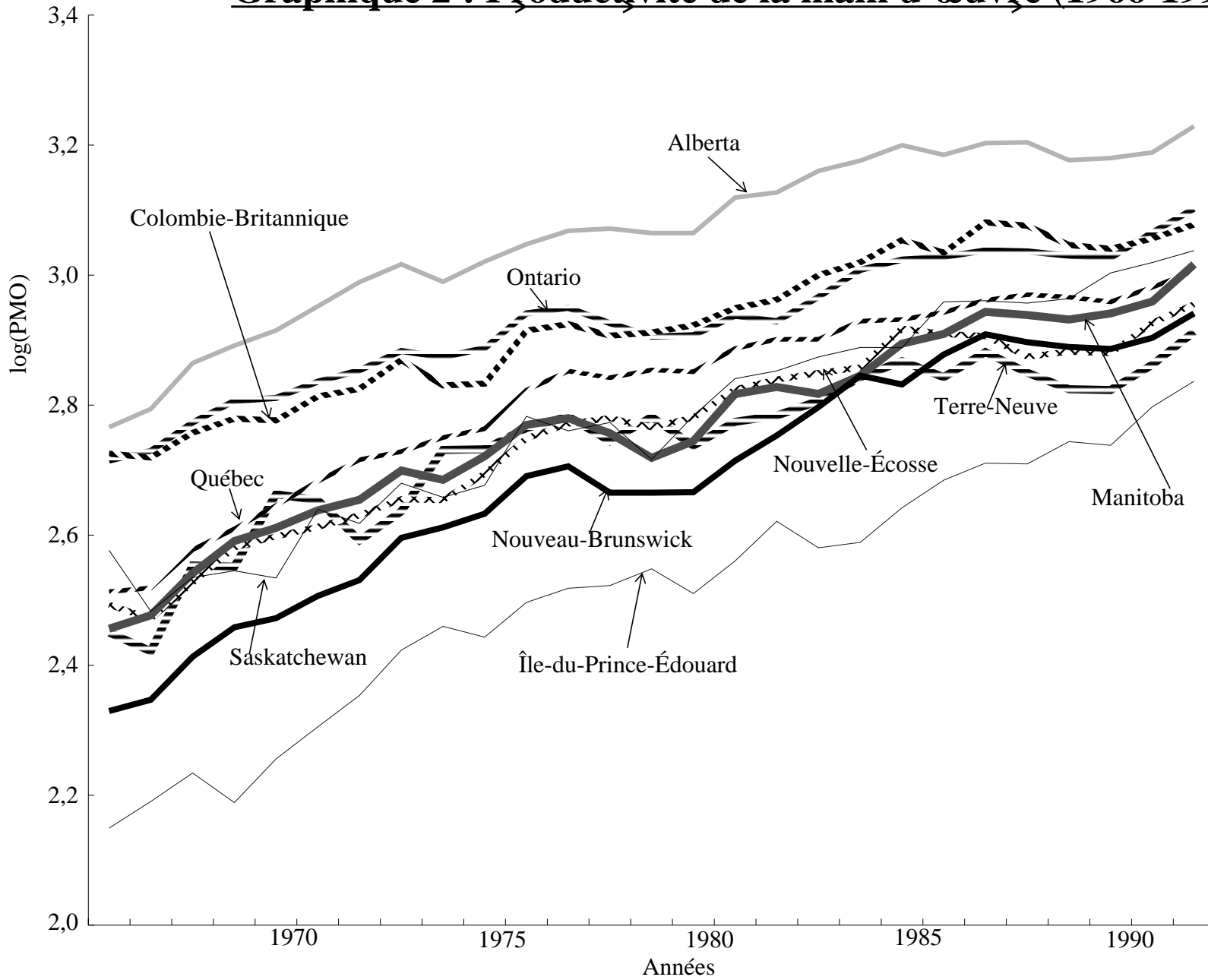
L'étude laisse plusieurs sujets en suspens : les raisons qui expliquent la convergence entre les provinces canadiennes; le rôle qu'ont pu jouer les différents paliers de gouvernements dans la convergence; sa désirabilité, etc. On peut également se demander si la dernière récession, qui s'est manifestée à des degrés différents d'une province à l'autre, a pu avoir un impact sur les résultats

de l'étude. Il pourrait donc être intéressant de réexaminer cette question dans quelques années. Malheureusement, les données du PIB réel par province que Statistique Canada vient de publier ne pourront être utilisées dans le cadre d'un tel exercice, puisque la période couverte n'est pas suffisamment longue pour satisfaire les exigences d'une étude sérieuse sur la convergence.

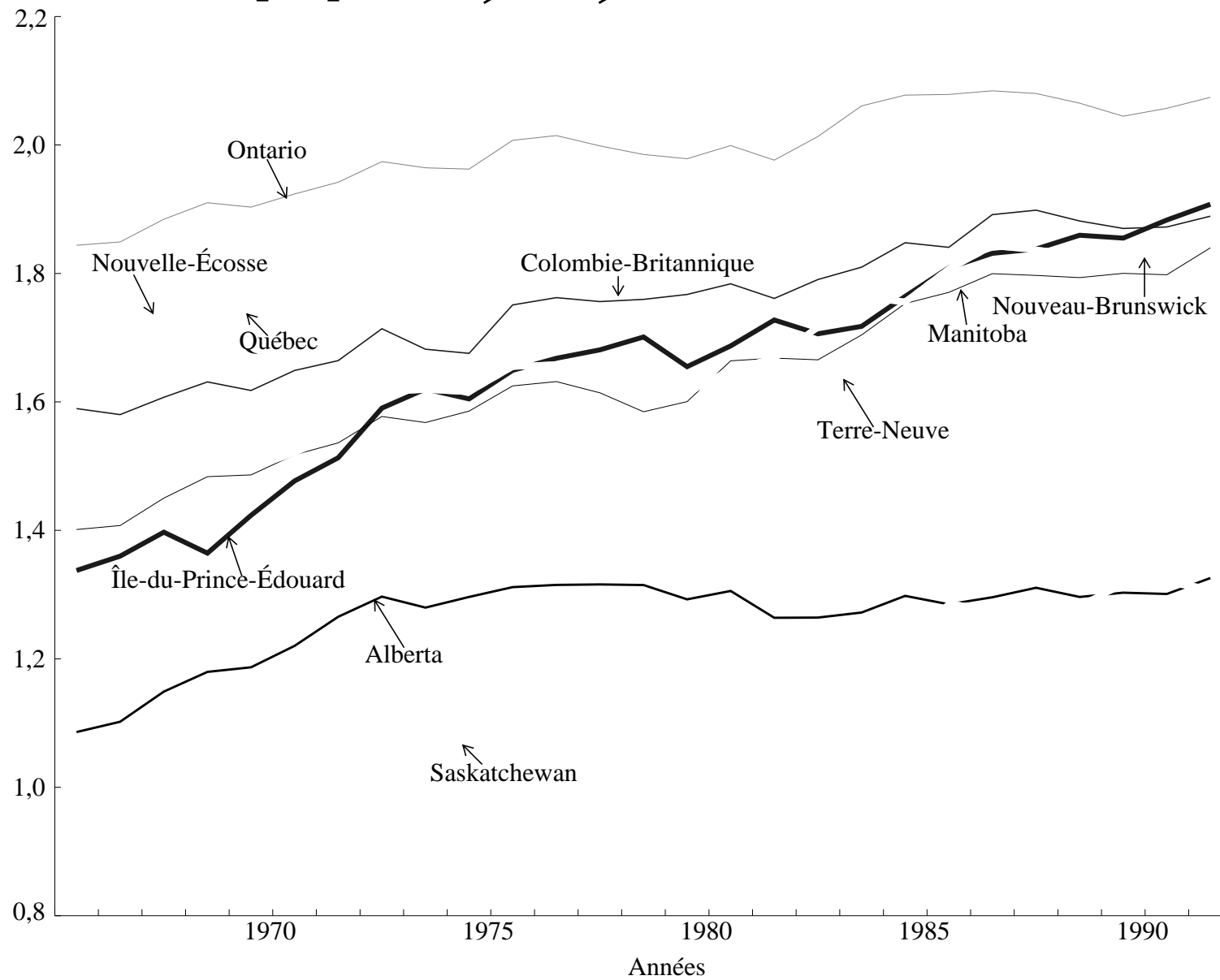
Graphique 1 : Evolution du PIBRH (1961-1992)

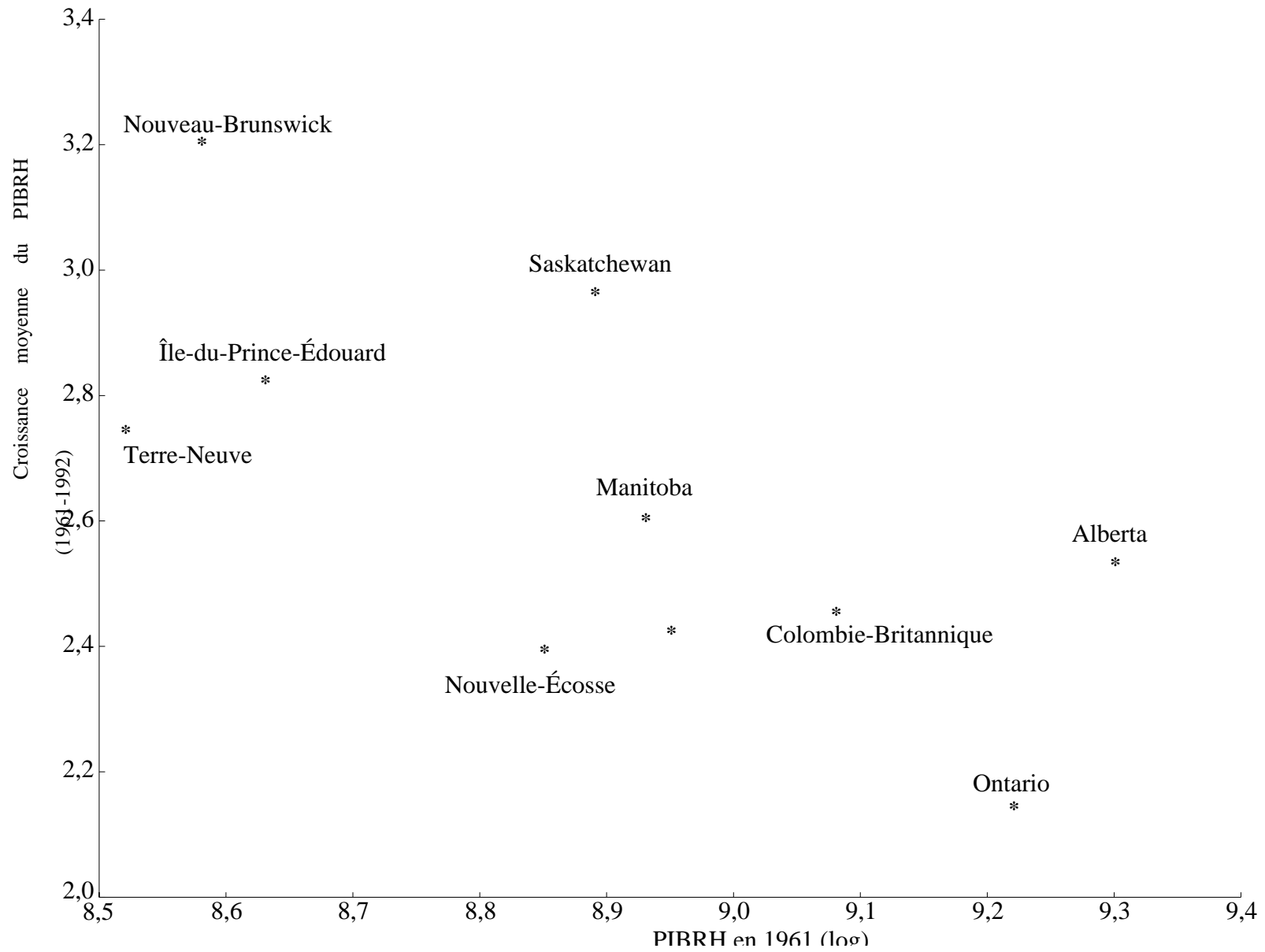


Graphique 2 : Productivité de la main d'œuvre (1966-1992)



Graphique 5 : Produit vte totale des facteurs (1966-1992)





Annexe

Quelques définitions :

- 1) PIBR = PIB (dollars constants de 1986), données du Conference Board (disponibles sur demande)
- 2) $PIBRH_i = (PIBR_i / population_i)$
- 3) PMO = PIBR/(emploi*heures), où les heures sont les données des heures effectivement travaillées; elles ont été compilées à partir de la publication n° 71-001 de Statistique Canada.
- 4) $ptf = pibr - [\alpha \cdot (emploi \cdot heures)] - [(1 - \alpha) \cdot k]$ où k, le stock de capital total de chaque province, nous a été fourni par Statistique Canada; il peut être obtenu sur demande.

Tableau 1 : Mnémonique de Cansim

| | Population (1961 - 1992) | Emploi (1966 - 1992) |
|-----------------------|-----------------------------|-------------------------|
| Terre-Neuve | epop2 | d44970 |
| Île-du-Prince-Édouard | epop3 | d44991 |
| Nouvelle-Écosse | epop4 | d45012 |
| Nouveau-Brunswick | epop5 | d45033 |
| Québec | epop6 | d45054 |
| Ontario | epop7 | d45075 |
| Manitoba | epop8 | d45096 |
| Saskatchewan | epop9 | d45117 |
| Alberta | epop10 | d45138 |
| Colombie-Britannique | epop11 | d45159 |
| Canada | epop1 | d44949 |

Bibliographie

- Abramovitz, M. (1986), «Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind», *Journal of Economic History*, juin 1986, vol.46, n° 2, p. 385-406.
- Abramovitz, M. (1990), «The Catch Up Factor in Postwar Economic Growth», *Economic Inquiry*, janvier 1990, vol. 28, n° 1, p. 1-18.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1990), «Economic Growth and Convergence across the United States», *NBER Working Paper Series* (n° 3419), août 1990.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1991), «Convergence across States and Regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991 n° 1, p. 107-158.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 1992, vol. 100, n° 2, p. 223-251.
- Baumol, W. J. (1986), «Productivity Growth, Convergence and Welfare : What the Long-Run Data Show», *American Economic Review*, vol. 76 (décembre), p. 1072-85.
- Baumol, W. J. et E. N. Wolff (1988), «Productivity Growth, Convergence and Welfare : Reply», *American Economic Review*, vol. 78 (décembre), p. 1155-1159.
- Baumol, W. J., S. A. B. Blackman et E. N. Wolff (1989), *Productivity and American Leadership: The Long View*, Cambridge, Mass.; MIT PRESS.
- Bernard, A. B. (1991), «Empirical Implications of the Convergence Hypothesis», *Center for Economic Policy Research*, Publication n° 239, janvier 1991.
- Bernard, A. B. et S. N. Durlauf (1991), «Convergence of International Output Movements», *NBER Working Paper Series* (n° 3717), mai 1991.
- Carlino, G. A. et L. O. Mills (1990), *Persistence and Convergence in Relative Regional Incomes*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper n° 90-23.
- Carlino, G. A. et L. O. Mills (1993), «Are U.S. Regional Income Converging?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, p. 335-346.
- Coulombe, S. et F. C. Lee (1993), *Regional Economic Disparities in Canada*, Université d'Ottawa, Département de sciences économiques, Cahiers de recherche n° 9317E.
- Cozier, B. et J. Selody (1992), *Inflation and Macroeconomic Performance : Some Cross-Country Evidence*, Banque du Canada, Working Paper 92-6, novembre 1992.
- Day, K. (1989), *Regional Disparities in Wage and Unemployment Rates in Canada : A Review of Some Issues*, Banque du Canada, Rapport Technique n° 51, avril 1989.
- De Long, J. B. (1988), «Productivity Growth, Convergence, and Welfare : Comment», *American Economic Review*, vol. 78, p. 1138-1151.

- Dowrick, S. et D.-T. Nguyen (1989), «OECD Comparative Economic Growth 1950-85 : Catch-Up and Convergence», *American Economic Review*, décembre 1989, vol. 79, n° 5, p. 1010-1030.
- Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris et Z. Zhang (1994), «Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries», *American Economic Review*, mars 1994, vol. 84, n° 1, p. 66-83.
- Friedman, M. (1992), «Do Old Fallacies Ever Die?», *Journal of Economic Literature*, décembre 1992, vol. 30, p. 2129-2132.
- Galton, F. (1883), «Family Likeness in Stature», *Proceedings of the Royal Society of London*, 1886, p. 42-72.
- Helliwell, J. F. (1994), «Convergence and Migration Among Provinces», *PEAP Policy Study* 94-2, février 1994.
- Hotelling, H. (1933), «Review of : The Triumph of Mediocrity in Business, by Horace Secrist», *Journal of the American Statistic Association*, décembre 1933, 28 (184), p.463-65.
- Lee, F. C. et S. Coulombe (1993), *Regional Productivity Convergence in Canada*, Université d'Ottawa, Département de sciences économiques, Cahiers de recherche n° 9318E.
- Mansell, R. L. et L. Copithorne (1986), *Canadian Regional Economic Disparities : A Survey*, tiré de «Disparities and Inter-regional Adjustment», ed. Kenneth Norrie, p. 1-51.
- Mankiw, N. G., D. Romer et D. N. Weil (1990), «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *NBER Working Paper Series* (n° 3541), décembre 1990.
- McInnis, M. (1968), «The Trend of Regional Income Differentials in Canada», *Canadian Journal of Economics*, 1968 no. 1, p.440-470.
- Quah, D. (1993), *Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper n° 820, juillet 1993.
- Romer, P. M. (1990), «Endogenous Technological Change», *Journal of Political Economy*, octobre 1990, p. S71-S102.

Documents de travail de la Banque du Canada

1994

- | | | |
|-------|--|--|
| 94-1 | Optimum Currency Areas and Shock Asymmetry: A Comparison of Europe and the United States | N. Chamie, A. DeSerres et R. Lalonde |
| 94-2 | A Further Analysis of Exchange Rate Targeting in Canada | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 94-3 | The Term Structure and Real Activity in Canada | B. Cozier et G. Tkacz |
| 94-4 | An Up-to-Date and Improved BVAR Model of the Canadian Economy | D. Racette, J. Raynauld et C. Sigouin |
| 94-5 | Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey | A. Côté |
| 94-6 | The Dynamic Behaviour of Canadian Imports and the Linear- Quadratic Model: Evidence Based on the Euler Equation | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 94-7 | L'endettement du secteur privé au Canada : un examen macroéconomique | J.-F. Fillion |
| 94-8 | An Empirical Investigation into Government Spending and Private Sector Behaviour | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 94-9 | Symétrie des chocs touchant les régions canadiennes et choix d'un régime de change | A. DeSerres et R. Lalonde |
| 94-10 | Les provinces canadiennes et la convergence : une évaluation empirique | M. Lefebvre |

1993

(On peut encore se procurer les études de 1993 non mentionnées ci-dessous.)

- | | | |
|-------|--|----------------------------------|
| 93-10 | The Dynamic Demand for Money in Germany, Japan and the United Kingdom | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 93-11 | Modèles indicateurs du PIB réel pour quatre pays d'Europe et le Japon | P. Gruhn et P. St-Amant |
| 93-12 | Zones monétaires optimales : cas du Mexique et des États-Unis | R. Lalonde et P. St-Amant |
| 93-13 | Is Productivity Exogenous over the Cycle?: Some Canadian Evidence on the Solow Residual | B. Cozier et R. Gupta |
| 93-14 | Certainty of Settlement and Loss Allocation with a Minimum of Collateral | W. Engert |
| 93-15 | Oil Prices and the Rise and Fall of the U.S. Real Exchange Rate | R. A. Amano et S. van Norden |

Pour se procurer un exemplaire d'une étude publiée par la Banque du Canada, s'adresser à la :

Diffusion des publications,
Banque du Canada,
234, rue Wellington,
Ottawa, Ontario K1A 0G9

Document de travail 94-10 / Working Paper 94-10

**Les provinces canadiennes et la convergence :
une évaluation empirique**

Mario Lefebvre

Banque du Canada



Bank of Canada

Novembre 1994

**Les provinces canadiennes et la convergence :
une évaluation empirique**

Mario Lefebvre

Département des Recherches

Banque du Canada

Ottawa, Ontario, Canada

K1A-0G9

Téléphone : (613) 782-7683

Télécopieur : (613) 782-7163

Internet : mlefebvre@bank-banque-canada.ca

Les opinions exprimées dans cette étude sont celles de l'auteur et n'engagent pas

la Banque du Canada.

Remerciements

Cette étude a bénéficié des nombreuses conversations que j'ai eues à la Banque sur le sujet avec différents collègues, notamment Tiff Macklem et Steve Poloz. Je voudrais également remercier, sans toutefois engager leur responsabilité, Bernard Bonin, Pierre Duguay, Chantal Dupasquier, Irene Ip, Dinah Maclean, Brian O'Reilly, David Rose et Gerald Stuber. Mitch Dawson, Joanne Hui et Pamela Tisdale ont pour leur part fourni une assistance technique de grande qualité. Nous adressons également nos remerciements à Eddy Cavé pour sa contribution à la rédaction de l'étude. J'assume pleinement la responsabilité de toute erreur ou omission qu'on pourrait déceler dans le document.

ISSN 1192-5434

ISBN 0-662-21475-7

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Table des matières

| | |
|--|----|
| Résumé/Abstract..... | v |
| 1. Introduction | 1 |
| 2. Description des données utilisées | 4 |
| 2.1 PIB réel par habitant | 4 |
| 2.2 Productivité des facteurs | 4 |
| 3. Méthodologies utilisées | 6 |
| 3.1 Régression du type Barro..... | 6 |
| 3.2 Tendance des écarts..... | 9 |
| 4. Résultats | 12 |
| 4.1 Régression du type Barro..... | 12 |
| 4.2 Tendance des écarts..... | 14 |
| 5. Conclusion | 19 |
| Graphiques | 21 |
| Annexe | 25 |
| Bibliographie | 27 |

Résumé

Cette étude a pour but de déterminer si l'hypothèse de convergence économique s'applique aux provinces canadiennes. En utilisant les données du produit intérieur brut réel par habitant et de la productivité des facteurs de production entre 1966 et 1992, l'étude montre, à l'aide de deux méthodes distinctes, que l'on ne peut rejeter cette hypothèse. Ce résultat confirme les conclusions auxquelles sont parvenus d'autres auteurs qui ont examiné le phénomène de la convergence entre les provinces canadiennes. La première méthode utilisée consiste à estimer la relation qui existe entre la croissance moyenne et le niveau initial du PIB réel par habitant. Se fondant entre autres sur le problème classique du retour à la moyenne, certains chercheurs ont reproché à cette méthode de ne pas tester adéquatement l'hypothèse de la convergence. La deuxième méthode, quant à elle, consiste à examiner la tendance des écarts observés entre, d'une part, le niveau du PIB réel par habitant et de la productivité dans les provinces les plus riches et, d'autre part, le niveau de chacune de ces deux variables dans les autres provinces. L'étude se distingue de celles qui ont été réalisées jusqu'ici sur le sujet par l'utilisation de la deuxième méthode, qui, en plus de contourner les critiques mentionnées ci-dessus, nous a permis d'examiner séparément le comportement de chaque province.

Abstract

This paper examines whether the hypothesis of economic convergence holds for the Canadian provinces. Using data on real gross domestic product per capita and on factor productivity from 1966 to 1992, the paper shows, using two different methods, that the convergence hypothesis cannot be rejected. This evidence supports the findings of other authors who have studied convergence among Canadian provinces. The first method estimates the relationship between the average growth rate in real per capita GDP and its initial level. In part because of the classic problem of regression towards the mean, it has been argued that this method is not suitable for testing the convergence hypothesis. The second method examines the trend in gaps in real per capita GDP and productivity between the richest provinces and the other provinces. It is the use of this method that distinguishes our work from previous studies, since it allows us not only to avoid some of the criticisms mentioned above, but also to examine developments in each province separately.

1 Introduction

L'existence de disparités régionales au Canada en matière de revenu par habitant a déjà fait l'objet d'un grand nombre d'études¹. Toutefois, on se demande encore si ces disparités se sont atténuées au fil des ans et si elles peuvent être éliminées à la longue. La présente étude tente notamment de répondre à ces questions.

Partant de l'hypothèse selon laquelle les capitaux et la technologie circulent librement entre les différents pays, le modèle de croissance néoclassique stipule que les niveaux de revenu dans le monde convergent dans le temps. Le raisonnement est le suivant. Puisque les pays les moins riches présentent des niveaux de salaires réels relativement bas, le taux de rendement du capital y est relativement élevé, ce qui implique des déplacements de capitaux, qui vont des pays plus riches vers les moins riches. Au fur et à mesure que ce processus d'ajustement s'effectue, les salaires réels dans les pays moins riches devraient augmenter pour s'approcher du niveau observé dans les pays plus riches.

Un autre argument favorable à la convergence est bien résumé dans Färe et al. (1994). Cet argument veut que les pays qui affichent un niveau initial de productivité relativement faible profitent de l'aspect «bien public» de la technologie pour rattraper ceux où la productivité est plus élevée. Cela pourrait expliquer en partie la croissance relativement lente de la productivité aux États-Unis par rapport au Japon au cours des années 60 et 70.

Déjà plusieurs auteurs, dont Abramovitz (1986 et 1990), Baumol (1986), Baumol et Wolff (1988) ainsi que Baumol et al. (1989) avaient observé empiriquement le phénomène de la convergence des niveaux de revenu par habitant au sein des pays membres de l'OCDE. Utilisant ces mêmes pays, Dowrick et Nguyen (1989) ont démontré qu'il y avait un certain rattrapage dans l'évolution de la productivité totale des facteurs dans ces pays à partir de 1950. D'autres études, par exemple celles de Barro et Sala-i-Martin (1990, 1991 et 1992), de même que celles de Carlino et Mills (1990 et 1993) ont démontré l'existence de la convergence entre les différents États américains.

1. Voir entre autres McInnis (1968), Mansell et Copithorne (1986) et Day (1989).

D'autres auteurs ont toutefois critiqué l'hypothèse de convergence. Par exemple, De Long (1988) et Romer (1990) soutiennent que la convergence ne s'obtient que si l'échantillon utilisé est biaisé, c.-à-d. qu'il ne contient que des pays développés. D'ailleurs, Mankiw, Romer et Weil (1990), qui ont utilisé un échantillon contenant à la fois des pays moins bien nantis et de très riches, ont obtenu un résultat de convergence non significatif sur le plan statistique. Cela pourrait en partie être dû au fait que les pays les moins riches sont aussi ceux dont la croissance est la plus lente.

Le but de la présente étude consiste à déterminer si l'hypothèse de la convergence s'applique aux provinces canadiennes. La vérification s'effectuera tant au niveau du PIB réel par habitant qu'au niveau de la productivité des facteurs de production. Il faut noter au départ que l'analyse économique de la convergence entre les régions d'un même pays diffère d'une analyse de la convergence entre pays, en ce sens qu'à l'intérieur d'un pays, et en particulier au Canada, on retrouve des politiques de redistribution, qui peuvent favoriser la convergence du revenu par habitant. De même, la convergence entre les régions d'un même pays devrait s'effectuer plus facilement, puisque la technologie et les capitaux circulent plus rapidement entre elles qu'entre différents pays.

Il existe déjà quelques études sur la convergence entre les provinces canadiennes. Par exemple, Coulombe et Lee (1993) obtiennent un résultat favorable à la convergence pour plusieurs mesures du revenu et de la production par habitant sur la période allant de 1961 à 1991. Cependant, leur étude indique qu'il n'y a aucune preuve de la convergence avant la Deuxième Guerre mondiale et que la convergence observée depuis le début des années 60 serait surtout due à des fluctuations favorables des termes de l'échange et à des paiements de transfert. Ils concluent donc que la convergence des économies régionales n'est pas nécessairement la règle au Canada.

Dans Lee et Coulombe (1993), il est démontré qu'entre 1966 et 1992, il y a eu convergence de la productivité de la main-d'œuvre entre les provinces canadiennes. Qui plus est, la convergence de la productivité s'est faite à un rythme plus rapide que celui du revenu par habitant. En fait, les auteurs arrivent à la conclusion que ce qui ralentit la convergence des niveaux de revenu par habitant, ce sont les écarts constants que l'on observe entre les taux de chômage des différentes provinces. Ils ajoutent qu'il serait sans doute avantageux de faciliter les ajustements du marché du

travail en éliminant certaines distorsions régionales comme celles qu'on observe dans le programme actuel d'assurance-chômage.

Helliwell (1994) présente des résultats favorables à la convergence du PIB réel par habitant sur la période allant de 1961 à 1989. Cependant, contrairement à Coulombe et Lee (1993), Helliwell obtient également un certain degré de convergence pour la période 1926-1960. Ce résultat donne à penser que la convergence n'aurait pas été accélérée ou ralentie par les politiques de développement régional ou les paiements de transfert observés depuis le début des années 60. Finalement, Helliwell constate qu'il est difficile d'estimer avec précision la part de la migration interprovinciale dans le processus de convergence des provinces canadiennes.

Les trois études mentionnées ci-haut utilisent toutes la même méthodologie pour détecter la convergence. Celle-ci consiste à estimer, à l'aide de données en coupes transversales et pour une période donnée, la relation qui existe entre la croissance moyenne du PIB par habitant des différentes provinces et le niveau initial du PIB de celles-ci. Si cette relation est négative, il y a convergence, puisqu'un signe négatif signifie que les provinces les moins riches au début de la période ont affiché une croissance moyenne plus rapide que les provinces les plus riches au cours de la période². Mais comme nous le verrons plus loin, cette méthodologie a fait l'objet de certaines critiques, ce qui nous a amené à tester l'hypothèse de convergence à l'aide d'une autre méthode. Cette dernière utilise des séries chronologiques pour examiner la tendance des écarts de PIB réels par habitant entre les provinces les plus riches et les autres. Si ces écarts diminuent dans le temps, on peut conclure qu'il y a effectivement convergence³. Helliwell (1994) utilise aussi une méthodologie semblable à celle-ci lorsqu'il compare les tendances des variations de revenus des diverses provinces. Notre méthodologie diffère de celle de Helliwell, puisqu'elle permet de voir séparément la progression de chacune des provinces.

2. Comme il a été mentionné dans Quah (1993), ce genre de régression est maintenant associé au nom de Barro, qui en est un des principaux utilisateurs. Nous la désignerons dans la suite du texte par l'expression «régression du type Barro».

3. Pour alléger le texte, nous ferons référence à cette méthodologie en utilisant l'expression «tendance des écarts».

La présente étude se poursuit ainsi : la prochaine section décrit les données utilisées, tandis que la troisième expose en détail les deux méthodologies. La quatrième section présente les résultats et la dernière dresse certaines conclusions.

2 Description des données utilisées

2.1 PIB réel par habitant

Dans son évaluation de la convergence, la présente étude utilise d'abord les données annuelles des PIB provinciaux au coût des facteurs et en dollars constants pour la période comprise entre 1961 et 1992⁴. Nous divisons ces données par la population de la province concernée pour obtenir des données du PIB réel par habitant (ci-après PIBRH). Les données du PIBRH sont utilisées sous la forme logarithmique.

Le Graphique 1 présente l'évolution du PIBRH dans chacune des dix provinces canadiennes. En examinant ce graphique, on constate que l'Alberta a occupé la première place pour l'ensemble de la période étudiée. Cette province montre d'ailleurs une évolution différente de celle des autres, sans doute à cause du fait qu'elle a réagi différemment aux chocs pétroliers des années 70 et 80⁵. L'Ontario et la Colombie-Britannique occupent respectivement les deuxième et troisième places. Par ailleurs, les provinces de l'Atlantique sont celles qui affichent le plus bas niveau de PIBRH sur l'ensemble de la période.

2.2 Productivité des facteurs

Dans un deuxième temps, la présente étude examine si l'hypothèse de convergence s'applique aux données de la productivité de la main-d'œuvre ainsi qu'aux données de la productivité totale des facteurs. La pertinence de cet exercice est bien exposée dans le résumé de l'étude de Lee et Coulombe (1993) qui dit :

4. Ces données nous ont été fournies par le Conference Board du Canada. Voir l'Annexe du texte pour plus de précisions.

5. Voir Day (1989).

«Les données sur la production par tête et par heure travaillée sont des mesures pertinentes pour l'étude de l'évolution des disparités régionales, car, dans un cadre néo-classique caractérisé par la mobilité des facteurs, la capacité productive des facteurs devrait converger dans toutes les régions d'une union économique et politique, et cela en dépit de divergences initiales en dotation.»

L'analyse de la convergence des facteurs de production est effectuée à l'aide de données annuelles couvrant la période comprise entre 1966 et 1992. Elles sont également utilisées sous la forme logarithmique.

La productivité de la main-d'œuvre (ci-après PMO) pour chacune des provinces se calcule tout simplement comme suit :

$$PMO = Y / (N \cdot H) \quad (1)$$

où PMO désigne la productivité de la main-d'œuvre; Y, le PIB réel; N, l'emploi total et H, le nombre d'heures effectivement travaillées au cours de l'année.

Pour sa part, la productivité totale des facteurs (ci-après PTF) dans les différentes provinces est compilée selon la méthode des résidus de Solow. Pour résumer brièvement, considérons la fonction de production de type Cobb-Douglas suivante :

$$Y = A \cdot L^\alpha \cdot K^{(1-\alpha)} \quad (2)$$

où Y représente le niveau de production; A, le niveau de la technologie (ou PTF); L, l'emploi; K, le stock de capital et où α indique la part du revenu total qui revient au facteur travail⁶.

La seule inconnue de cette dernière équation est donc le terme «A». On peut toutefois l'estimer pour chaque province de la façon suivante :

6. L'Annexe fournit quelques précisions sur les différentes données utilisées. En ce qui a trait à α , il faut noter qu'il varie d'une province à l'autre et qu'on l'obtient à l'aide des comptes économiques provinciaux en effectuant le calcul suivant :

rémunération des salariés / (produit intérieur brut provincial aux prix du marché
 — impôts indirects moins subventions
 — revenu net des entreprises individuelles non agricoles incluant les loyers
 — revenu comptable net des exploitants agricoles au titre de la production agricole).

$$a = y - (\alpha \cdot l) - [(1 - \alpha) \cdot k] \quad (3)$$

où l'utilisation des lettres minuscules symbolise la forme logarithmique. Ainsi, l'analyse de la convergence porte sur les valeurs de «a» qu'on a obtenues pour toutes les provinces en utilisant l'équation (3).

Les Graphiques 2 et 3 présentent l'évolution des données de la PMO et de la PTF. Comme pour les données du PIBRH, l'Alberta affiche la plus forte PMO parmi les provinces canadiennes sur l'ensemble de la période. L'Ontario et la Colombie-Britannique occupent à tour de rôle les deuxième et troisième rangs. L'Île-du-Prince-Édouard présente pour sa part la plus faible PMO sur l'ensemble de la période comprise entre 1966 et 1992. En ce qui a trait aux données de la PTF, c'est la province de l'Ontario qui occupe le premier échelon, suivie de la Nouvelle-Écosse et du Québec. La présence de la Nouvelle-Écosse parmi les premières positions en matière de PTF est assez surprenante si l'on considère que cette province occupe le septième rang parmi les provinces canadiennes en matière de PIBRH pour la période 1961-1992. Cependant, le résultat le plus surprenant demeure le faible niveau de PTF qu'affiche l'Alberta. Ce résultat pourrait être en partie lié au capital fixe utilisé pour l'exploration de nouveaux gisements de pétrole et de gaz naturel. Ces investissements, qui comptent pour une part relativement importante du stock de capital de cette province, prennent parfois beaucoup de temps pour générer des bénéfices.

3 Méthodologies utilisées

3.1 Régression de type Barro

Cette méthode fait appel à des données en coupes transversales et examine la relation qui existe entre les deux variables suivantes :

- 1) le niveau de départ (soit celui de 1961) du PIBRH de chaque province, et
- 2) le taux de croissance moyen du PIBRH de chaque province sur l'ensemble de la période (soit 1961-1992)⁷.

7. Comme il a été mentionné précédemment, l'exercice sera aussi exécuté avec les données de la PMO et de la PTF. Pour alléger le texte, nous n'utilisons que le PIBRH dans la description de la méthodologie.

Si la relation entre ces deux variables est négative, c.-à-d. que les provinces les moins riches au début de la période montrent une croissance moyenne généralement plus rapide que les plus riches, on pourra conclure qu'il y a effectivement un certain degré de convergence entre les provinces canadiennes. Le Tableau 1 et le Graphique 4 examinent les deux vecteurs d'observation qui ont été préparés à l'aide des données des provinces canadiennes. Au Tableau 1, les données du PIBRH au début de la période ont été classées selon un ordre croissant, allant de Terre-Neuve, le niveau le plus bas, à l'Alberta, le plus élevé. La corrélation entre ces deux vecteurs d'observation est statistiquement significative et se chiffre à -0,69. Cette corrélation négative est compatible avec l'hypothèse de la convergence. Le Graphique 4 pour sa part semble confirmer la présence d'une relation négative entre ces deux variables.

TABLEAU 1 Comparaison du niveau en 1961 et du taux de croissance moyen du PIBRH des provinces entre 1961 et 1992

| PROVINCE | PIBRH de 1961 (\$ de 1986) | Croissance moyenne de 1961 à 1992 |
|-----------------------|-------------------------------|--------------------------------------|
| TERRE-NEUVE | 5 021 | 2,7 |
| NOUVEAU-BRUNSWICK | 5 344 | 3,2 |
| ÎLE-DU-PRINCE-ÉDOUARD | 5 612 | 2,8 |
| NOUVELLE-ÉCOSSE | 6 955 | 2,4 |
| SASKATCHEWAN | 7 246 | 3,0 |
| MANITOBA | 7 560 | 2,6 |
| QUÉBEC | 7 707 | 2,4 |
| COLOMBIE-BRITANNIQUE | 8 810 | 2,4 |
| ONTARIO | 10 100 | 2,1 |
| ALBERTA | 10 958 | 2,5 |

De manière plus formelle, on peut écrire l'équation suivante :

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}}\right) = A + B \cdot \log(y_{i,t_0}) + u_t \quad (4)$$

où le terme de gauche représente simplement le taux de croissance moyen pour la période comprise entre t_0 et t_0+T (dans notre cas entre 1961 et 1992, donc T est égal à 31), et où $\log(y_{i,t_0})$ représente

le niveau initial de PIBRH de chaque province en termes logarithmiques. Comme il a été mentionné précédemment, on dira qu'il y a convergence si le coefficient B dans cette équation est affecté d'un signe négatif. Baumol (1986) utilise d'ailleurs cette équation pour un groupe de 16 pays et conclut en faveur de la convergence.

Les études récentes de Barro et Sala-i-Martin (1990, 1991 et 1992), qui portent surtout sur la convergence entre les États américains, utilisent une version non linéaire de cette équation et concluent également en faveur de la convergence. L'utilisation des moindres carrés non linéaires leur permet d'estimer la vitesse à laquelle se fait cette convergence. Celle-ci est d'ailleurs estimée à 1,75 % par an pour les États américains au cours de la période comprise entre 1880 et 1988. L'équation qu'ils estiment s'écrit comme suit :

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{i, t_0+T}}{y_{i, t_0}}\right) = a - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T}\right) \cdot \log(y_{i, t_0}) + u_t \quad (5)$$

où la convergence se fait autour d'un certain état stationnaire à un taux fixe β ⁸.

Cette méthodologie a toutefois reçu sa part de critiques. Par exemple, s'inspirant des travaux de Hotelling (1933), Friedman (1992) soutient que ce type de régression est entaché du problème classique du retour à la moyenne. En appliquant cette méthodologie, il a aussi démontré que, contrairement à ce qu'on aurait pensé intuitivement, les résultats varient selon qu'on utilise le revenu initial ou le revenu de fin de période. Dans le même ordre d'idées, Quah (1993) compare les résultats de ces tests à ceux de Galton (1883) concernant la taille des pères et de leurs fils. Celui-ci avait observé que les pères de taille supérieure à la moyenne avaient des fils de taille supérieure à la moyenne. Cependant, l'écart entre la taille des fils et la taille moyenne était moins grand que l'écart entre la taille de leurs pères et la taille moyenne. L'inverse est aussi vrai pour les pères de plus petite taille. Toutefois, Galton avait également observé que malgré cette tendance à «régresser» vers la moyenne, la distribution statistique portant sur la taille pour l'ensemble de la population ne change pas d'une génération à une autre, de sorte qu'il semble improbable qu'un jour

8. Voir Barro et Sala-i-Martin (1990, p. 2 à 17).

tous les garçons aient la même taille. Quah conclut donc que l'obtention d'une relation négative entre la croissance moyenne du revenu par habitant et son niveau initial ne constitue pas une preuve de l'existence de la convergence.

Par ailleurs, l'application de cette méthode aux provinces canadiennes ne permet que huit degrés de liberté, ce qui est évidemment très peu. Nous en limiterons donc l'utilisation à une simple vérification des résultats obtenus dans les études antérieures portant sur les provinces canadiennes. Pour ce faire, nous n'estimerons que l'équation linéaire, c'est-à-dire l'équation (4) de la présente étude. Nous mettrons plus d'emphasis sur la seconde méthodologie décrite ci-après.

3.2 Tendances des écarts

Cette méthode utilise des données présentées sous forme de séries chronologiques et examine les écarts qui existent entre les niveaux du PIB réel par habitant de chacune des provinces et celui de la province dite «meneuse», c.-à-d. celle qui montre le plus haut niveau de PIB réel par habitant. Si ces écarts ont tendance à diminuer dans le temps, on dira qu'il y a un certain rattrapage qui s'opère entre les niveaux de PIBRH des différentes provinces. Il semble plus approprié de parler de rattrapage plutôt que de convergence au sens strict dans le cadre de cette méthode.

Certains travaux antérieurs utilisent la cointégration pour tester la présence de la convergence⁹. Ce type d'analyse s'effectue en deux étapes. La première consiste à examiner la relation suivante :

$$Y_{i,t} = \mu + \gamma \cdot Y_{j,t} + v_{i,t} \quad (6)$$

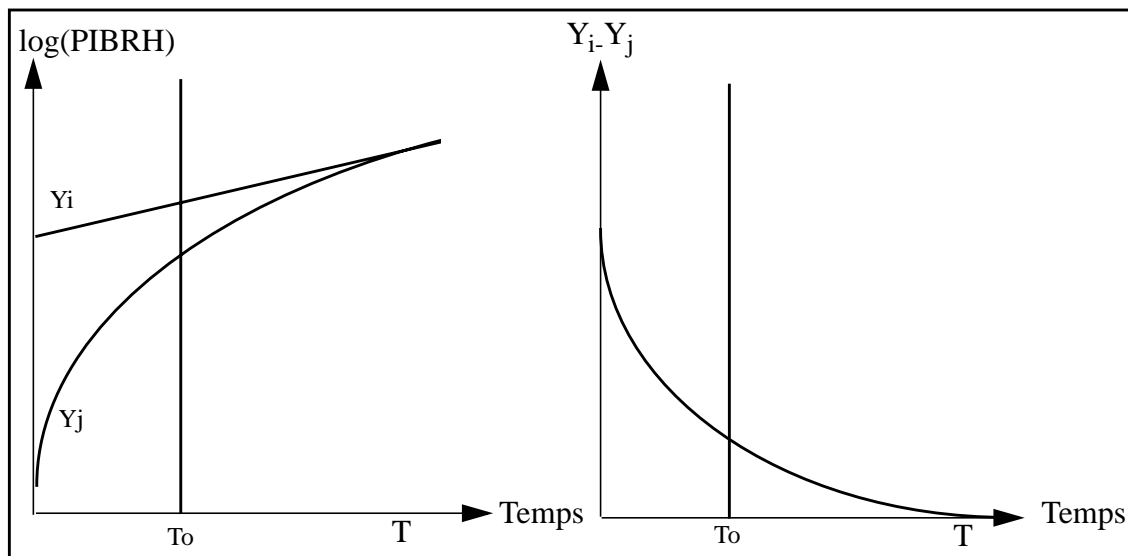
où $Y_{i,t}$ représente le niveau logarithmique de PIBRH dans la province «i» au temps «t», tandis que $Y_{j,t}$ symbolise celui de la province «j» au temps «t». D'après cette méthode, une condition nécessaire de la convergence tient au fait que $v_{i,t}$ est stationnaire en niveau, c.-à-d. que les variables $Y_{i,t}$ et $Y_{j,t}$ devraient être cointégrées. De plus, cette méthode exige aussi que l'écart entre $Y_{i,t}$ et $Y_{j,t}$ soit stationnaire, c.-à-d. que dans l'équation suivante :

9. Voir entre autres Bernard (1991) et Bernard et Durlauf (1991).

$$Y_{i,t} = Y_{j,t} + \vartheta_{i,t} \quad (7)$$

$\vartheta_{i,t}$ soit stationnaire en niveau. Il est indispensable, selon cette méthode, que les deux conditions énumérées ci-haut soient respectées. En effet, si une paire de séries de PIBRH satisfait aux exigences de l'équation (6) mais pas à celles de l'équation (7), les séries seront cointégrées, mais leurs niveaux de long terme ne seront pas égaux, comme l'exige l'hypothèse de la convergence selon cette méthode.

Cependant, lorsqu'on examine les deux graphiques ci-dessous, qui présentent un cas hypothétique de convergence, on constate que ce test, dans sa version actuelle, ne répond pas exactement à la question que nous posons dans le cadre de la présente étude. Considérons d'abord le graphique de gauche, qui illustre une situation où la province «j» rattrape une autre province, «i», dont le PIBRH était plus élevé au début de la période. Le rattrapage est complet à la période «T». Toutefois, l'échantillon que l'on étudie s'arrête à la période T_0 , et la suite n'est évidemment pas connue. Si l'on applique l'équation (7) à ces données, on se rend compte que les résidus ne sont pas stationnaires entre le début de la période et T_0 . En fait, les résidus affichent plutôt une tendance décroissante au cours de cette période, comme l'illustre bien le graphique de droite ci-dessous.



Pour obtenir des résidus stationnaires, comme l'exige cette méthode, il faudrait se situer beaucoup plus près de la période «T», voire même bien au-delà de celle-ci. Ainsi, dans sa version actuelle, ce test tente plutôt de déterminer si la convergence est déjà atteinte à T_0 , et non si nous sommes sur la voie de la convergence. Cette version du test serait sans doute plus appropriée si notre point de départ était un équilibre ou s'il se situait autour d'un équilibre. Comme ce n'est probablement pas le cas ici, nous utilisons un autre genre de test en examinant plutôt si les résidus des séries provenant de l'équation (7) affichent une tendance à la baisse. Plus précisément, nous considérons que le graphique de droite ci-haut correspond mieux à une équation de la forme :

$$Y_{i,t} - Y_{j,t} = \alpha \cdot e^{-\delta t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (8)$$

où la différence entre les niveaux logarithmiques du PIBRH des provinces «i» et «j» décrit une fonction de type exponentielle décroissante. Le terme α représente la constante, tandis que le coefficient δ indique la pente de la courbe du graphique de droite ci-haut. Plus δ est élevé, plus l'écart entre les PIBRH des provinces «i» et «j» se rétrécit rapidement. L'ampleur du coefficient δ est tout à fait indépendante de celle du coefficient α . On considère qu'il y a rattrapage entre les provinces «i» et «j» si le coefficient δ est positif et significatif du point de vue statistique.

Toutefois, avant de vérifier si les écarts de production et de productivité entre les différentes provinces répondent bien à l'équation (8), nous devons déterminer quelles sont les provinces qui jouent le rôle de «meneur» pour chacune des mesures retenues. Pour les données du PIBRH et de la PMO, nous utilisons une moyenne pondérée de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. Même si l'Alberta présente les niveaux les plus élevés de PIBRH et de PMO (voir Graphiques 1 et 2), nous croyons, compte tenu de l'évolution plutôt particulière des données de cette province, qu'il est préférable d'utiliser une moyenne pondérée des provinces occupant les trois premières places. En ce qui a trait aux données de la PTF, c'est l'Ontario qui est utilisé comme «meneur» (voir Graphique 3).

4 Résultats

4.1 Régression de type Barro

Les résultats associés à l'utilisation de la régression de type Barro sont présentés au Tableau 2.

TABLEAU 2 Test de convergence effectué sur le PIBRH, la PMO et la PTF à l'aide de l'équation (4)

| | (1) PIBRH 1966-1992 | (2) PMO 1966-1992 | (3) PTF 1966-1992 |
|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
| B | -0,244 | -0,473 | -0,058 |
| Stat-T | -2,9 | -5,6 | -0,4* |
| Constante | 2,81 | 1,69 | 0,42 |
| Stat-T | 3,7 | 7,9 | 1,9 |
| R ² -ajusté | 0,46 | 0,772 | -0,104 |
| Éc.-type | 0,065 | 0,048 | 0,116 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

Afin de permettre la comparaison des résultats, le test de convergence a été effectuée sur la période allant de 1966 à 1992. La première colonne révèle que la relation entre la croissance moyenne et le niveau initial du PIBRH est effectivement négative au cours de cette période. Ce résultat indique qu'il y a un certain degré de convergence en matière de PIBRH parmi les provinces canadiennes. D'autre part, nous avons également estimé, dans le cadre d'expériences non publiées dans la présente étude, le moindre carré non linéaire proposé par Barro et Sala-i-Martin (1990, 1991 et 1992). Cet exercice nous a révélé un taux de convergence de 0,9 % du PIBRH entre 1961 et 1992. Ce taux est semblable à celui que Coulombe et Lee ont obtenu pour la période 1961-1991, soit 1,05 %. Nous avons aussi constaté que le taux de convergence s'accroît passablement lorsque l'on exclut l'Alberta de l'analyse, pour passer à 1,3 %. De plus, l'évaluation de la convergence au cours de chacune des trois dernières décennies révèle que celle-ci a été particulièrement rapide au cours des années 80.

La seconde colonne du Tableau 2 estime cette même relation pour les données de la PMO par province; elle révèle une convergence apparemment plus rapide de la PMO que celle du PIBRH¹⁰. En effet, le coefficient de la variable B s'élève à -0,473 pour les données de la PMO, tandis qu'il ne s'élève qu'à -0,244 pour les données du PIBRH. En ce qui a trait à l'analyse de la convergence des données de la PTF, le coefficient B de l'équation (4) s'avère non significatif sur le plan statistique, ce qui signifie un rejet de l'hypothèse de la convergence. Ce résultat semble signifier que la convergence s'explique surtout par la mobilité de la main-d'œuvre entre les provinces canadiennes. En effet, si l'on considère les données de la croissance du PIB des différentes provinces (à ne pas confondre avec les PIB par habitant utilisés jusqu'ici), on observe que les provinces les plus riches au début de la période étudiée sont celles qui ont les taux moyens de croissance du PIB les plus élevés. Cependant, comme ces provinces affichent également un taux moyen de croissance démographique beaucoup plus élevé que les provinces moins riches, en partie à cause de l'arrivée massive d'immigrants d'autres provinces et/ou d'autres pays, il se produit un rattrapage sur le plan du PIBRH, les provinces les moins riches se rapprochant des provinces les plus riches. Comme Helliwell (1994) le mentionne, il est possible que cet afflux d'immigrants défavorise la productivité de la main-d'œuvre de la province d'accueil, alors qu'il favorise celle de leur province d'origine, ce qui pourrait expliquer la forte convergence de la PMO obtenue. De plus, l'argument du modèle néoclassique présenté précédemment et voulant que les régions les moins riches soient plus attrayantes pour les investisseurs ne semble pas tenir. En effet, les données ne montrent pas de corrélation significative entre le taux de croissance moyen du stock de capital des différentes provinces et leur niveau initial de PIBRH.

Il est probable que la non-convergence des données de la PTF s'explique par le fait que ces données sont compilées sans qu'on accorde d'importance à la notion de capital humain. L'inclusion de ce troisième facteur de production dans la fonction de production de type Cobb-Douglas utilisée dans l'équation (2) peut changer le résultat obtenu pour la variable «a» (PTF)¹¹. Il est toutefois important de noter que cette non-convergence des données de la PTF n'enlève rien

10. Lee et Coulombe (1993) obtiennent également une convergence plus rapide pour la productivité de la main-d'œuvre que pour le PIB réel par habitant entre 1966 et 1992.

11. Voir à ce sujet Mankiw, Romer et Weil (1990), Barro et Sala-i-Martin (1992) et Cozier et Selody (1992).

au résultat de convergence du PIB par habitant, c.-à-d. qu'il n'est pas nécessaire que les niveaux de technologie des différentes provinces convergent pour que les niveaux du PIB par habitant convergent. En fait, on peut même soutenir que le caractère strict de l'hypothèse de la convergence est davantage présent dans les données de la PTF, puisque celles-ci sont fortement influencées par la dotation en ressources naturelles de chaque province.

Enfin, il est intéressant de se demander si Friedman (1992) a raison lorsqu'il soutient que les résultats de ces tests varient selon que l'on utilise le niveau de revenu au début ou à la fin de la période étudiée. Nous avons donc refait l'estimation de l'équation (4) sur le PIBRH en utilisant le niveau de 1992 au lieu de celui de 1966¹². Tout comme Friedman, nous avons obtenu un coefficient pour la variable B qui est non significatif sur le plan statistique. Ce résultat vient obscurcir celui obtenu à l'aide du niveau initial de PIBRH dans l'équation (4), ce qui indique que l'on peut douter de la justesse des résultats obtenus à l'aide de cette méthodologie.

4.2 Tendances des écarts

Les estimations de l'équation (8) faites avec les données du PIBRH sont reproduites ci-après, au Tableau 3. L'analyse s'effectue à l'aide du niveau logarithmique du PIBRH de notre «meneur», lequel est donné par la moyenne pondérée des PIBRH de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. On obtient ensuite les écarts en soustrayant tour à tour du PIBRH de notre «meneur» le PIBRH de chacune des autres provinces. À l'exception de la Saskatchewan, toutes les provinces ont un coefficient δ positif et significatif, ce qui indique qu'elles se rapprochent de notre «meneur». De plus, si l'on considère que le résultat de la Saskatchewan est significatif à un niveau de 80 %, on peut soutenir que toutes les provinces moins riches ont opéré un rattrapage sur le plan du PIBRH au cours de la période 1961-1992; ceci est compatible avec le résultat de la régression de type Barro, qui indiquait une convergence du PIBRH des provinces canadiennes. On note toutefois que les écarts de PIBRH observés sur la période précédente demeurent un élément explicatif important des écarts observés durant la période courante dans la plupart des provinces.

12. Les résultats de cette régression ne sont pas publiés dans la présente étude.

Ce résultat semble indiquer que le processus de convergence ne s'opère que très lentement. Nous verrons plus loin qu'il en va de même pour les données de la PMO et de la PTF.

TABEAU 3 Estimation de l'équation (8) avec les données du PIBRH

| Variable | $Y_{lead} - Y_{tn}$ | $Y_{lead} - Y_{pei}$ | $Y_{lead} - Y_{ns}$ | $Y_{lead} - Y_{nb}$ |
|--------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| α | 0,506 | 0,175 | 0,157 | 0,126 |
| Stat-T | (3,9) | (2,0) | (3,0) | (1,4)* |
| δ | 0,008 | 0,016 | 0,009 | 0,021 |
| Stat-T | (5,0) | (2,5) | (3,2) | (2,7) |
| $(Y_{lead} - Y_j)_{t-1}$ | 0,267 | 0,764 | 0,647 | 0,815 |
| Stat-T | (1,5)* | (5,8) | (5,2) | (6,0) |
| R^2 -ajusté | 0,605 | 0,828 | 0,74 | 0,92 |
| Éc.-type | 0,035 | 0,028 | 0,016 | 0,023 |
| Dur.-Wat. | 2,01 | 2,07 | 2,16 | 1,48 |

TABEAU 3 (suite)

| Variable | $Y_{lead} - Y_{qué}$ | $Y_{lead} - Y_{man}$ | $Y_{lead} - Y_{sas}$ |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| α | 0,078 | 0,123 | 0,165 |
| Stat-T | (2,2) | (2,6) | (3,6) |
| δ | 0,007 | 0,009 | 0,01 |
| Stat-T | (2,1) | (2,8) | (1,5)* |
| $(Y_{lead} - Y_j)_{t-1}$ | 0,697 | 0,543 | 0,25 |
| Stat-T | (5,1) | (3,2) | (1,4)* |
| R^2 -ajusté | 0,706 | 0,594 | 0,137 |
| Éc.-type | 0,011 | 0,016 | 0,046 |
| Dur.-Wat. | 1,74 | 1,40 | 1,66 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

D'autre part, les résidus obtenus de l'estimation de l'équation (8) se sont avérés stationnaires pour la plupart des écarts étudiés. De plus, la majorité des cas où on ne pouvait rejeter l'hypothèse de racine unitaire étaient en fait des cas limites. Nous supposons donc que, de façon générale, les résidus associés à l'estimation de l'équation (8) sont stationnaires.

Le Tableau 4 ci-après contient les résultats associés à l'estimation de l'équation (8) effectuée avec les données de la PMO. Dans nos calculs, nous avons utilisé, en guise de «meneur», une moyenne pondérée de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. Ce tableau révèle que cinq des sept provinces ont opéré, par rapport à notre «meneur», un rattrapage significatif au

chapitre de la PMO. De plus, ces résultats semblent appuyer l'idée d'une convergence plus rapide, sur le plan de la PMO, suggérée par la régression de type Barro, puisque les coefficients δ s'avèrent passablement plus élevés au Tableau 4 qu'au Tableau 3. Seules Terre-Neuve et le Québec ne montrent pas de rattrapage significatif en matière de PMO. Ainsi, si l'on suppose que l'argument invoqué précédemment est juste, à savoir que la convergence de la PMO pourrait être attribuée en partie à la mobilité de la main-d'œuvre, il est probable que cet élément soit moins important dans ces deux provinces que dans les autres. Ceci pourrait être particulièrement vrai dans le cas du Québec, étant donné le facteur linguistique.

TABLEAU 4 Estimation de l'équation (8) avec les données de la PMO

| Variable | $PMO_{lead} - PMO_{tn}$ | $PMO_{lead} - PMO_{pei}$ | $PMO_{lead} - PMO_{ns}$ | $PMO_{lead} - PMO_{nb}$ |
|------------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| α | 0,147 | 0,402 | 0,104 | 0,268 |
| Stat-T | (2,9) | (3,0) | (2,1) | (2,7) |
| δ | 0,004 | 0,026 | 0,023 | 0,035 |
| Stat-T | (0,6)* | (7,2) | (3,2) | (11,3) |
| $(PMO_{lead} - PMO_j)_{t-1}$ | 0,334 | 0,412 | 0,636 | 0,437 |
| Stat-T | (1,8) | (2,1) | (3,9) | (2,2) |
| R ² -ajusté | 0,076 | 0,866 | 0,784 | 0,95 |
| Éc.-type | 0,038 | 0,033 | 0,018 | 0,016 |
| Dur.-Wat. | 1,99 | 1,85 | 1,59 | 1,82 |

TABLEAU 4 (suite)

| Variable | $PMO_{lead} - PMO_{qué}$ | $PMO_{lead} - PMO_{man}$ | $PMO_{lead} - PMO_{sas}$ |
|------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| α | 0,027 | 0,15 | 0,337 |
| Stat-T | (0,8)* | (2,6) | (6,2) |
| δ | 0,017 | 0,027 | 0,049 |
| Stat-T | (0,6)* | (5,7) | (8,7) |
| $(PMO_{lead} - PMO_j)_{t-1}$ | 0,821 | 0,478 | 0,184 |
| Stat-T | (6,1) | (2,5) | (1,3)* |
| R ² -ajusté | 0,856 | 0,848 | 0,855 |
| Éc.-type | 0,016 | 0,016 | 0,026 |
| Dur.-Wat. | 2,28 | 1,54 | 2,32 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

Finalement, le Tableau 5 reprend l'équation (8) et l'applique aux données de la PTF. Rappelons que cet exercice est effectué en considérant, non pas une moyenne, mais une province «meneuse», à savoir l'Ontario. Les résultats sont plutôt contraires à ceux obtenus à l'aide de la régression du type Barro, puisque pas moins de six des neuf provinces affichent un résultat favorable à la convergence. De plus, Terre-Neuve présente un résultat qui frôle un seuil acceptable de signification. Le Québec et l'Alberta demeurent donc les seules provinces à ne pas présenter un rattrapage significatif de la PTF par rapport à l'Ontario. L'Alberta affiche même un agrandissement de l'écart, qui pourrait être causé en partie par la quantité relativement importante de capital utilisé pour l'exploration du pétrole et du gaz naturel. Comme il a été mentionné précédemment, ce capital met parfois beaucoup de temps à générer des bénéfices.

Le résultat général obtenu à l'aide des estimations de l'équation (8) nous invite donc à interpréter avec prudence les résultats des régressions du type Barro, qui rejettent la présence de la convergence dans les données de la PTF.

TABLERAU 5 Estimation de l'équation (8) avec les données de la PTF

| Variable | $PTF_{ont} - PTF_{tn}$ | $PTF_{ont} - PTF_{pei}$ | $PTF_{ont} - PTF_{ns}$ | $PTF_{ont} - PTF_{nb}$ | $PTF_{ont} - PTF_{qué}$ |
|-----------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| α | 0,322 | 0,26 | 0,068 | 0,129 | 0,027 |
| Stat-T | (3,7) | (2,6) | (2,9) | (1,9) | (1,1)* |
| δ | 0,004 | 0,04 | 0,058 | 0,028 | 0,01 |
| Stat-T | (1,2)* | (7,6) | (3,3) | (5,1) | (0,5)* |
| $(PTF_{ont} - PTF_j)_{t-1}$ | 0,25 | 0,502 | 0,615 | 0,708 | 0,8 |
| Stat-T | (1,2)* | (2,8) | (4,3) | (4,8) | (6,0) |
| R ² -ajusté | 0,069 | 0,917 | 0,787 | 0,939 | 0,807 |
| Éc.-type | 0,036 | 0,029 | 0,018 | 0,016 | 0,014 |
| Dur.-Wat. | 1,84 | 1,77 | 1,674 | 1,68 | 1,74 |

TABLERAU 5 (suite)

| Variable | $PTF_{ont} - PTF_{man}$ | $PTF_{ont} - PTF_{sas}$ | $PTF_{ont} - PTF_{alb}$ | $PTF_{ont} - PTF_{bc}$ |
|-----------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| α | 0,156 | 0,844 | 0,124 | 0,139 |
| Stat-T | (2,0) | (6,5) | (1,9) | (3,1) |
| δ | 0,024 | 0,009 | -0,007 | 0,021 |
| Stat-T | (5,3) | (9,4) | (-1,9) | (5,5) |
| $(PTF_{alb} - PTF_j)_{t-1}$ | 0,662 | 0,123 | 0,811 | 0,545 |
| Stat-T | (3,9) | (0,9)* | (8,6) | (3,7) |
| R ² -ajusté | 0,927 | 0,827 | 0,822 | 0,864 |

TABLEAU 5 (suite)

| Variable | $PTF_{ont} - PTF_{man}$ | $PTF_{ont} - PTF_{sas}$ | $PTF_{ont} - PTF_{alb}$ | $PTF_{ont} - PTF_{bc}$ |
|-----------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| Éc.-type | 0,017 | 0,027 | 0,017 | 0,014 |
| Dur.-Wat. | 1,71 | 2,06 | 1,61 | 2,0 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

5 Conclusion

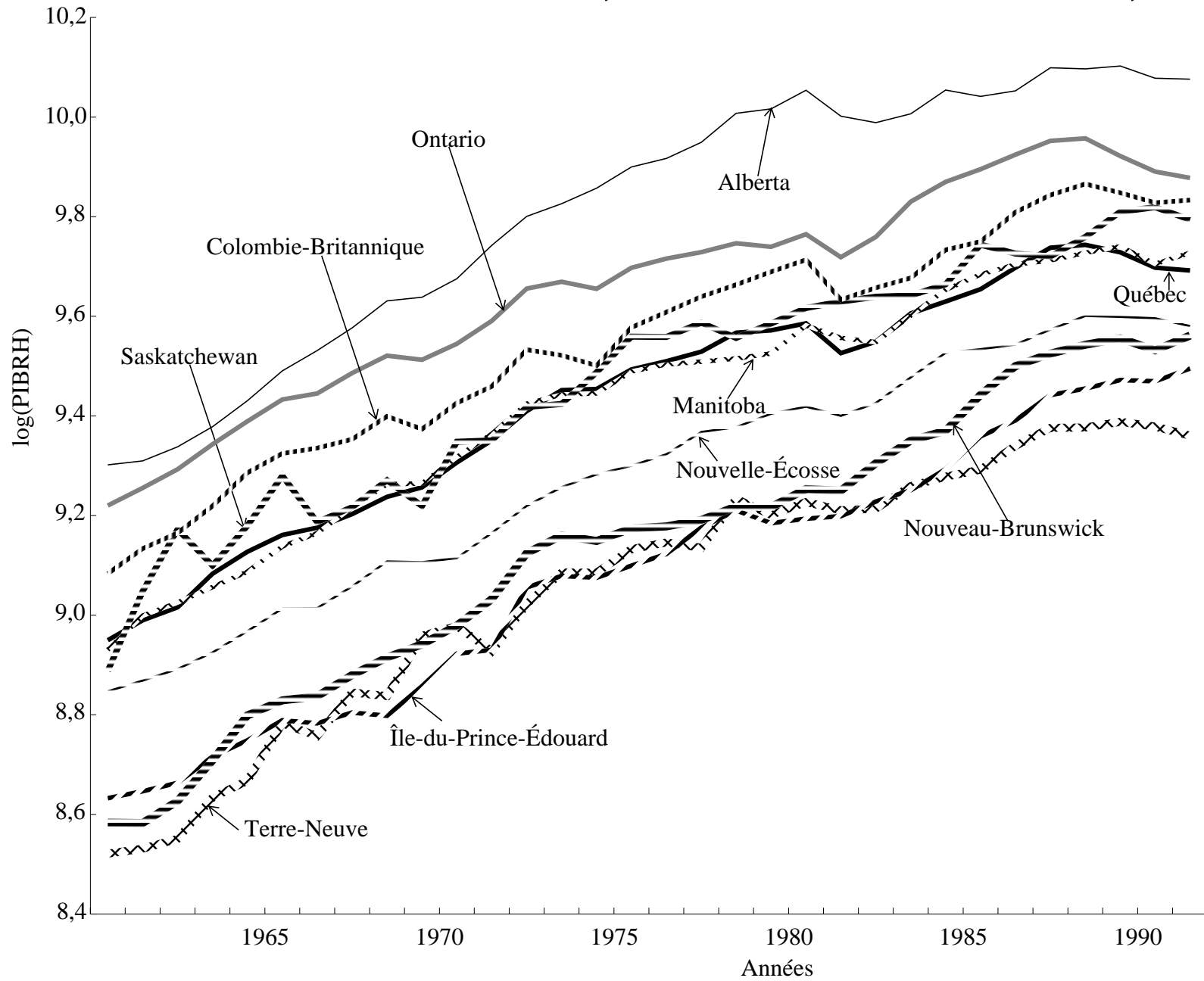
Le but de cette étude était d'examiner si l'hypothèse de convergence s'applique aux provinces canadiennes. Il a été démontré, à l'aide de deux méthodologies distinctes, que l'on ne peut rejeter l'hypothèse de convergence tant en ce qui concerne le PIB réel par habitant que la productivité des facteurs de production entre 1966 et 1992. Les résultats de la présente étude viennent donc renforcer ceux publiés dans des études du même genre, soit Coulombe et Lee (1993), Lee et Coulombe (1993) et Helliwell (1994). L'utilisation d'une seconde méthode a permis d'écarter certaines critiques adressées à la méthodologie utilisée par ces auteurs et elle n'altère en rien leur conclusion principale.

L'étude a également montré, tout comme Lee et Coulombe (1993), que la convergence de la productivité de la main-d'œuvre se faisait plus rapidement que celle du PIB réel par habitant. L'examen plus détaillé que nous permet la seconde méthode nous a toutefois révélé que Terre-Neuve et le Québec n'ont pas montré de rattrapage significatif en matière de productivité de la main-d'œuvre au cours de la période étudiée, ce qui pourrait signifier une moins grande mobilité de la main-d'œuvre de ces provinces. Finalement, bien que la première méthode indique qu'il n'y a pas eu de convergence en matière de productivité totale des facteurs, la seconde montre un rattrapage significatif de la part d'une majorité de provinces par rapport au niveau de la productivité de l'Ontario. En fait, on peut considérer que seuls le Québec et l'Alberta n'affichent pas un rattrapage significatif sur le plan de la productivité totale des facteurs. Dans le cas de l'Alberta, l'écart s'est même accentué.

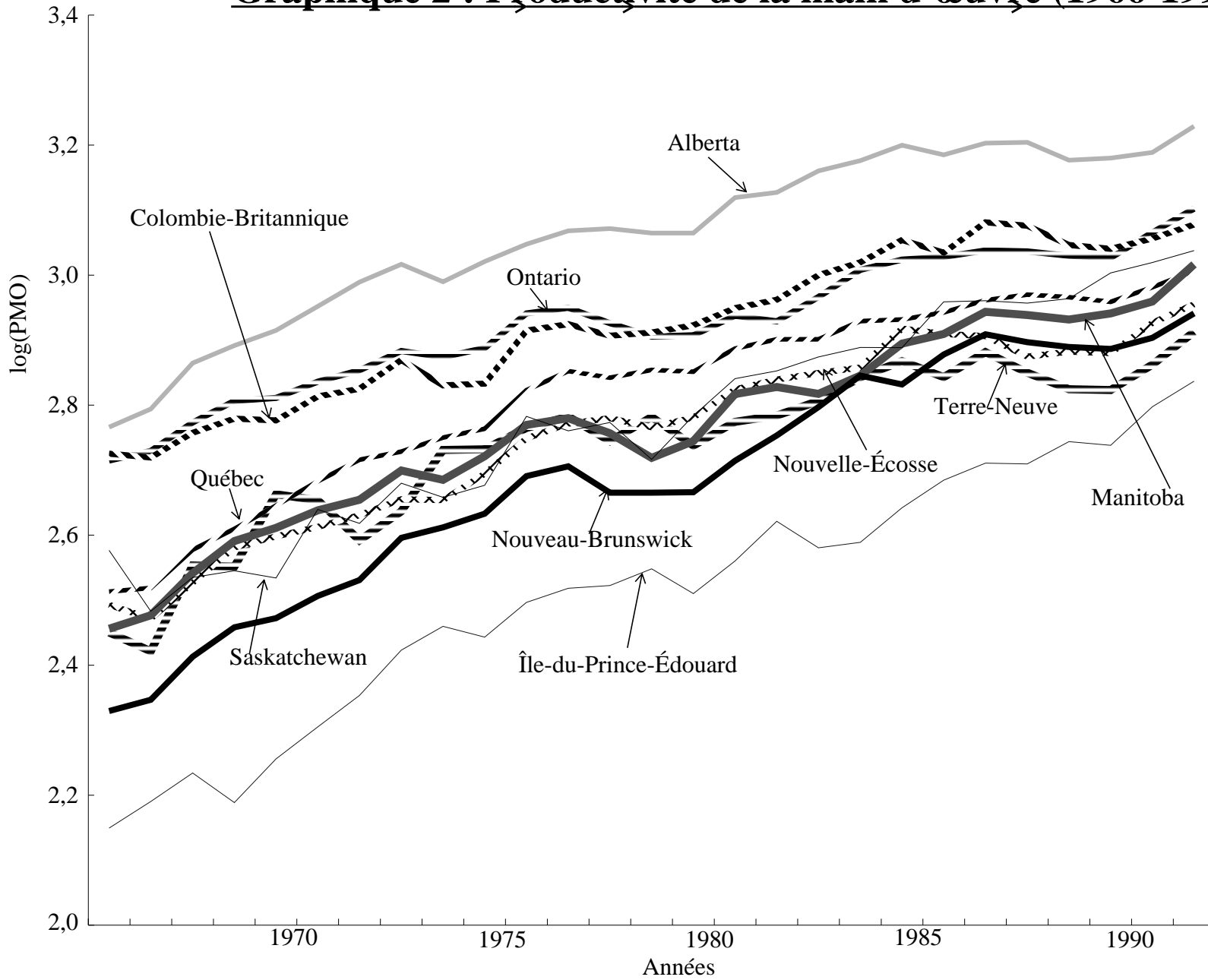
L'étude laisse plusieurs sujets en suspens : les raisons qui expliquent la convergence entre les provinces canadiennes; le rôle qu'ont pu jouer les différents paliers de gouvernements dans la convergence; sa désirabilité, etc. On peut également se demander si la dernière récession, qui s'est manifestée à des degrés différents d'une province à l'autre, a pu avoir un impact sur les résultats

de l'étude. Il pourrait donc être intéressant de réexaminer cette question dans quelques années. Malheureusement, les données du PIB réel par province que Statistique Canada vient de publier ne pourront être utilisées dans le cadre d'un tel exercice, puisque la période couverte n'est pas suffisamment longue pour satisfaire les exigences d'une étude sérieuse sur la convergence.

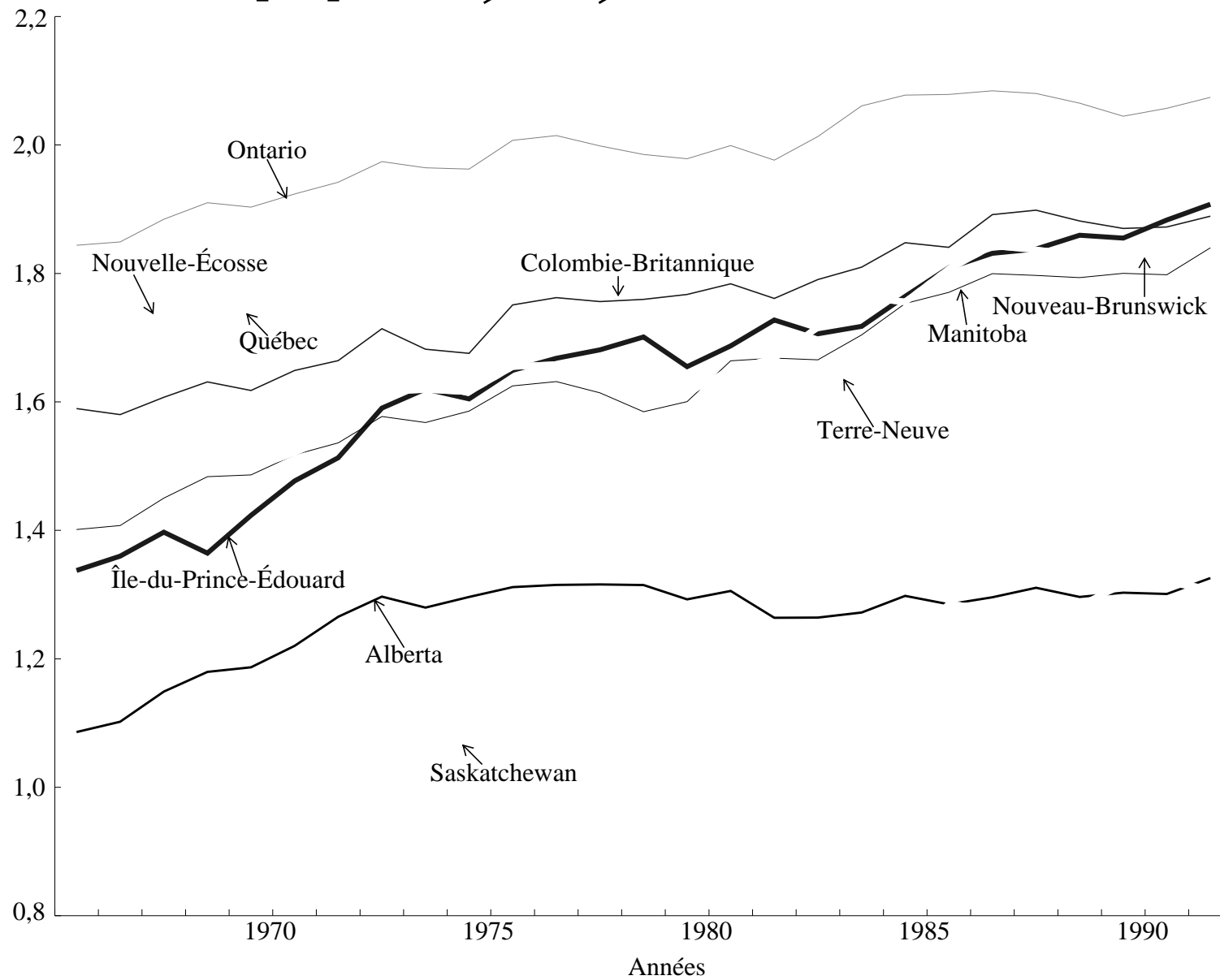
Graphique 1 : Evolution du PIBRH (1961-1992)

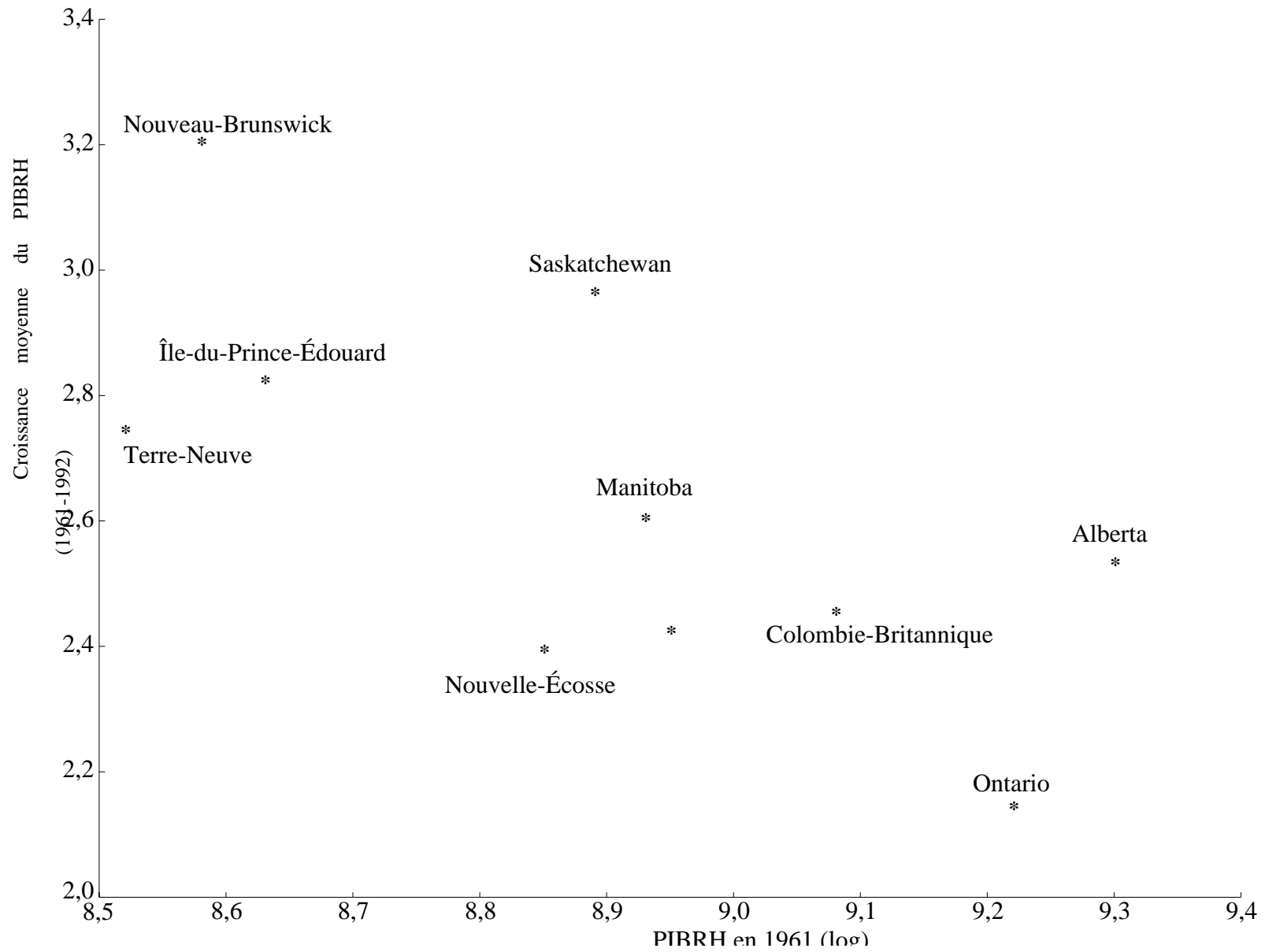


Graphique 2 : Productivité de la main d'œuvre (1966-1992)



Graph que 5 : Product y te totale des facteurs (1966-1992)





Annexe

Quelques définitions :

- 1) PIBR = PIB (dollars constants de 1986), données du Conference Board (disponibles sur demande)
- 2) $PIBRH_i = (PIBR_i / population_i)$
- 3) PMO = PIBR/(emploi*heures), où les heures sont les données des heures effectivement travaillées; elles ont été compilées à partir de la publication n° 71-001 de Statistique Canada.
- 4) $ptf = pibr - [\alpha \cdot (emploi \cdot heures)] - [(1 - \alpha) \cdot k]$ où k, le stock de capital total de chaque province, nous a été fourni par Statistique Canada; il peut être obtenu sur demande.

Tableau 1 : Mnémonique de Cansim

| | Population (1961 - 1992) | Emploi (1966 - 1992) |
|-----------------------|-----------------------------|-------------------------|
| Terre-Neuve | epop2 | d44970 |
| Île-du-Prince-Édouard | epop3 | d44991 |
| Nouvelle-Écosse | epop4 | d45012 |
| Nouveau-Brunswick | epop5 | d45033 |
| Québec | epop6 | d45054 |
| Ontario | epop7 | d45075 |
| Manitoba | epop8 | d45096 |
| Saskatchewan | epop9 | d45117 |
| Alberta | epop10 | d45138 |
| Colombie-Britannique | epop11 | d45159 |
| Canada | epop1 | d44949 |

Bibliographie

- Abramovitz, M. (1986), «Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind», *Journal of Economic History*, juin 1986, vol.46, n° 2, p. 385-406.
- Abramovitz, M. (1990), «The Catch Up Factor in Postwar Economic Growth», *Economic Inquiry*, janvier 1990, vol. 28, n° 1, p. 1-18.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1990), «Economic Growth and Convergence across the United States», *NBER Working Paper Series* (n° 3419), août 1990.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1991), «Convergence across States and Regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991 n° 1, p. 107-158.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 1992, vol. 100, n° 2, p. 223-251.
- Baumol, W. J. (1986), «Productivity Growth, Convergence and Welfare : What the Long-Run Data Show», *American Economic Review*, vol. 76 (décembre), p. 1072-85.
- Baumol, W. J. et E. N. Wolff (1988), «Productivity Growth, Convergence and Welfare : Reply», *American Economic Review*, vol. 78 (décembre), p. 1155-1159.
- Baumol, W. J., S. A. B. Blackman et E. N. Wolff (1989), *Productivity and American Leadership: The Long View*, Cambridge, Mass.; MIT PRESS.
- Bernard, A. B. (1991), «Empirical Implications of the Convergence Hypothesis», *Center for Economic Policy Research*, Publication n° 239, janvier 1991.
- Bernard, A. B. et S. N. Durlauf (1991), «Convergence of International Output Movements», *NBER Working Paper Series* (n° 3717), mai 1991.
- Carlino, G. A. et L. O. Mills (1990), *Persistence and Convergence in Relative Regional Incomes*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper n° 90-23.
- Carlino, G. A. et L. O. Mills (1993), «Are U.S. Regional Income Converging?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, p. 335-346.
- Coulombe, S. et F. C. Lee (1993), *Regional Economic Disparities in Canada*, Université d'Ottawa, Département de sciences économiques, Cahiers de recherche n° 9317E.
- Cozier, B. et J. Selody (1992), *Inflation and Macroeconomic Performance : Some Cross-Country Evidence*, Banque du Canada, Working Paper 92-6, novembre 1992.
- Day, K. (1989), *Regional Disparities in Wage and Unemployment Rates in Canada : A Review of Some Issues*, Banque du Canada, Rapport Technique n° 51, avril 1989.
- De Long, J. B. (1988), «Productivity Growth, Convergence, and Welfare : Comment», *American Economic Review*, vol. 78, p. 1138-1151.

- Dowrick, S. et D.-T. Nguyen (1989), «OECD Comparative Economic Growth 1950-85 : Catch-Up and Convergence», *American Economic Review*, décembre 1989, vol. 79, n° 5, p. 1010-1030.
- Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris et Z. Zhang (1994), «Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries», *American Economic Review*, mars 1994, vol. 84, n° 1, p. 66-83.
- Friedman, M. (1992), «Do Old Fallacies Ever Die?», *Journal of Economic Literature*, décembre 1992, vol. 30, p. 2129-2132.
- Galton, F. (1883), «Family Likeness in Stature», *Proceedings of the Royal Society of London*, 1886, p. 42-72.
- Helliwell, J. F. (1994), «Convergence and Migration Among Provinces», *PEAP Policy Study* 94-2, février 1994.
- Hotelling, H. (1933), «Review of : The Triumph of Mediocrity in Business, by Horace Secrist», *Journal of the American Statistic Association*, décembre 1933, 28 (184), p.463-65.
- Lee, F. C. et S. Coulombe (1993), *Regional Productivity Convergence in Canada*, Université d'Ottawa, Département de sciences économiques, Cahiers de recherche n° 9318E.
- Mansell, R. L. et L. Copithorne (1986), *Canadian Regional Economic Disparities : A Survey*, tiré de «Disparities and Inter-regional Adjustment», ed. Kenneth Norrie, p. 1-51.
- Mankiw, N. G., D. Romer et D. N. Weil (1990), «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *NBER Working Paper Series* (n° 3541), décembre 1990.
- McInnis, M. (1968), «The Trend of Regional Income Differentials in Canada», *Canadian Journal of Economics*, 1968 no. 1, p.440-470.
- Quah, D. (1993), *Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper n° 820, juillet 1993.
- Romer, P. M. (1990), «Endogenous Technological Change», *Journal of Political Economy*, octobre 1990, p. S71-S102.

Documents de travail de la Banque du Canada

1994

- | | | |
|-------|--|--|
| 94-1 | Optimum Currency Areas and Shock Asymmetry: A Comparison of Europe and the United States | N. Chamie, A. DeSerres et R. Lalonde |
| 94-2 | A Further Analysis of Exchange Rate Targeting in Canada | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 94-3 | The Term Structure and Real Activity in Canada | B. Cozier et G. Tkacz |
| 94-4 | An Up-to-Date and Improved BVAR Model of the Canadian Economy | D. Racette, J. Raynauld et C. Sigouin |
| 94-5 | Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey | A. Côté |
| 94-6 | The Dynamic Behaviour of Canadian Imports and the Linear- Quadratic Model: Evidence Based on the Euler Equation | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 94-7 | L'endettement du secteur privé au Canada : un examen macroéconomique | J.-F. Fillion |
| 94-8 | An Empirical Investigation into Government Spending and Private Sector Behaviour | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 94-9 | Symétrie des chocs touchant les régions canadiennes et choix d'un régime de change | A. DeSerres et R. Lalonde |
| 94-10 | Les provinces canadiennes et la convergence : une évaluation empirique | M. Lefebvre |

1993

(On peut encore se procurer les études de 1993 non mentionnées ci-dessous.)

- | | | |
|-------|--|----------------------------------|
| 93-10 | The Dynamic Demand for Money in Germany, Japan and the United Kingdom | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 93-11 | Modèles indicateurs du PIB réel pour quatre pays d'Europe et le Japon | P. Gruhn et P. St-Amant |
| 93-12 | Zones monétaires optimales : cas du Mexique et des États-Unis | R. Lalonde et P. St-Amant |
| 93-13 | Is Productivity Exogenous over the Cycle?: Some Canadian Evidence on the Solow Residual | B. Cozier et R. Gupta |
| 93-14 | Certainty of Settlement and Loss Allocation with a Minimum of Collateral | W. Engert |
| 93-15 | Oil Prices and the Rise and Fall of the U.S. Real Exchange Rate | R. A. Amano et S. van Norden |

Pour se procurer un exemplaire d'une étude publiée par la Banque du Canada, s'adresser à la :

Diffusion des publications,
Banque du Canada,
234, rue Wellington,
Ottawa, Ontario K1A 0G9

Document de travail 94-10 / Working Paper 94-10

**Les provinces canadiennes et la convergence :
une évaluation empirique**

Mario Lefebvre

Banque du Canada



Bank of Canada

Novembre 1994

**Les provinces canadiennes et la convergence :
une évaluation empirique**

Mario Lefebvre

Département des Recherches

Banque du Canada

Ottawa, Ontario, Canada

K1A-0G9

Téléphone : (613) 782-7683

Télécopieur : (613) 782-7163

Internet : mlefebvre@bank-banque-canada.ca

Les opinions exprimées dans cette étude sont celles de l'auteur et n'engagent pas

la Banque du Canada.

Remerciements

Cette étude a bénéficié des nombreuses conversations que j'ai eues à la Banque sur le sujet avec différents collègues, notamment Tiff Macklem et Steve Poloz. Je voudrais également remercier, sans toutefois engager leur responsabilité, Bernard Bonin, Pierre Duguay, Chantal Dupasquier, Irene Ip, Dinah Maclean, Brian O'Reilly, David Rose et Gerald Stuber. Mitch Dawson, Joanne Hui et Pamela Tisdale ont pour leur part fourni une assistance technique de grande qualité. Nous adressons également nos remerciements à Eddy Cavé pour sa contribution à la rédaction de l'étude. J'assume pleinement la responsabilité de toute erreur ou omission qu'on pourrait déceler dans le document.

ISSN 1192-5434

ISBN 0-662-21475-7

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Table des matières

| | |
|--|----|
| Résumé/Abstract..... | v |
| 1. Introduction | 1 |
| 2. Description des données utilisées | 4 |
| 2.1 PIB réel par habitant | 4 |
| 2.2 Productivité des facteurs | 4 |
| 3. Méthodologies utilisées | 6 |
| 3.1 Régression du type Barro..... | 6 |
| 3.2 Tendance des écarts..... | 9 |
| 4. Résultats | 12 |
| 4.1 Régression du type Barro..... | 12 |
| 4.2 Tendance des écarts..... | 14 |
| 5. Conclusion | 19 |
| Graphiques | 21 |
| Annexe | 25 |
| Bibliographie | 27 |

Résumé

Cette étude a pour but de déterminer si l'hypothèse de convergence économique s'applique aux provinces canadiennes. En utilisant les données du produit intérieur brut réel par habitant et de la productivité des facteurs de production entre 1966 et 1992, l'étude montre, à l'aide de deux méthodes distinctes, que l'on ne peut rejeter cette hypothèse. Ce résultat confirme les conclusions auxquelles sont parvenus d'autres auteurs qui ont examiné le phénomène de la convergence entre les provinces canadiennes. La première méthode utilisée consiste à estimer la relation qui existe entre la croissance moyenne et le niveau initial du PIB réel par habitant. Se fondant entre autres sur le problème classique du retour à la moyenne, certains chercheurs ont reproché à cette méthode de ne pas tester adéquatement l'hypothèse de la convergence. La deuxième méthode, quant à elle, consiste à examiner la tendance des écarts observés entre, d'une part, le niveau du PIB réel par habitant et de la productivité dans les provinces les plus riches et, d'autre part, le niveau de chacune de ces deux variables dans les autres provinces. L'étude se distingue de celles qui ont été réalisées jusqu'ici sur le sujet par l'utilisation de la deuxième méthode, qui, en plus de contourner les critiques mentionnées ci-dessus, nous a permis d'examiner séparément le comportement de chaque province.

Abstract

This paper examines whether the hypothesis of economic convergence holds for the Canadian provinces. Using data on real gross domestic product per capita and on factor productivity from 1966 to 1992, the paper shows, using two different methods, that the convergence hypothesis cannot be rejected. This evidence supports the findings of other authors who have studied convergence among Canadian provinces. The first method estimates the relationship between the average growth rate in real per capita GDP and its initial level. In part because of the classic problem of regression towards the mean, it has been argued that this method is not suitable for testing the convergence hypothesis. The second method examines the trend in gaps in real per capita GDP and productivity between the richest provinces and the other provinces. It is the use of this method that distinguishes our work from previous studies, since it allows us not only to avoid some of the criticisms mentioned above, but also to examine developments in each province separately.

1 Introduction

L'existence de disparités régionales au Canada en matière de revenu par habitant a déjà fait l'objet d'un grand nombre d'études¹. Toutefois, on se demande encore si ces disparités se sont atténuées au fil des ans et si elles peuvent être éliminées à la longue. La présente étude tente notamment de répondre à ces questions.

Partant de l'hypothèse selon laquelle les capitaux et la technologie circulent librement entre les différents pays, le modèle de croissance néoclassique stipule que les niveaux de revenu dans le monde convergent dans le temps. Le raisonnement est le suivant. Puisque les pays les moins riches présentent des niveaux de salaires réels relativement bas, le taux de rendement du capital y est relativement élevé, ce qui implique des déplacements de capitaux, qui vont des pays plus riches vers les moins riches. Au fur et à mesure que ce processus d'ajustement s'effectue, les salaires réels dans les pays moins riches devraient augmenter pour s'approcher du niveau observé dans les pays plus riches.

Un autre argument favorable à la convergence est bien résumé dans Färe et al. (1994). Cet argument veut que les pays qui affichent un niveau initial de productivité relativement faible profitent de l'aspect «bien public» de la technologie pour rattraper ceux où la productivité est plus élevée. Cela pourrait expliquer en partie la croissance relativement lente de la productivité aux États-Unis par rapport au Japon au cours des années 60 et 70.

Déjà plusieurs auteurs, dont Abramovitz (1986 et 1990), Baumol (1986), Baumol et Wolff (1988) ainsi que Baumol et al. (1989) avaient observé empiriquement le phénomène de la convergence des niveaux de revenu par habitant au sein des pays membres de l'OCDE. Utilisant ces mêmes pays, Dowrick et Nguyen (1989) ont démontré qu'il y avait un certain rattrapage dans l'évolution de la productivité totale des facteurs dans ces pays à partir de 1950. D'autres études, par exemple celles de Barro et Sala-i-Martin (1990, 1991 et 1992), de même que celles de Carlino et Mills (1990 et 1993) ont démontré l'existence de la convergence entre les différents États américains.

1. Voir entre autres McInnis (1968), Mansell et Copithorne (1986) et Day (1989).

D'autres auteurs ont toutefois critiqué l'hypothèse de convergence. Par exemple, De Long (1988) et Romer (1990) soutiennent que la convergence ne s'obtient que si l'échantillon utilisé est biaisé, c.-à-d. qu'il ne contient que des pays développés. D'ailleurs, Mankiw, Romer et Weil (1990), qui ont utilisé un échantillon contenant à la fois des pays moins bien nantis et de très riches, ont obtenu un résultat de convergence non significatif sur le plan statistique. Cela pourrait en partie être dû au fait que les pays les moins riches sont aussi ceux dont la croissance est la plus lente.

Le but de la présente étude consiste à déterminer si l'hypothèse de la convergence s'applique aux provinces canadiennes. La vérification s'effectuera tant au niveau du PIB réel par habitant qu'au niveau de la productivité des facteurs de production. Il faut noter au départ que l'analyse économique de la convergence entre les régions d'un même pays diffère d'une analyse de la convergence entre pays, en ce sens qu'à l'intérieur d'un pays, et en particulier au Canada, on retrouve des politiques de redistribution, qui peuvent favoriser la convergence du revenu par habitant. De même, la convergence entre les régions d'un même pays devrait s'effectuer plus facilement, puisque la technologie et les capitaux circulent plus rapidement entre elles qu'entre différents pays.

Il existe déjà quelques études sur la convergence entre les provinces canadiennes. Par exemple, Coulombe et Lee (1993) obtiennent un résultat favorable à la convergence pour plusieurs mesures du revenu et de la production par habitant sur la période allant de 1961 à 1991. Cependant, leur étude indique qu'il n'y a aucune preuve de la convergence avant la Deuxième Guerre mondiale et que la convergence observée depuis le début des années 60 serait surtout due à des fluctuations favorables des termes de l'échange et à des paiements de transfert. Ils concluent donc que la convergence des économies régionales n'est pas nécessairement la règle au Canada.

Dans Lee et Coulombe (1993), il est démontré qu'entre 1966 et 1992, il y a eu convergence de la productivité de la main-d'œuvre entre les provinces canadiennes. Qui plus est, la convergence de la productivité s'est faite à un rythme plus rapide que celui du revenu par habitant. En fait, les auteurs arrivent à la conclusion que ce qui ralentit la convergence des niveaux de revenu par habitant, ce sont les écarts constants que l'on observe entre les taux de chômage des différentes provinces. Ils ajoutent qu'il serait sans doute avantageux de faciliter les ajustements du marché du

travail en éliminant certaines distorsions régionales comme celles qu'on observe dans le programme actuel d'assurance-chômage.

Helliwell (1994) présente des résultats favorables à la convergence du PIB réel par habitant sur la période allant de 1961 à 1989. Cependant, contrairement à Coulombe et Lee (1993), Helliwell obtient également un certain degré de convergence pour la période 1926-1960. Ce résultat donne à penser que la convergence n'aurait pas été accélérée ou ralentie par les politiques de développement régional ou les paiements de transfert observés depuis le début des années 60. Finalement, Helliwell constate qu'il est difficile d'estimer avec précision la part de la migration interprovinciale dans le processus de convergence des provinces canadiennes.

Les trois études mentionnées ci-haut utilisent toutes la même méthodologie pour détecter la convergence. Celle-ci consiste à estimer, à l'aide de données en coupes transversales et pour une période donnée, la relation qui existe entre la croissance moyenne du PIB par habitant des différentes provinces et le niveau initial du PIB de celles-ci. Si cette relation est négative, il y a convergence, puisqu'un signe négatif signifie que les provinces les moins riches au début de la période ont affiché une croissance moyenne plus rapide que les provinces les plus riches au cours de la période². Mais comme nous le verrons plus loin, cette méthodologie a fait l'objet de certaines critiques, ce qui nous a amené à tester l'hypothèse de convergence à l'aide d'une autre méthode. Cette dernière utilise des séries chronologiques pour examiner la tendance des écarts de PIB réels par habitant entre les provinces les plus riches et les autres. Si ces écarts diminuent dans le temps, on peut conclure qu'il y a effectivement convergence³. Helliwell (1994) utilise aussi une méthodologie semblable à celle-ci lorsqu'il compare les tendances des variations de revenus des diverses provinces. Notre méthodologie diffère de celle de Helliwell, puisqu'elle permet de voir séparément la progression de chacune des provinces.

2. Comme il a été mentionné dans Quah (1993), ce genre de régression est maintenant associé au nom de Barro, qui en est un des principaux utilisateurs. Nous la désignerons dans la suite du texte par l'expression «régression du type Barro».

3. Pour alléger le texte, nous ferons référence à cette méthodologie en utilisant l'expression «tendance des écarts».

La présente étude se poursuit ainsi : la prochaine section décrit les données utilisées, tandis que la troisième expose en détail les deux méthodologies. La quatrième section présente les résultats et la dernière dresse certaines conclusions.

2 Description des données utilisées

2.1 PIB réel par habitant

Dans son évaluation de la convergence, la présente étude utilise d'abord les données annuelles des PIB provinciaux au coût des facteurs et en dollars constants pour la période comprise entre 1961 et 1992⁴. Nous divisons ces données par la population de la province concernée pour obtenir des données du PIB réel par habitant (ci-après PIBRH). Les données du PIBRH sont utilisées sous la forme logarithmique.

Le Graphique 1 présente l'évolution du PIBRH dans chacune des dix provinces canadiennes. En examinant ce graphique, on constate que l'Alberta a occupé la première place pour l'ensemble de la période étudiée. Cette province montre d'ailleurs une évolution différente de celle des autres, sans doute à cause du fait qu'elle a réagi différemment aux chocs pétroliers des années 70 et 80⁵. L'Ontario et la Colombie-Britannique occupent respectivement les deuxième et troisième places. Par ailleurs, les provinces de l'Atlantique sont celles qui affichent le plus bas niveau de PIBRH sur l'ensemble de la période.

2.2 Productivité des facteurs

Dans un deuxième temps, la présente étude examine si l'hypothèse de convergence s'applique aux données de la productivité de la main-d'œuvre ainsi qu'aux données de la productivité totale des facteurs. La pertinence de cet exercice est bien exposée dans le résumé de l'étude de Lee et Coulombe (1993) qui dit :

4. Ces données nous ont été fournies par le Conference Board du Canada. Voir l'Annexe du texte pour plus de précisions.

5. Voir Day (1989).

«Les données sur la production par tête et par heure travaillée sont des mesures pertinentes pour l'étude de l'évolution des disparités régionales, car, dans un cadre néo-classique caractérisé par la mobilité des facteurs, la capacité productive des facteurs devrait converger dans toutes les régions d'une union économique et politique, et cela en dépit de divergences initiales en dotation.»

L'analyse de la convergence des facteurs de production est effectuée à l'aide de données annuelles couvrant la période comprise entre 1966 et 1992. Elles sont également utilisées sous la forme logarithmique.

La productivité de la main-d'œuvre (ci-après PMO) pour chacune des provinces se calcule tout simplement comme suit :

$$PMO = Y / (N \cdot H) \quad (1)$$

où PMO désigne la productivité de la main-d'œuvre; Y, le PIB réel; N, l'emploi total et H, le nombre d'heures effectivement travaillées au cours de l'année.

Pour sa part, la productivité totale des facteurs (ci-après PTF) dans les différentes provinces est compilée selon la méthode des résidus de Solow. Pour résumer brièvement, considérons la fonction de production de type Cobb-Douglas suivante :

$$Y = A \cdot L^\alpha \cdot K^{(1-\alpha)} \quad (2)$$

où Y représente le niveau de production; A, le niveau de la technologie (ou PTF); L, l'emploi; K, le stock de capital et où α indique la part du revenu total qui revient au facteur travail⁶.

La seule inconnue de cette dernière équation est donc le terme «A». On peut toutefois l'estimer pour chaque province de la façon suivante :

6. L'Annexe fournit quelques précisions sur les différentes données utilisées. En ce qui a trait à α , il faut noter qu'il varie d'une province à l'autre et qu'on l'obtient à l'aide des comptes économiques provinciaux en effectuant le calcul suivant :

rémunération des salariés / (produit intérieur brut provincial aux prix du marché
 — impôts indirects moins subventions
 — revenu net des entreprises individuelles non agricoles incluant les loyers
 — revenu comptable net des exploitants agricoles au titre de la production agricole).

$$a = y - (\alpha \cdot l) - [(1 - \alpha) \cdot k] \quad (3)$$

où l'utilisation des lettres minuscules symbolise la forme logarithmique. Ainsi, l'analyse de la convergence porte sur les valeurs de «a» qu'on a obtenues pour toutes les provinces en utilisant l'équation (3).

Les Graphiques 2 et 3 présentent l'évolution des données de la PMO et de la PTF. Comme pour les données du PIBRH, l'Alberta affiche la plus forte PMO parmi les provinces canadiennes sur l'ensemble de la période. L'Ontario et la Colombie-Britannique occupent à tour de rôle les deuxième et troisième rangs. L'Île-du-Prince-Édouard présente pour sa part la plus faible PMO sur l'ensemble de la période comprise entre 1966 et 1992. En ce qui a trait aux données de la PTF, c'est la province de l'Ontario qui occupe le premier échelon, suivie de la Nouvelle-Écosse et du Québec. La présence de la Nouvelle-Écosse parmi les premières positions en matière de PTF est assez surprenante si l'on considère que cette province occupe le septième rang parmi les provinces canadiennes en matière de PIBRH pour la période 1961-1992. Cependant, le résultat le plus surprenant demeure le faible niveau de PTF qu'affiche l'Alberta. Ce résultat pourrait être en partie lié au capital fixe utilisé pour l'exploration de nouveaux gisements de pétrole et de gaz naturel. Ces investissements, qui comptent pour une part relativement importante du stock de capital de cette province, prennent parfois beaucoup de temps pour générer des bénéfices.

3 Méthodologies utilisées

3.1 Régression de type Barro

Cette méthode fait appel à des données en coupes transversales et examine la relation qui existe entre les deux variables suivantes :

- 1) le niveau de départ (soit celui de 1961) du PIBRH de chaque province, et
- 2) le taux de croissance moyen du PIBRH de chaque province sur l'ensemble de la période (soit 1961-1992)⁷.

7. Comme il a été mentionné précédemment, l'exercice sera aussi exécuté avec les données de la PMO et de la PTF. Pour alléger le texte, nous n'utilisons que le PIBRH dans la description de la méthodologie.

Si la relation entre ces deux variables est négative, c.-à-d. que les provinces les moins riches au début de la période montrent une croissance moyenne généralement plus rapide que les plus riches, on pourra conclure qu'il y a effectivement un certain degré de convergence entre les provinces canadiennes. Le Tableau 1 et le Graphique 4 examinent les deux vecteurs d'observation qui ont été préparés à l'aide des données des provinces canadiennes. Au Tableau 1, les données du PIBRH au début de la période ont été classées selon un ordre croissant, allant de Terre-Neuve, le niveau le plus bas, à l'Alberta, le plus élevé. La corrélation entre ces deux vecteurs d'observation est statistiquement significative et se chiffre à -0,69. Cette corrélation négative est compatible avec l'hypothèse de la convergence. Le Graphique 4 pour sa part semble confirmer la présence d'une relation négative entre ces deux variables.

TABLEAU 1 Comparaison du niveau en 1961 et du taux de croissance moyen du PIBRH des provinces entre 1961 et 1992

| PROVINCE | PIBRH de 1961 (\$ de 1986) | Croissance moyenne de 1961 à 1992 |
|-----------------------|-------------------------------|--------------------------------------|
| TERRE-NEUVE | 5 021 | 2,7 |
| NOUVEAU-BRUNSWICK | 5 344 | 3,2 |
| ÎLE-DU-PRINCE-ÉDOUARD | 5 612 | 2,8 |
| NOUVELLE-ÉCOSSE | 6 955 | 2,4 |
| SASKATCHEWAN | 7 246 | 3,0 |
| MANITOBA | 7 560 | 2,6 |
| QUÉBEC | 7 707 | 2,4 |
| COLOMBIE-BRITANNIQUE | 8 810 | 2,4 |
| ONTARIO | 10 100 | 2,1 |
| ALBERTA | 10 958 | 2,5 |

De manière plus formelle, on peut écrire l'équation suivante :

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}}\right) = A + B \cdot \log(y_{i,t_0}) + u_t \quad (4)$$

où le terme de gauche représente simplement le taux de croissance moyen pour la période comprise entre t_0 et t_0+T (dans notre cas entre 1961 et 1992, donc T est égal à 31), et où $\log(y_{i,t_0})$ représente

le niveau initial de PIBRH de chaque province en termes logarithmiques. Comme il a été mentionné précédemment, on dira qu'il y a convergence si le coefficient B dans cette équation est affecté d'un signe négatif. Baumol (1986) utilise d'ailleurs cette équation pour un groupe de 16 pays et conclut en faveur de la convergence.

Les études récentes de Barro et Sala-i-Martin (1990, 1991 et 1992), qui portent surtout sur la convergence entre les États américains, utilisent une version non linéaire de cette équation et concluent également en faveur de la convergence. L'utilisation des moindres carrés non linéaires leur permet d'estimer la vitesse à laquelle se fait cette convergence. Celle-ci est d'ailleurs estimée à 1,75 % par an pour les États américains au cours de la période comprise entre 1880 et 1988. L'équation qu'ils estiment s'écrit comme suit :

$$\frac{1}{T} \cdot \log\left(\frac{y_{i, t_0+T}}{y_{i, t_0}}\right) = a - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T}\right) \cdot \log(y_{i, t_0}) + u_t \quad (5)$$

où la convergence se fait autour d'un certain état stationnaire à un taux fixe β^8 .

Cette méthodologie a toutefois reçu sa part de critiques. Par exemple, s'inspirant des travaux de Hotelling (1933), Friedman (1992) soutient que ce type de régression est entaché du problème classique du retour à la moyenne. En appliquant cette méthodologie, il a aussi démontré que, contrairement à ce qu'on aurait pensé intuitivement, les résultats varient selon qu'on utilise le revenu initial ou le revenu de fin de période. Dans le même ordre d'idées, Quah (1993) compare les résultats de ces tests à ceux de Galton (1883) concernant la taille des pères et de leurs fils. Celui-ci avait observé que les pères de taille supérieure à la moyenne avaient des fils de taille supérieure à la moyenne. Cependant, l'écart entre la taille des fils et la taille moyenne était moins grand que l'écart entre la taille de leurs pères et la taille moyenne. L'inverse est aussi vrai pour les pères de plus petite taille. Toutefois, Galton avait également observé que malgré cette tendance à «régresser» vers la moyenne, la distribution statistique portant sur la taille pour l'ensemble de la population ne change pas d'une génération à une autre, de sorte qu'il semble improbable qu'un jour

8. Voir Barro et Sala-i-Martin (1990, p. 2 à 17).

tous les garçons aient la même taille. Quah conclut donc que l'obtention d'une relation négative entre la croissance moyenne du revenu par habitant et son niveau initial ne constitue pas une preuve de l'existence de la convergence.

Par ailleurs, l'application de cette méthode aux provinces canadiennes ne permet que huit degrés de liberté, ce qui est évidemment très peu. Nous en limiterons donc l'utilisation à une simple vérification des résultats obtenus dans les études antérieures portant sur les provinces canadiennes. Pour ce faire, nous n'estimerons que l'équation linéaire, c'est-à-dire l'équation (4) de la présente étude. Nous mettrons plus d'emphase sur la seconde méthodologie décrite ci-après.

3.2 Tendances des écarts

Cette méthode utilise des données présentées sous forme de séries chronologiques et examine les écarts qui existent entre les niveaux du PIB réel par habitant de chacune des provinces et celui de la province dite «meneuse», c.-à-d. celle qui montre le plus haut niveau de PIB réel par habitant. Si ces écarts ont tendance à diminuer dans le temps, on dira qu'il y a un certain rattrapage qui s'opère entre les niveaux de PIBRH des différentes provinces. Il semble plus approprié de parler de rattrapage plutôt que de convergence au sens strict dans le cadre de cette méthode.

Certains travaux antérieurs utilisent la cointégration pour tester la présence de la convergence⁹. Ce type d'analyse s'effectue en deux étapes. La première consiste à examiner la relation suivante :

$$Y_{i,t} = \mu + \gamma \cdot Y_{j,t} + v_{i,t} \quad (6)$$

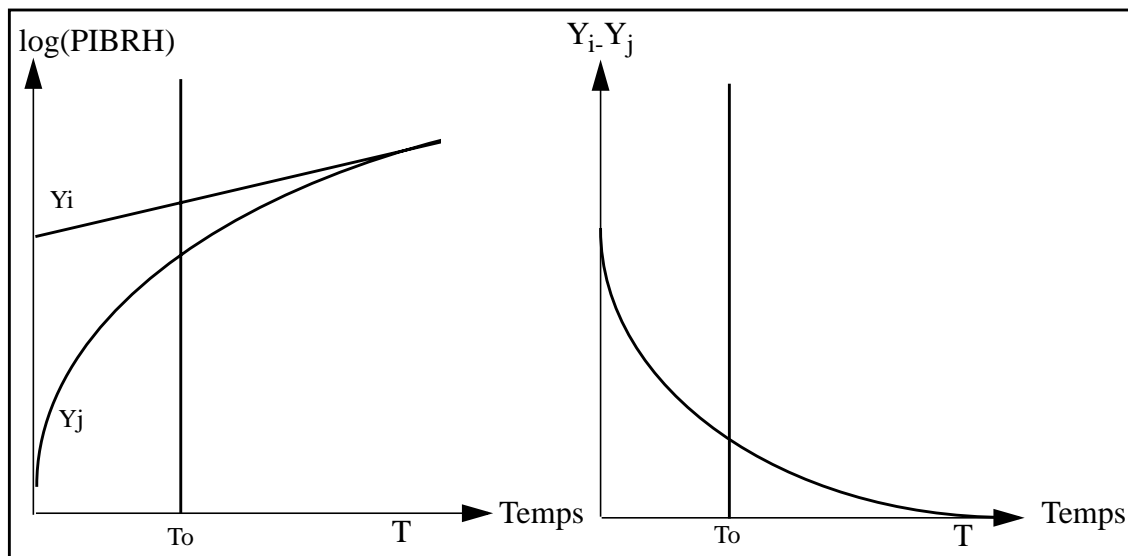
où $Y_{i,t}$ représente le niveau logarithmique de PIBRH dans la province «i» au temps «t», tandis que $Y_{j,t}$ symbolise celui de la province «j» au temps «t». D'après cette méthode, une condition nécessaire de la convergence tient au fait que $v_{i,t}$ est stationnaire en niveau, c.-à-d. que les variables $Y_{i,t}$ et $Y_{j,t}$ devraient être cointégrées. De plus, cette méthode exige aussi que l'écart entre $Y_{i,t}$ et $Y_{j,t}$ soit stationnaire, c.-à-d. que dans l'équation suivante :

9. Voir entre autres Bernard (1991) et Bernard et Durlauf (1991).

$$Y_{i,t} = Y_{j,t} + \vartheta_{i,t} \quad (7)$$

$\vartheta_{i,t}$ soit stationnaire en niveau. Il est indispensable, selon cette méthode, que les deux conditions énumérées ci-haut soient respectées. En effet, si une paire de séries de PIBRH satisfait aux exigences de l'équation (6) mais pas à celles de l'équation (7), les séries seront cointégrées, mais leurs niveaux de long terme ne seront pas égaux, comme l'exige l'hypothèse de la convergence selon cette méthode.

Cependant, lorsqu'on examine les deux graphiques ci-dessous, qui présentent un cas hypothétique de convergence, on constate que ce test, dans sa version actuelle, ne répond pas exactement à la question que nous posons dans le cadre de la présente étude. Considérons d'abord le graphique de gauche, qui illustre une situation où la province «j» rattrape une autre province, «i», dont le PIBRH était plus élevé au début de la période. Le rattrapage est complet à la période «T». Toutefois, l'échantillon que l'on étudie s'arrête à la période T_0 , et la suite n'est évidemment pas connue. Si l'on applique l'équation (7) à ces données, on se rend compte que les résidus ne sont pas stationnaires entre le début de la période et T_0 . En fait, les résidus affichent plutôt une tendance décroissante au cours de cette période, comme l'illustre bien le graphique de droite ci-dessous.



Pour obtenir des résidus stationnaires, comme l'exige cette méthode, il faudrait se situer beaucoup plus près de la période «T», voire même bien au-delà de celle-ci. Ainsi, dans sa version actuelle, ce test tente plutôt de déterminer si la convergence est déjà atteinte à T_0 , et non si nous sommes sur la voie de la convergence. Cette version du test serait sans doute plus appropriée si notre point de départ était un équilibre ou s'il se situait autour d'un équilibre. Comme ce n'est probablement pas le cas ici, nous utilisons un autre genre de test en examinant plutôt si les résidus des séries provenant de l'équation (7) affichent une tendance à la baisse. Plus précisément, nous considérons que le graphique de droite ci-haut correspond mieux à une équation de la forme :

$$Y_{i,t} - Y_{j,t} = \alpha \cdot e^{-\delta t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (8)$$

où la différence entre les niveaux logarithmiques du PIBRH des provinces «i» et «j» décrit une fonction de type exponentielle décroissante. Le terme α représente la constante, tandis que le coefficient δ indique la pente de la courbe du graphique de droite ci-haut. Plus δ est élevé, plus l'écart entre les PIBRH des provinces «i» et «j» se rétrécit rapidement. L'ampleur du coefficient δ est tout à fait indépendante de celle du coefficient α . On considère qu'il y a rattrapage entre les provinces «i» et «j» si le coefficient δ est positif et significatif du point de vue statistique.

Toutefois, avant de vérifier si les écarts de production et de productivité entre les différentes provinces répondent bien à l'équation (8), nous devons déterminer quelles sont les provinces qui jouent le rôle de «meneur» pour chacune des mesures retenues. Pour les données du PIBRH et de la PMO, nous utilisons une moyenne pondérée de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. Même si l'Alberta présente les niveaux les plus élevés de PIBRH et de PMO (voir Graphiques 1 et 2), nous croyons, compte tenu de l'évolution plutôt particulière des données de cette province, qu'il est préférable d'utiliser une moyenne pondérée des provinces occupant les trois premières places. En ce qui a trait aux données de la PTF, c'est l'Ontario qui est utilisé comme «meneur» (voir Graphique 3).

4 Résultats

4.1 Régression de type Barro

Les résultats associés à l'utilisation de la régression de type Barro sont présentés au Tableau 2.

TABLEAU 2 Test de convergence effectué sur le PIBRH, la PMO et la PTF à l'aide de l'équation (4)

| | (1) PIBRH 1966-1992 | (2) PMO 1966-1992 | (3) PTF 1966-1992 |
|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
| B | -0,244 | -0,473 | -0,058 |
| Stat-T | -2,9 | -5,6 | -0,4* |
| Constante | 2,81 | 1,69 | 0,42 |
| Stat-T | 3,7 | 7,9 | 1,9 |
| R ² -ajusté | 0,46 | 0,772 | -0,104 |
| Éc.-type | 0,065 | 0,048 | 0,116 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

Afin de permettre la comparaison des résultats, le test de convergence a été effectuée sur la période allant de 1966 à 1992. La première colonne révèle que la relation entre la croissance moyenne et le niveau initial du PIBRH est effectivement négative au cours de cette période. Ce résultat indique qu'il y a un certain degré de convergence en matière de PIBRH parmi les provinces canadiennes. D'autre part, nous avons également estimé, dans le cadre d'expériences non publiées dans la présente étude, le moindre carré non linéaire proposé par Barro et Sala-i-Martin (1990, 1991 et 1992). Cet exercice nous a révélé un taux de convergence de 0,9 % du PIBRH entre 1961 et 1992. Ce taux est semblable à celui que Coulombe et Lee ont obtenu pour la période 1961-1991, soit 1,05 %. Nous avons aussi constaté que le taux de convergence s'accroît passablement lorsque l'on exclut l'Alberta de l'analyse, pour passer à 1,3 %. De plus, l'évaluation de la convergence au cours de chacune des trois dernières décennies révèle que celle-ci a été particulièrement rapide au cours des années 80.

La seconde colonne du Tableau 2 estime cette même relation pour les données de la PMO par province; elle révèle une convergence apparemment plus rapide de la PMO que celle du PIBRH¹⁰. En effet, le coefficient de la variable B s'élève à -0,473 pour les données de la PMO, tandis qu'il ne s'élève qu'à -0,244 pour les données du PIBRH. En ce qui a trait à l'analyse de la convergence des données de la PTF, le coefficient B de l'équation (4) s'avère non significatif sur le plan statistique, ce qui signifie un rejet de l'hypothèse de la convergence. Ce résultat semble signifier que la convergence s'explique surtout par la mobilité de la main-d'œuvre entre les provinces canadiennes. En effet, si l'on considère les données de la croissance du PIB des différentes provinces (à ne pas confondre avec les PIB par habitant utilisés jusqu'ici), on observe que les provinces les plus riches au début de la période étudiée sont celles qui ont les taux moyens de croissance du PIB les plus élevés. Cependant, comme ces provinces affichent également un taux moyen de croissance démographique beaucoup plus élevé que les provinces moins riches, en partie à cause de l'arrivée massive d'immigrants d'autres provinces et/ou d'autres pays, il se produit un rattrapage sur le plan du PIBRH, les provinces les moins riches se rapprochant des provinces les plus riches. Comme Helliwell (1994) le mentionne, il est possible que cet afflux d'immigrants défavorise la productivité de la main-d'œuvre de la province d'accueil, alors qu'il favorise celle de leur province d'origine, ce qui pourrait expliquer la forte convergence de la PMO obtenue. De plus, l'argument du modèle néoclassique présenté précédemment et voulant que les régions les moins riches soient plus attrayantes pour les investisseurs ne semble pas tenir. En effet, les données ne montrent pas de corrélation significative entre le taux de croissance moyen du stock de capital des différentes provinces et leur niveau initial de PIBRH.

Il est probable que la non-convergence des données de la PTF s'explique par le fait que ces données sont compilées sans qu'on accorde d'importance à la notion de capital humain. L'inclusion de ce troisième facteur de production dans la fonction de production de type Cobb-Douglas utilisée dans l'équation (2) peut changer le résultat obtenu pour la variable «a» (PTF)¹¹. Il est toutefois important de noter que cette non-convergence des données de la PTF n'enlève rien

10. Lee et Coulombe (1993) obtiennent également une convergence plus rapide pour la productivité de la main-d'œuvre que pour le PIB réel par habitant entre 1966 et 1992.

11. Voir à ce sujet Mankiw, Romer et Weil (1990), Barro et Sala-i-Martin (1992) et Cozier et Selody (1992).

au résultat de convergence du PIB par habitant, c.-à-d. qu'il n'est pas nécessaire que les niveaux de technologie des différentes provinces convergent pour que les niveaux du PIB par habitant convergent. En fait, on peut même soutenir que le caractère strict de l'hypothèse de la convergence est davantage présent dans les données de la PTF, puisque celles-ci sont fortement influencées par la dotation en ressources naturelles de chaque province.

Enfin, il est intéressant de se demander si Friedman (1992) a raison lorsqu'il soutient que les résultats de ces tests varient selon que l'on utilise le niveau de revenu au début ou à la fin de la période étudiée. Nous avons donc refait l'estimation de l'équation (4) sur le PIBRH en utilisant le niveau de 1992 au lieu de celui de 1966¹². Tout comme Friedman, nous avons obtenu un coefficient pour la variable B qui est non significatif sur le plan statistique. Ce résultat vient obscurcir celui obtenu à l'aide du niveau initial de PIBRH dans l'équation (4), ce qui indique que l'on peut douter de la justesse des résultats obtenus à l'aide de cette méthodologie.

4.2 Tendances des écarts

Les estimations de l'équation (8) faites avec les données du PIBRH sont reproduites ci-après, au Tableau 3. L'analyse s'effectue à l'aide du niveau logarithmique du PIBRH de notre «meneur», lequel est donné par la moyenne pondérée des PIBRH de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. On obtient ensuite les écarts en soustrayant tour à tour du PIBRH de notre «meneur» le PIBRH de chacune des autres provinces. À l'exception de la Saskatchewan, toutes les provinces ont un coefficient δ positif et significatif, ce qui indique qu'elles se rapprochent de notre «meneur». De plus, si l'on considère que le résultat de la Saskatchewan est significatif à un niveau de 80 %, on peut soutenir que toutes les provinces moins riches ont opéré un rattrapage sur le plan du PIBRH au cours de la période 1961-1992; ceci est compatible avec le résultat de la régression de type Barro, qui indiquait une convergence du PIBRH des provinces canadiennes. On note toutefois que les écarts de PIBRH observés sur la période précédente demeurent un élément explicatif important des écarts observés durant la période courante dans la plupart des provinces.

12. Les résultats de cette régression ne sont pas publiés dans la présente étude.

Ce résultat semble indiquer que le processus de convergence ne s'opère que très lentement. Nous verrons plus loin qu'il en va de même pour les données de la PMO et de la PTF.

TABEAU 3 Estimation de l'équation (8) avec les données du PIBRH

| Variable | $Y_{lead} - Y_{tn}$ | $Y_{lead} - Y_{pei}$ | $Y_{lead} - Y_{ns}$ | $Y_{lead} - Y_{nb}$ |
|--------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| α | 0,506 | 0,175 | 0,157 | 0,126 |
| Stat-T | (3,9) | (2,0) | (3,0) | (1,4)* |
| δ | 0,008 | 0,016 | 0,009 | 0,021 |
| Stat-T | (5,0) | (2,5) | (3,2) | (2,7) |
| $(Y_{lead} - Y_j)_{t-1}$ | 0,267 | 0,764 | 0,647 | 0,815 |
| Stat-T | (1,5)* | (5,8) | (5,2) | (6,0) |
| R ² -ajusté | 0,605 | 0,828 | 0,74 | 0,92 |
| Éc.-type | 0,035 | 0,028 | 0,016 | 0,023 |
| Dur.-Wat. | 2,01 | 2,07 | 2,16 | 1,48 |

TABEAU 3 (suite)

| Variable | $Y_{lead} - Y_{qué}$ | $Y_{lead} - Y_{man}$ | $Y_{lead} - Y_{sas}$ |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| α | 0,078 | 0,123 | 0,165 |
| Stat-T | (2,2) | (2,6) | (3,6) |
| δ | 0,007 | 0,009 | 0,01 |
| Stat-T | (2,1) | (2,8) | (1,5)* |
| $(Y_{lead} - Y_j)_{t-1}$ | 0,697 | 0,543 | 0,25 |
| Stat-T | (5,1) | (3,2) | (1,4)* |
| R ² -ajusté | 0,706 | 0,594 | 0,137 |
| Éc.-type | 0,011 | 0,016 | 0,046 |
| Dur.-Wat. | 1,74 | 1,40 | 1,66 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

D'autre part, les résidus obtenus de l'estimation de l'équation (8) se sont avérés stationnaires pour la plupart des écarts étudiés. De plus, la majorité des cas où on ne pouvait rejeter l'hypothèse de racine unitaire étaient en fait des cas limites. Nous supposons donc que, de façon générale, les résidus associés à l'estimation de l'équation (8) sont stationnaires.

Le Tableau 4 ci-après contient les résultats associés à l'estimation de l'équation (8) effectuée avec les données de la PMO. Dans nos calculs, nous avons utilisé, en guise de «meneur», une moyenne pondérée de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique. Ce tableau révèle que cinq des sept provinces ont opéré, par rapport à notre «meneur», un rattrapage significatif au

chapitre de la PMO. De plus, ces résultats semblent appuyer l'idée d'une convergence plus rapide, sur le plan de la PMO, suggérée par la régression de type Barro, puisque les coefficients δ s'avèrent passablement plus élevés au Tableau 4 qu'au Tableau 3. Seules Terre-Neuve et le Québec ne montrent pas de rattrapage significatif en matière de PMO. Ainsi, si l'on suppose que l'argument invoqué précédemment est juste, à savoir que la convergence de la PMO pourrait être attribuée en partie à la mobilité de la main-d'œuvre, il est probable que cet élément soit moins important dans ces deux provinces que dans les autres. Ceci pourrait être particulièrement vrai dans le cas du Québec, étant donné le facteur linguistique.

TABLEAU 4 Estimation de l'équation (8) avec les données de la PMO

| Variable | $PMO_{lead} - PMO_{tn}$ | $PMO_{lead} - PMO_{pei}$ | $PMO_{lead} - PMO_{ns}$ | $PMO_{lead} - PMO_{nb}$ |
|------------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| α | 0,147 | 0,402 | 0,104 | 0,268 |
| Stat-T | (2,9) | (3,0) | (2,1) | (2,7) |
| δ | 0,004 | 0,026 | 0,023 | 0,035 |
| Stat-T | (0,6)* | (7,2) | (3,2) | (11,3) |
| $(PMO_{lead} - PMO_j)_{t-1}$ | 0,334 | 0,412 | 0,636 | 0,437 |
| Stat-T | (1,8) | (2,1) | (3,9) | (2,2) |
| R ² -ajusté | 0,076 | 0,866 | 0,784 | 0,95 |
| Éc.-type | 0,038 | 0,033 | 0,018 | 0,016 |
| Dur.-Wat. | 1,99 | 1,85 | 1,59 | 1,82 |

TABLEAU 4 (suite)

| Variable | $PMO_{lead} - PMO_{qué}$ | $PMO_{lead} - PMO_{man}$ | $PMO_{lead} - PMO_{sas}$ |
|------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| α | 0,027 | 0,15 | 0,337 |
| Stat-T | (0,8)* | (2,6) | (6,2) |
| δ | 0,017 | 0,027 | 0,049 |
| Stat-T | (0,6)* | (5,7) | (8,7) |
| $(PMO_{lead} - PMO_j)_{t-1}$ | 0,821 | 0,478 | 0,184 |
| Stat-T | (6,1) | (2,5) | (1,3)* |
| R ² -ajusté | 0,856 | 0,848 | 0,855 |
| Éc.-type | 0,016 | 0,016 | 0,026 |
| Dur.-Wat. | 2,28 | 1,54 | 2,32 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

Finalement, le Tableau 5 reprend l'équation (8) et l'applique aux données de la PTF. Rappelons que cet exercice est effectué en considérant, non pas une moyenne, mais une province «meneuse», à savoir l'Ontario. Les résultats sont plutôt contraires à ceux obtenus à l'aide de la régression du type Barro, puisque pas moins de six des neuf provinces affichent un résultat favorable à la convergence. De plus, Terre-Neuve présente un résultat qui frôle un seuil acceptable de signification. Le Québec et l'Alberta demeurent donc les seules provinces à ne pas présenter un rattrapage significatif de la PTF par rapport à l'Ontario. L'Alberta affiche même un agrandissement de l'écart, qui pourrait être causé en partie par la quantité relativement importante de capital utilisé pour l'exploration du pétrole et du gaz naturel. Comme il a été mentionné précédemment, ce capital met parfois beaucoup de temps à générer des bénéfices.

Le résultat général obtenu à l'aide des estimations de l'équation (8) nous invite donc à interpréter avec prudence les résultats des régressions du type Barro, qui rejettent la présence de la convergence dans les données de la PTF.

TABLEAU 5 Estimation de l'équation (8) avec les données de la PTF

| Variable | $PTF_{ont} - PTF_{tn}$ | $PTF_{ont} - PTF_{pei}$ | $PTF_{ont} - PTF_{ns}$ | $PTF_{ont} - PTF_{nb}$ | $PTF_{ont} - PTF_{qué}$ |
|-----------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| α | 0,322 | 0,26 | 0,068 | 0,129 | 0,027 |
| Stat-T | (3,7) | (2,6) | (2,9) | (1,9) | (1,1)* |
| δ | 0,004 | 0,04 | 0,058 | 0,028 | 0,01 |
| Stat-T | (1,2)* | (7,6) | (3,3) | (5,1) | (0,5)* |
| $(PTF_{ont} - PTF_j)_{t-1}$ | 0,25 | 0,502 | 0,615 | 0,708 | 0,8 |
| Stat-T | (1,2)* | (2,8) | (4,3) | (4,8) | (6,0) |
| R ² -ajusté | 0,069 | 0,917 | 0,787 | 0,939 | 0,807 |
| Éc.-type | 0,036 | 0,029 | 0,018 | 0,016 | 0,014 |
| Dur.-Wat. | 1,84 | 1,77 | 1,674 | 1,68 | 1,74 |

TABLEAU 5 (suite)

| Variable | $PTF_{ont} - PTF_{man}$ | $PTF_{ont} - PTF_{sas}$ | $PTF_{ont} - PTF_{alb}$ | $PTF_{ont} - PTF_{bc}$ |
|-----------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| α | 0,156 | 0,844 | 0,124 | 0,139 |
| Stat-T | (2,0) | (6,5) | (1,9) | (3,1) |
| δ | 0,024 | 0,009 | -0,007 | 0,021 |
| Stat-T | (5,3) | (9,4) | (-1,9) | (5,5) |
| $(PTF_{alb} - PTF_j)_{t-1}$ | 0,662 | 0,123 | 0,811 | 0,545 |
| Stat-T | (3,9) | (0,9)* | (8,6) | (3,7) |
| R ² -ajusté | 0,927 | 0,827 | 0,822 | 0,864 |

TABLEAU 5 (suite)

| Variable | $PTF_{ont} - PTF_{man}$ | $PTF_{ont} - PTF_{sas}$ | $PTF_{ont} - PTF_{alb}$ | $PTF_{ont} - PTF_{bc}$ |
|-----------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| Éc.-type | 0,017 | 0,027 | 0,017 | 0,014 |
| Dur.-Wat. | 1,71 | 2,06 | 1,61 | 2,0 |

L'astérisque signifie que le coefficient n'est pas significatif au niveau de 90 %.

5 Conclusion

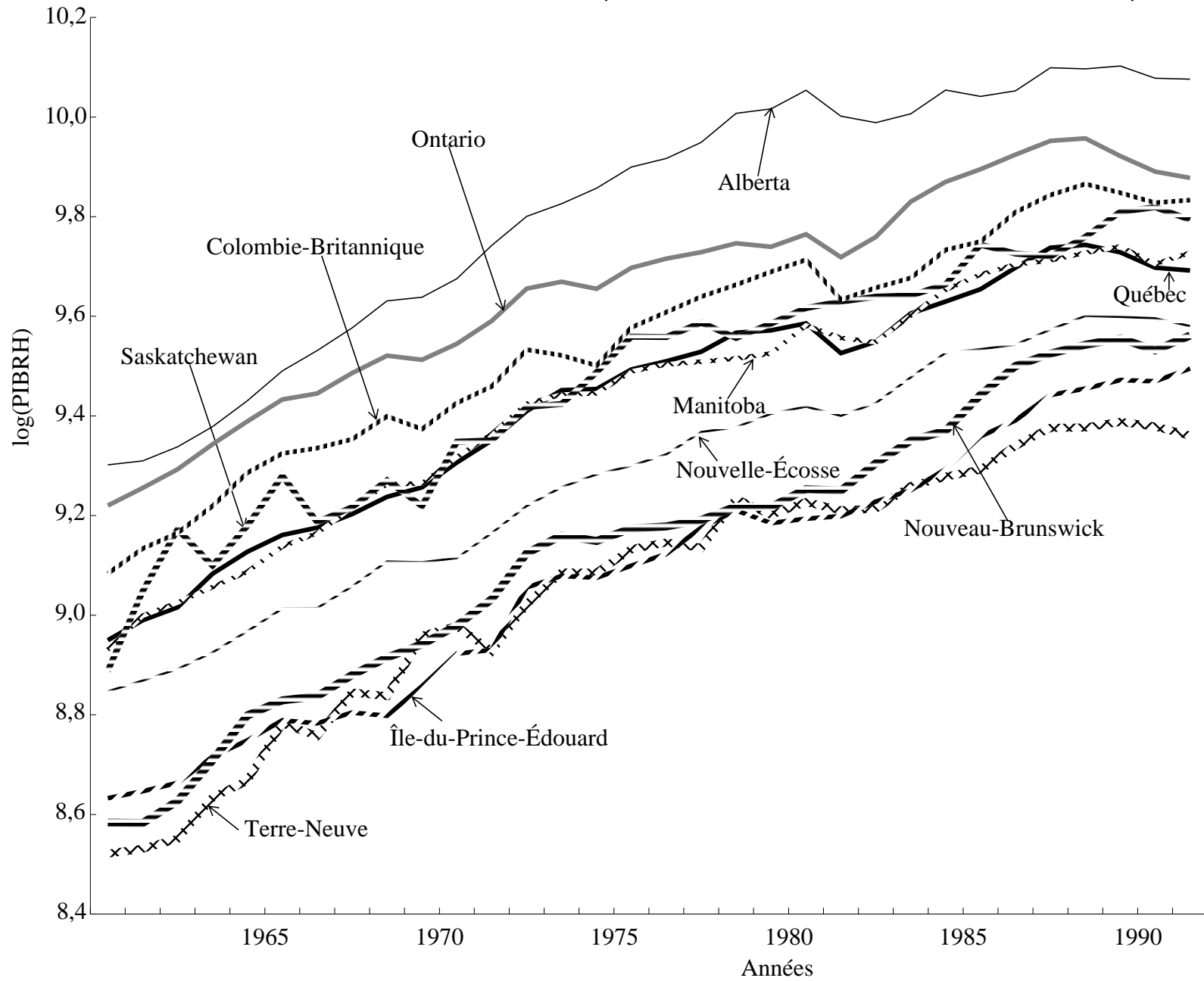
Le but de cette étude était d'examiner si l'hypothèse de convergence s'applique aux provinces canadiennes. Il a été démontré, à l'aide de deux méthodologies distinctes, que l'on ne peut rejeter l'hypothèse de convergence tant en ce qui concerne le PIB réel par habitant que la productivité des facteurs de production entre 1966 et 1992. Les résultats de la présente étude viennent donc renforcer ceux publiés dans des études du même genre, soit Coulombe et Lee (1993), Lee et Coulombe (1993) et Helliwell (1994). L'utilisation d'une seconde méthode a permis d'écarter certaines critiques adressées à la méthodologie utilisée par ces auteurs et elle n'altère en rien leur conclusion principale.

L'étude a également montré, tout comme Lee et Coulombe (1993), que la convergence de la productivité de la main-d'œuvre se faisait plus rapidement que celle du PIB réel par habitant. L'examen plus détaillé que nous permet la seconde méthode nous a toutefois révélé que Terre-Neuve et le Québec n'ont pas montré de rattrapage significatif en matière de productivité de la main-d'œuvre au cours de la période étudiée, ce qui pourrait signifier une moins grande mobilité de la main-d'œuvre de ces provinces. Finalement, bien que la première méthode indique qu'il n'y a pas eu de convergence en matière de productivité totale des facteurs, la seconde montre un rattrapage significatif de la part d'une majorité de provinces par rapport au niveau de la productivité de l'Ontario. En fait, on peut considérer que seuls le Québec et l'Alberta n'affichent pas un rattrapage significatif sur le plan de la productivité totale des facteurs. Dans le cas de l'Alberta, l'écart s'est même accentué.

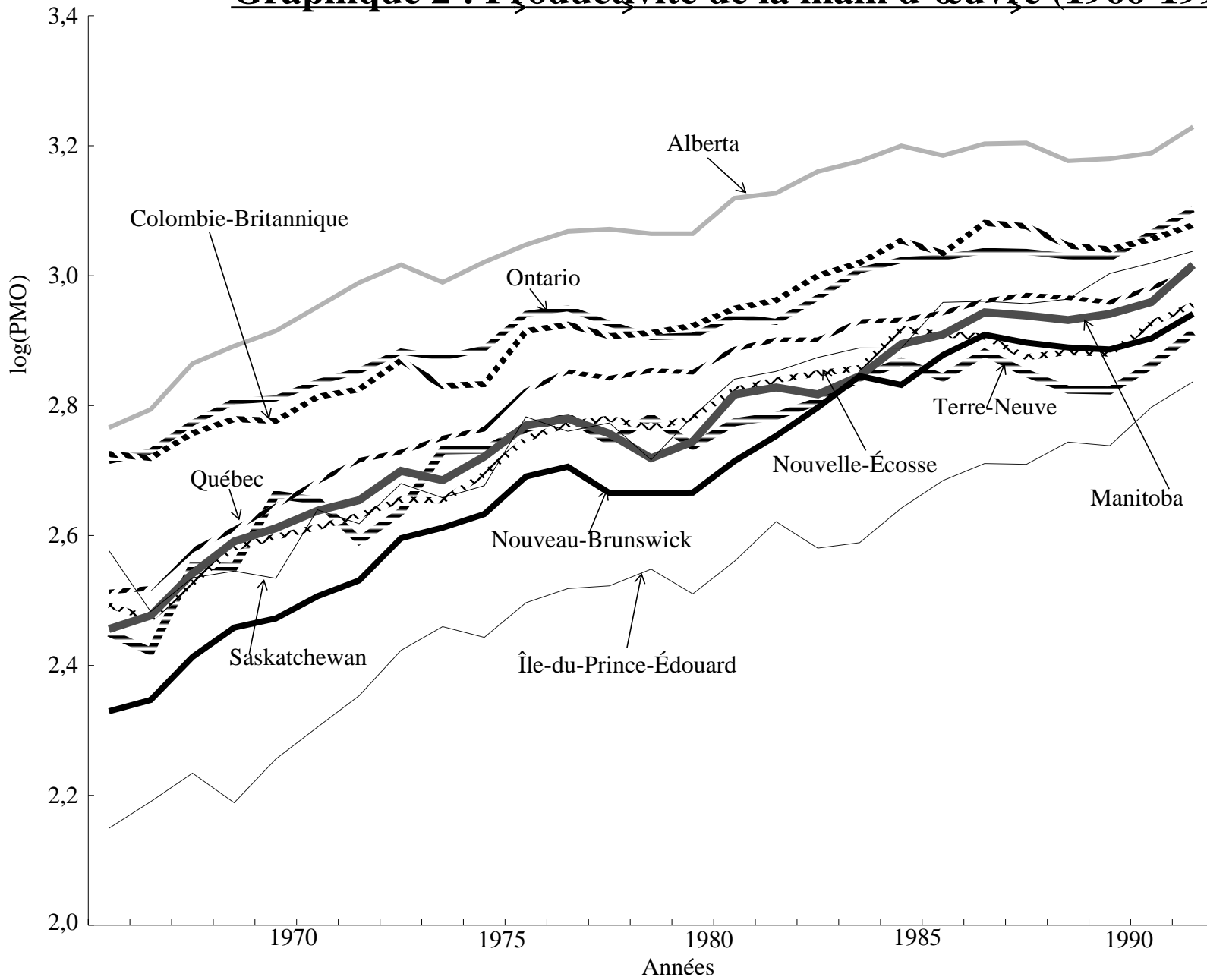
L'étude laisse plusieurs sujets en suspens : les raisons qui expliquent la convergence entre les provinces canadiennes; le rôle qu'ont pu jouer les différents paliers de gouvernements dans la convergence; sa désirabilité, etc. On peut également se demander si la dernière récession, qui s'est manifestée à des degrés différents d'une province à l'autre, a pu avoir un impact sur les résultats

de l'étude. Il pourrait donc être intéressant de réexaminer cette question dans quelques années. Malheureusement, les données du PIB réel par province que Statistique Canada vient de publier ne pourront être utilisées dans le cadre d'un tel exercice, puisque la période couverte n'est pas suffisamment longue pour satisfaire les exigences d'une étude sérieuse sur la convergence.

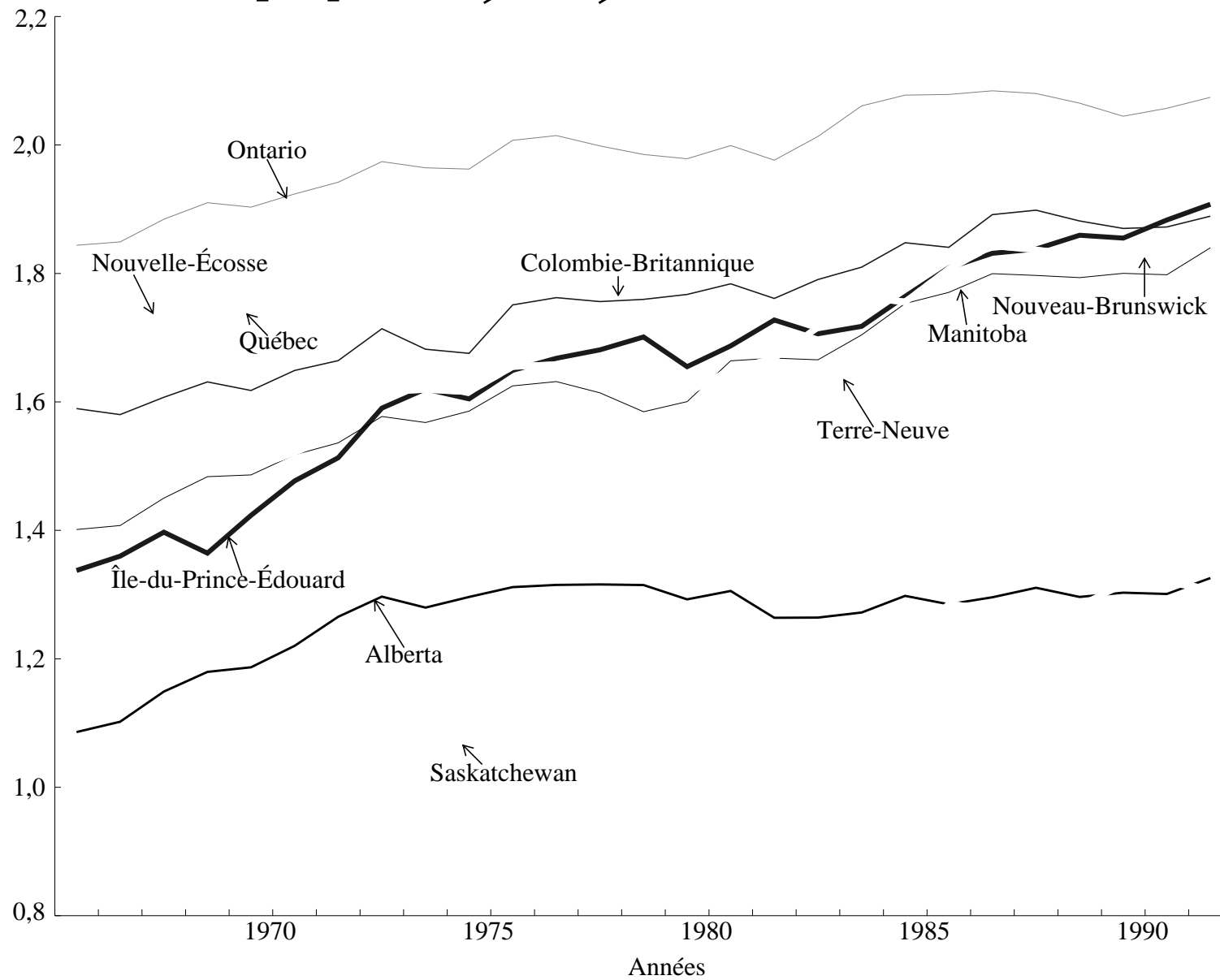
Graphique 1 : Evolution du PIBRH (1961-1992)

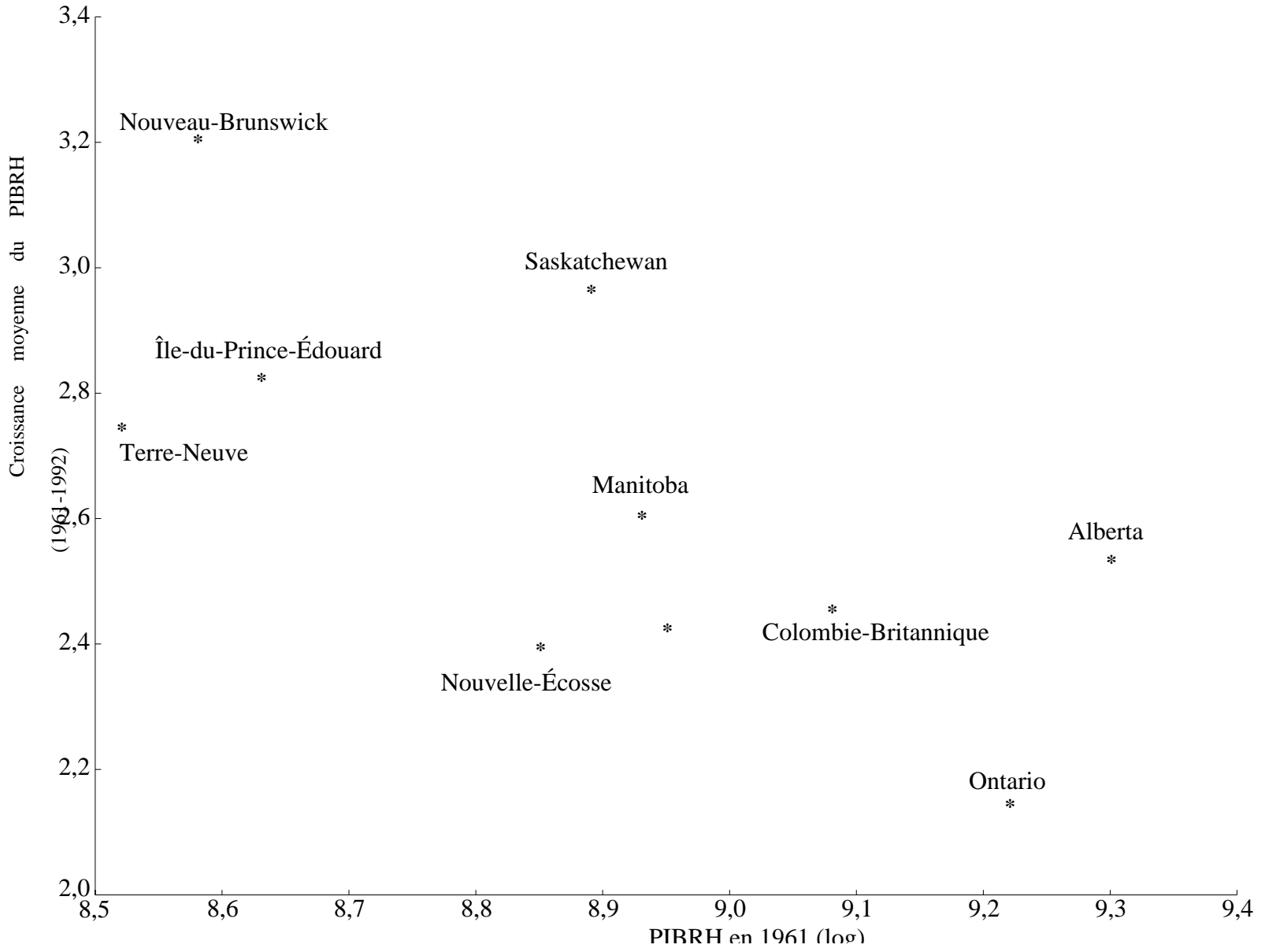


Graphique 2 : Productivité de la main d'œuvre (1966-1992)



Graphique 5 : Produit v te totale des facteurs (1966-1992)





Annexe

Quelques définitions :

- 1) PIBR = PIB (dollars constants de 1986), données du Conference Board (disponibles sur demande)
- 2) $PIBRH_i = (PIBR_i / population_i)$
- 3) PMO = PIBR/(emploi*heures), où les heures sont les données des heures effectivement travaillées; elles ont été compilées à partir de la publication n° 71-001 de Statistique Canada.
- 4) $ptf = pibr - [\alpha \cdot (emploi \cdot heures)] - [(1 - \alpha) \cdot k]$ où k, le stock de capital total de chaque province, nous a été fourni par Statistique Canada; il peut être obtenu sur demande.

Tableau 1 : Mnémonique de Cansim

| | Population (1961 - 1992) | Emploi (1966 - 1992) |
|-----------------------|-----------------------------|-------------------------|
| Terre-Neuve | epop2 | d44970 |
| Île-du-Prince-Édouard | epop3 | d44991 |
| Nouvelle-Écosse | epop4 | d45012 |
| Nouveau-Brunswick | epop5 | d45033 |
| Québec | epop6 | d45054 |
| Ontario | epop7 | d45075 |
| Manitoba | epop8 | d45096 |
| Saskatchewan | epop9 | d45117 |
| Alberta | epop10 | d45138 |
| Colombie-Britannique | epop11 | d45159 |
| Canada | epop1 | d44949 |

Bibliographie

- Abramovitz, M. (1986), «Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind», *Journal of Economic History*, juin 1986, vol.46, n° 2, p. 385-406.
- Abramovitz, M. (1990), «The Catch Up Factor in Postwar Economic Growth», *Economic Inquiry*, janvier 1990, vol. 28, n° 1, p. 1-18.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1990), «Economic Growth and Convergence across the United States», *NBER Working Paper Series* (n° 3419), août 1990.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1991), «Convergence across States and Regions», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991 n° 1, p. 107-158.
- Barro, R. J. et X. Sala-i-Martin (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 1992, vol. 100, n° 2, p. 223-251.
- Baumol, W. J. (1986), «Productivity Growth, Convergence and Welfare : What the Long-Run Data Show», *American Economic Review*, vol. 76 (décembre), p. 1072-85.
- Baumol, W. J. et E. N. Wolff (1988), «Productivity Growth, Convergence and Welfare : Reply», *American Economic Review*, vol. 78 (décembre), p. 1155-1159.
- Baumol, W. J., S. A. B. Blackman et E. N. Wolff (1989), *Productivity and American Leadership: The Long View*, Cambridge, Mass.; MIT PRESS.
- Bernard, A. B. (1991), «Empirical Implications of the Convergence Hypothesis», *Center for Economic Policy Research*, Publication n° 239, janvier 1991.
- Bernard, A. B. et S. N. Durlauf (1991), «Convergence of International Output Movements», *NBER Working Paper Series* (n° 3717), mai 1991.
- Carlino, G. A. et L. O. Mills (1990), *Persistence and Convergence in Relative Regional Incomes*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper n° 90-23.
- Carlino, G. A. et L. O. Mills (1993), «Are U.S. Regional Income Converging?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, p. 335-346.
- Coulombe, S. et F. C. Lee (1993), *Regional Economic Disparities in Canada*, Université d'Ottawa, Département de sciences économiques, Cahiers de recherche n° 9317E.
- Cozier, B. et J. Selody (1992), *Inflation and Macroeconomic Performance : Some Cross-Country Evidence*, Banque du Canada, Working Paper 92-6, novembre 1992.
- Day, K. (1989), *Regional Disparities in Wage and Unemployment Rates in Canada : A Review of Some Issues*, Banque du Canada, Rapport Technique n° 51, avril 1989.
- De Long, J. B. (1988), «Productivity Growth, Convergence, and Welfare : Comment», *American Economic Review*, vol. 78, p. 1138-1151.

- Dowrick, S. et D.-T. Nguyen (1989), «OECD Comparative Economic Growth 1950-85 : Catch-Up and Convergence», *American Economic Review*, décembre 1989, vol. 79, n° 5, p. 1010-1030.
- Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris et Z. Zhang (1994), «Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries», *American Economic Review*, mars 1994, vol. 84, n° 1, p. 66-83.
- Friedman, M. (1992), «Do Old Fallacies Ever Die?», *Journal of Economic Literature*, décembre 1992, vol. 30, p. 2129-2132.
- Galton, F. (1883), «Family Likeness in Stature», *Proceedings of the Royal Society of London*, 1886, p. 42-72.
- Helliwell, J. F. (1994), «Convergence and Migration Among Provinces», *PEAP Policy Study* 94-2, février 1994.
- Hotelling, H. (1933), «Review of : The Triumph of Mediocrity in Business, by Horace Secrist», *Journal of the American Statistic Association*, décembre 1933, 28 (184), p.463-65.
- Lee, F. C. et S. Coulombe (1993), *Regional Productivity Convergence in Canada*, Université d'Ottawa, Département de sciences économiques, Cahiers de recherche n° 9318E.
- Mansell, R. L. et L. Copithorne (1986), *Canadian Regional Economic Disparities : A Survey*, tiré de «Disparities and Inter-regional Adjustment», ed. Kenneth Norrie, p. 1-51.
- Mankiw, N. G., D. Romer et D. N. Weil (1990), «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *NBER Working Paper Series* (n° 3541), décembre 1990.
- McInnis, M. (1968), «The Trend of Regional Income Differentials in Canada», *Canadian Journal of Economics*, 1968 no. 1, p.440-470.
- Quah, D. (1993), *Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper n° 820, juillet 1993.
- Romer, P. M. (1990), «Endogenous Technological Change», *Journal of Political Economy*, octobre 1990, p. S71-S102.

Documents de travail de la Banque du Canada

1994

- | | | |
|-------|--|--|
| 94-1 | Optimum Currency Areas and Shock Asymmetry: A Comparison of Europe and the United States | N. Chamie, A. DeSerres et R. Lalonde |
| 94-2 | A Further Analysis of Exchange Rate Targeting in Canada | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 94-3 | The Term Structure and Real Activity in Canada | B. Cozier et G. Tkacz |
| 94-4 | An Up-to-Date and Improved BVAR Model of the Canadian Economy | D. Racette, J. Raynauld et C. Sigouin |
| 94-5 | Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey | A. Côté |
| 94-6 | The Dynamic Behaviour of Canadian Imports and the Linear- Quadratic Model: Evidence Based on the Euler Equation | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 94-7 | L'endettement du secteur privé au Canada : un examen macroéconomique | J.-F. Fillion |
| 94-8 | An Empirical Investigation into Government Spending and Private Sector Behaviour | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 94-9 | Symétrie des chocs touchant les régions canadiennes et choix d'un régime de change | A. DeSerres et R. Lalonde |
| 94-10 | Les provinces canadiennes et la convergence : une évaluation empirique | M. Lefebvre |

1993

(On peut encore se procurer les études de 1993 non mentionnées ci-dessous.)

- | | | |
|-------|--|----------------------------------|
| 93-10 | The Dynamic Demand for Money in Germany, Japan and the United Kingdom | R. A. Amano et T. S. Wirjanto |
| 93-11 | Modèles indicateurs du PIB réel pour quatre pays d'Europe et le Japon | P. Gruhn et P. St-Amant |
| 93-12 | Zones monétaires optimales : cas du Mexique et des États-Unis | R. Lalonde et P. St-Amant |
| 93-13 | Is Productivity Exogenous over the Cycle?: Some Canadian Evidence on the Solow Residual | B. Cozier et R. Gupta |
| 93-14 | Certainty of Settlement and Loss Allocation with a Minimum of Collateral | W. Engert |
| 93-15 | Oil Prices and the Rise and Fall of the U.S. Real Exchange Rate | R. A. Amano et S. van Norden |

Pour se procurer un exemplaire d'une étude publiée par la Banque du Canada, s'adresser à la :

Diffusion des publications,
Banque du Canada,
234, rue Wellington,
Ottawa, Ontario K1A 0G9