

Ouverture Internationale et Croissance économique. Une
Analyse de Cointégration pour les Provinces Canadiennes

par

Josée Villemaire

Mémoire présenté au Département des sciences économiques de
l'Université d'Ottawa afin de compléter les pré-requis pour l'obtention du
niveau de Maîtrise

Superviseur

Professeur Serge Coulombe

ECO 7997

Ottawa, Canada
Août 2002

Remerciements

Je voudrais remercier le Professeur Coulombe pour m'avoir introduit au sujet de la croissance économique et pour la supervision de mon mémoire. Je remercie aussi le Professeur Gabriel Rodríguez pour les notions d'économétrie qui m'ont beaucoup servies et aidées à l'accomplissement de ce travail. Finalement, je voudrais remercier le professeur Marcel Mérette pour son support tout au long du programme de Maîtrise.

Résumé

J'analyse l'effet du degré d'ouverture internationale sur la croissance économique des provinces canadiennes. Ce sujet a été récemment analysé par Coulombe (2002) utilisant des données en panel. À la différence de Coulombe (2002), j'utilise des techniques d'analyse de cointégration. Après avoir analysé la stationnarité des variables, je vérifierai ensuite s'il y a effectivement cointégration entre les séries. Finalement, j'analyserai les effets de long terme de chaque variable. J'analyserai les effets de long terme, mais aussi la vitesse d'ajustement de l'économie. Les résultats montrent l'importance du degré d'ouverture internationale sur la croissance des économies provinciales.

Mots clés: Cointégration, Croissance économique, Stationnarité, Ouverture internationale, Ouverture interprovinciale.

Table des Matières

1. Remerciements	
2. Résumé	
3. Introduction.....	1
4. Revue de la littérature.....	4
5. Les données.....	11
6. Tests de racines unitaires.....	13
7. Analyse de cointégration.....	16
8. Causalité à la Granger.....	21
9. Conclusion.....	23
10. Références	24
10. Tableaux 1-10.....	31
11. Tableaux 11-21.....	36
12. Tableaux 22-27.....	42

1 Introduction

Dans le modèle de croissance néo-classique proposé par Solow (1956), le niveau de l'output réel est principalement expliqué par le taux d'épargne et la principale prédiction du modèle est la convergence pour des pays ayant le même équilibre de long terme. De plus, le modèle prédit que les pays ayant un plus grand retard économique devrait converger plus rapidement que les pays mieux nantis qui eux, devraient se situer plus près de leur état stationnaire de long terme. Par contre, une des critiques majeures du modèle est que certaines variables sont considérées exogènes et ne peuvent, par conséquent, être analysées.

Depuis, plusieurs études ont abordé le sujet de la croissance économique, ainsi que de la convergence des pays vers leur équilibre stationnaire. En effet, plusieurs chercheurs ont testé les hypothèses de la convergence par des études empiriques. Citons entre autre Barro (1997) qui a vérifié l'hypothèse de convergence conditionnelle pour un groupe de pays sous-développés et aussi pour un groupe de pays développés d'après la deuxième guerre mondiale. On peut citer aussi Mankiw, Romer et Weil (1992) qui ont amené leur contribution à l'analyse empirique de la croissance économique. Pour le Canada, nous pouvons mentionner Coulombe (1999, 2000, 2002) qui testa à plusieurs reprises l'hypothèse de convergence entre les provinces canadiennes.

Avec le temps, le modèle de croissance néo-classique s'est quelque peu modifié en permettant l'inclusion de nouvelles variables en tant que variables explicatives d'une plus grande croissance économique. On trouve parmi ces variables, le capital humain, les mouvements migratoires, les politiques d'orientation du commerce international, ainsi que les retombées de la recherche

et du développement qui peuvent tous avoir une influence sur la croissance économique. Or, la variable qui a retenue notre attention est celle de l'impact du commerce international sur la croissance économique d'un pays. Ce choix est justifié par la tendance actuelle des pays à créer des zones de libre-échange visant à accentuer le commerce entre ceux-ci. Par exemple, nous pouvons mentionner l'Union Européenne qui a même abolit les différentes politiques monétaires en optant pour une zone monétaire renforçant ainsi les liens entre les pays. L'impact du commerce international est aussi important pour les pays sous-développés qui peuvent adopter des politiques de commerce appropriées sachant quel impact le commerce extérieur peut avoir sur leur économie. Plusieurs politiciens croient maintenant que des politiques plus axées sur le commerce extérieur sont bénéfiques à la croissance économique du pays.

Dans un récent article, Coulombe (2002) s'est intéressé à la question de l'effet du degré d'ouverture internationale sur la croissance économique. Depuis les premières discussions sur l'accord de libre-échange entre le Canada, les États-Unis et le Mexique, plusieurs personnes sont concernées quant à l'effet d'une plus grande ouverture commerciale sur notre économie. Or, depuis la signature effective de l'accord de libre-échange, nous avons assisté à une grande expansion du commerce international. Par conséquent, il est tout à fait légitime de se demander si l'impact a été bénéfique pour les provinces canadiennes. En effet, l'article de Coulombe (2002) démontre que l'ouverture accrue du commerce international a eu un effet positif sur le niveau de vie, sur l'emploi, ainsi que sur la productivité. Toutefois, l'article ne s'intéresse pas uniquement aux conséquences du commerce international sur notre économie, mais aussi à savoir si cette ouverture plus grande du commerce international est la conséquence d'une réduction du degré d'ouver-

ture du commerce interprovincial. Or, les conclusions de Coulombe (2002) démontrent que l'expansion rapide du commerce international n'a pas causé de réduction du commerce interprovincial, c'est-à-dire qu'il n'y a pas eu de détournement d'échange. Au contraire, il trouva une relation positive entre les deux types de commerce et spécialement depuis 1991.

Coulombe (2002) investiga aussi l'impact d'une plus grande ouverture du commerce interprovincial sur l'économie canadienne. Il trouva qu'une plus grande ouverture avait des effets positifs sur le produit intérieur brut par habitant et sur l'emploi, mais que les effets apparaissaient nuls pour la productivité du travail. Les conclusions tirées de cette analyse ont été trouvées à l'aide d'estimations en panel. Coulombe (2002) estima un modèle linéaire utilisant l'information autant temporelle qu'en coupe transversale. Le travail qui suit se propose d'analyser la même problématique, mais utilisant une autre approche. En effet, notre analyse utilise une méthodologie propre à l'analyse de séries chronologiques, soit la cointégration. Nous devons par contre spécifier que les résultats présentés risquent d'être quelques peu différents étant donné que notre analyse de cointégration ne tient pas compte de l'information en coupe transversale.

La présente étude est organisée de la façon suivante. La section 2 propose une revue de la littérature entourant les études liées à l'analyse empirique de l'impact du commerce international sur la croissance économique. La section 3 présente les données. La section 4 décrit la procédure utilisée pour vérifier la stationnarité des variables. Dans cette même section, nous présentons aussi les résultats obtenus à partir des statistiques utilisées. La section 5 présente la méthodologie de cointégration. Cette section inclut une analyse des résultats principaux obtenus à partir de cette méthodologie. Dans la section 6, nous présentons brièvement les résultats obtenus à partir

des tests de causalité à la Granger. Dans la section 7, nous résumons les conclusions principales.

2 Revue de la littérature

La dernière décennie a été marquée par plusieurs études liées à l'impact du commerce international sur la croissance économique. La principale cause de cette émergence est l'avènement des modèles de croissance endogène qui facilitent l'analyse de certaines variables sur la croissance économique d'un pays. Par contre, l'analyse de la relation entre le commerce international et la croissance économique remonte jusqu'à Adam Smith.

Comme expliquée par Ben-David et Loewy (1997), la politique économique d'après la deuxième guerre mondiale était affectée par deux courants. D'une part, les politiciens américains pressaient les européens à libéraliser leur commerce supporté par le plan Marshall. De l'autre côté, les travaux précédents de Prebisch (1950), Singer (1950), Myrdal (1957) et autres donnèrent un essor aux politiques favorisant les politiques de substitution par importations. Leurs travaux indiquaient que les termes de l'échange auraient un effet négatif pour les pays en voie de développement qui produisent principalement des biens avec une faible élasticité-revenu et brimeraient les industries ayant besoin d'une protection gouvernementale afin d'être viables. Cette vision reçut beaucoup d'appui de certaines institutions de financement ce qui amena beaucoup de pays pauvres à adopter un comportement plus protectionniste. Avec le temps, cette vision perdra de la valeur puisque les pays plus orientés vers l'extérieur croîtront plus rapidement que les pays plus protectionnistes. Cette observation a amené plusieurs explications, parmi plusieurs: Kindleberger (1962), Caves(1965), Corden (1971) et Johnson (1971) qui croient que l'existence d'un secteur principal d'exportations affectent le prix des facteurs et les ratios d'utilisations des facteurs. Parmi les études plus récentes, Romer (1991), Young (1991), Baldwin (1992) et

Feenstra (1996) mettent l'emphase sur différents aspects du processus de croissance et comment le commerce international peut l'affecter.

Par contre, comme Rodrik (1992) le fait remarquer, pourquoi les pays ont-ils pris tant de temps à favoriser le commerce international si les effets positifs sont si évidents? La réponse est que la relation positive entre le commerce international et la croissance économique n'est pas si évidente qu'elle peut paraître. En effet, il est intéressant de noter que pendant la période d'après-guerre, marquée par une ouverture accrue du commerce international, plusieurs pays éprouvèrent un ralentissement de leur croissance économique ou du moins, d'aucune amélioration apparente. Au titre des études empiriques sur le sujet, Ben-David et Papell (1998) ont étudié le comportement du PIB de soixante-quatorze pays sur une période s'échelonnant de 1950 à 1990. Ces derniers ont démontrés que parmi l'échantillon, cinquante-quatre pays ont présentés un point de rupture dans leur sentier de selle. Après le point de rupture, quarante-six pays des cinquante-quatre ont été marqués par un ralentissement de la croissance économique. Seulement huit pays sur l'ensemble de l'échantillon ont présentés une hausse significative de leur taux de croissance. Cependant, sur le plan du commerce international, Ben-David et Papell (1997) ont trouvé que la majorité des pays avaient augmenté leur volume d'échange international dans cette même période d'après-guerre. Ces deux faits empiriques combinés laissent prétendre à une relation négative entre le commerce international et la croissance économique (voir aussi Fieleke, 1994). Par contre, d'autres raisons peuvent expliquer cette évidence empirique.

La période d'après-guerre est, par définition, une période marquée par plusieurs ajustements économiques et structurels. Les théories classiques de la croissance prétendent que la suite d'un choc négatif, tel que la deuxième

guerre mondiale, devraient entraîner des taux de croissance plus élevés que les taux de croissance d'équilibre pour les pays. Aussi, la théorie mentionne qu'à long terme, les pays devraient retourner vers leur taux de croissance initial. Par conséquent, le fait que le taux de croissance de plusieurs pays ait ralenti dans les dernières décennies peut s'avérer être le résultat d'un retour lent à leur équilibre initial de long terme. Cependant, avec l'avènement d'un libre-échange accru depuis la fin de la guerre, on peut se demander si cet équilibre de long terme est le même que celui d'avant la guerre ou qu'au contraire, les pays se sont retrouvés sur un nouveau sentier de selle caractérisé par des taux de croissance plus rapides.

Ben-David et Papell (1995) ont examiné les données annuelles de PIB de quinze pays de l'OCDE sur une étendue de douze décennies. Chacun de ces pays ont démontré un point de rupture dans la série du PIB réel par habitant pour la période couvrant de 1870 à 1989. Dans tous les cas à l'exception d'un, le point de rupture se caractérisait par une baisse substantielle du niveau, mais aussitôt suivi d'une croissance plus rapide. Pour la majorité des pays, ce point de bris apparaît lors de la deuxième guerre mondiale. Ben-David et Papell ont donc démontré que chaque pays de l'échantillon s'est retrouvé sur un nouveau sentier de selle qui croisait l'ancien. Ceci contredit les prédictions des modèles néo-classiques selon lesquels, le taux de croissance devrait revenir sur son sentier de selle initial après la période de transition qui suit le choc. Les résultats empiriques ont démontrés que non seulement le nouveau niveau de l'output des pays se trouvait sur un sentier de selle plus élevé que l'ancien, mais aussi que les taux de croissance moyens surpassaient de deux fois et demie les taux de croissance d'équilibre d'avant le point de bris.

Malgré certaines études empiriques qui démontrent une relation positive

entre le commerce international et la croissance économique, plusieurs économistes sont encore sceptiques et plusieurs tentent d'expliquer cette relation positive par certaines théories telles que la diffusion du capital humain, alors que d'autres s'attarderont plus à l'accumulation du capital physique. Parmi les études portant sur la diffusion du savoir, on peut noter le travail de Dollar, Wolff et Baumol (1988), Grossman et Helpman (1991a, 1991b, 1995) et autres qui ont tenté de démontrer que le commerce entre les pays agit comme conduit pour la diffusion du savoir. En supposant que cette idée est vraie, l'imposition de barrières tarifaires empêcheraient la diffusion d'idées et limiteraient ainsi le développement possible du pays. Au même chapitre, on peut aussi mentionner Coe, Helpman et Hoffmaister (1997) qui montrent que les retombées de la recherche et du développement des pays industrialisés vers les pays en voie de développement sont substantielles. Harberger (1984) a apporté l'évidence que l'existence de barrières tarifaires limitent la croissance des pays pauvres. À l'inverse, lorsque l'on abolit ces barrières, la croissance augmente. Ces derniers résultats sont corroborés et renforcis par les évidences empiriques de Sachs et Warner (1995) qui comparent les taux de croissance d'une économie ouverte par rapport à une économie fermée. Ils trouvèrent que les économies ouvertes présentent des taux de croissance plus élevés.

Par contre, cette conclusion peut être mise en doute selon Lucas (1988) qui a mentionné que les effets perçus suite à l'abolition des barrières tarifaires peuvent consister uniquement en une série d'effets de niveau déguisés en effet de croissance. Cette idée concorde avec les résultats obtenus par Coulombe (2002) qui trouve des effets de niveaux et non des effets sur le taux de croissance. L'accroissement du taux de croissance étant simplement le reflet d'une convergence plus rapide étant donné le niveau de long terme changé.

Dans les dernières années, plusieurs autres économistes ont partagé l'avis que le commerce international apportait des effets positifs à la croissance d'un pays. Wacziarg (1998) arrive à la conclusion, à l'aide d'une analyse empirique, qu'une politique d'ouverture au commerce international a un fort impact positif sur la croissance économique. Il explique cette accélération de la croissance par l'accumulation du capital physique qui compterait selon lui, pour plus de la moitié de cette croissance. Pour ce qui est de la transmission de la technologie et de l'amélioration des politiques macroéconomiques, celles-ci compteraient pour approximativement vingt pourcent de l'effet de l'ouverture du commerce sur la croissance.

À l'échelle internationale on essaie de quantifier et de vérifier les bénéfices du commerce international. En Argentine, une étude empirique analysa la relation entre le capital humain, l'ouverture de commerce et la convergence pour le vingtième siècle. En effet Veganzonzes et Winograd (1996) étudièrent les déterminants de long terme de la croissance en Argentine. Pour évaluer la productivité totale des facteurs, ils testèrent le modèle de Solow. Ensuite, ils analysèrent l'impact de l'addition d'autres variables telles que la convergence, le processus de rattrapage du progrès technologique, le capital humain, ainsi que l'ouverture du commerce. Leur recherche démontre une relation positive entre l'ouverture de commerce et la croissance.

Voyageant vers l'est, Dutta et Ahmed (2001) démontrent la relation entre les politiques de commerce international et la croissance industrielle pour le Pakistan durant la période de 1973 à 1995 s'inspirant du cadre théorique des modèles de croissance. Ce qui est intéressant à noter ici, c'est que ces derniers vérifient la cointégration entre les variables, alors que la majorité des autres études utilisent l'analyse en coupe transversale. Cette même méthodologie fut aussi appliquée par Coe et Moghadam (1993) qui

étudièrent le capital et le commerce en tant qu'éléments de croissance en France. Cette relation a été vérifiée par une application de la méthodologie de cointégration.

Finalement, on peut aussi citer des exemples pour l'Asie. Frankel, Romer et Cyrus (1995) ont en effet étudié la relation de cause à effet entre la croissance économique et le commerce international. Ils conclurent, par le biais d'estimations d'équations de la croissance, que le degré d'ouverture du commerce jouait un rôle important dans l'explication de la croissance rapide des pays de l'Asie de l'Est. Sur le plan de la causalité, les auteurs ont trouvé une relation simultanée entre les deux variables, mais expriment tout de même certaines réserves face à ces résultats.

Les études citées précédemment s'intéressent à la relation entre le commerce international et la croissance économique, qu'elle soit positive ou négative. Par contre, une vaste littérature couvre la relation de causalité entre les exportations et la croissance économique. Parmi les études empiriques, plusieurs économistes ont utilisé une méthodologie d'analyse en coupe transversale afin d'étudier cette relation. Cette méthodologie consiste à regarder le rang de corrélation des coefficients ou à faire une simple régression moindres carrés ordinaire (MCO) entre les exportations et l'output (Maizels, 1963, 1968; Haring et Humphrey, 1964; Syron et Walsh, 1968; Kravis, 1970; Voivodas, 1973; Michaely, 1977; Balassa, 1978a, b, 1982; Heller et Porter, 1978; Tyler, 1981; Kavoussi, 1984, 1985; Rana, 1986; Gonclaves et Richter, 1987; Singer et Gray, 1988; Greenaway et Sapsford, 1994b). L'hypothèse que les exportations causent l'output est supportée si une corrélation significative et positive est observée. Malgré la diversité des études, la principale conclusion ressortant de celles-ci est qu'un haut niveau de croissance économique est associé à un haut niveau de croissance des exporta-

tions. Cette méthodologie a fait par contre l'objet de certaines critiques puisqu'elle peut impliquer une fausse corrélation entre les variables dû au fait que les exportations elles-mêmes font partie du produit national. Ce problème d'identité comptable peut être corrigé en utilisant une mesure du produit national excluant les exportations ou encore par l'utilisation de variables alternatives pour les exportations. Un autre problème qui peut se présenter est que la corrélation trouvée peut être représentative d'une relation dirigée vers d'autres variables économiques.

Afin de pallier à ces problèmes de l'analyse en coupe transversale, un autre groupe d'économistes se sont donc tournés vers une méthodologie de séries chronologiques. Trois méthodes d'analyse de séries chronologiques sont communes, soient l'exclusion de restrictions par tests d'hypothèse, la génération des fonctions d'impulses-réponse et finalement, la décomposition de la variance. Parmi les études utilisant cette méthodologie, il est important de mentionner les résultats de Henriques et Sadorsky (1996) qui analysèrent la relation de causalité entre les exportations et l'output pour le Canada. La méthodologie utilisée par les auteurs est une analyse en séries chronologiques utilisant la méthode de cointégration proposée par Johansen (1988, 1991, 1995) suivie d'une analyse de causalité à la Granger (1963, 1969). Ces derniers ont trouvé une relation de causalité de l'output vers les exportations ce qui vient contredire les résultats de la majorité des études empiriques. Leurs résultats ont par contre fait l'objet d'une critique par Giles et Williams (1999). Ces derniers allèguent que les résultats peuvent changer selon les spécifications ou selon la méthodologie utilisée. Ces propos sont appuyés par des résultats empiriques puisqu'ils refont la même analyse qu'Henriques et Sadorsky (1996) afin de vérifier la robustesse des résultats. À l'inverse de leurs prédécesseurs, Giles et Williams (1999) trouvèrent une relation de

causalité allant des exportations vers l'output. Le cas du Portugal analysé par Oxley (1993) a aussi été l'objet de la même révision.

Nous conclurons cette section en portant notre attention sur les études empiriques pour le Canada. Sur le plan canadien, peu d'études portent sur l'impact du commerce international sur la croissance économique du Canada. On peut quand même souligner les travaux de recherche de Yamada (1998) qui trouva une relation de causalité partant des exportations vers la croissance économique. Par contre, beaucoup de littérature couvre le sujet de la convergence. Plusieurs auteurs ont démontré qu'il y avait convergence entre les provinces. Parmi ceux-ci, on peut citer Coulombe (1999), Coulombe et Day (1998, 1999), Coulombe et Lee (1995, 1998), Helliwell (1994) et Lefebvre (1994). La plupart des travaux de recherche mentionnés précédemment traitent des disparités entre les provinces, ainsi que de la convergence entre celles-ci. On traite aussi de notions telles que sigma-convergence, convergence absolue et de convergence conditionnelle, tous des concepts inspirés des modèles théoriques de croissance endogène. Le concept de sigma-convergence peut se définir comme une diminution des écarts entre la série et son niveau de long terme. Avec le temps, la variance devrait diminuer pour finalement devenir zéro lorsque la série en question a atteint son niveau de long terme. Pour ce qui est de la convergence absolue, celle-ci implique que des économies identiques atteindront le même état stationnaire, malgré que leur point de départ est différent. La vitesse de convergence sera déterminée par la distance entre leur situation initiale et le niveau de long terme, car le modèle prédit qu'ils atteindront leur état stationnaire simultanément. Finalement, la convergence conditionnelle représente la situation de deux économies semblables, mais non identiques qui convergent vers des états stationnaires différents. Le modèle prédit que si la distance entre leur

point initial et leur état stationnaire sont les mêmes, ils convergeront à la même vitesse. D'autres auteurs ont aussi tourné leur attention vers d'autres variables telles que la convergence conditionnelle de la productivité du travail analysée par Lee (1997). À ce même titre, on peut mentionner Coulombe et Tremblay (2000) qui analysèrent la relation entre le capital humain et la convergence régionale au Canada. La principale conclusion qui ressort de cette littérature est qu'il y a effectivement convergence entre les provinces canadiennes. Récemment, une étude s'est portée sur l'analyse du commerce international et interprovincial sur la croissance économique, ainsi que sur l'emploi et la productivité. En effet, Coulombe (2002) trouva, à l'aide d'une analyse en coupe transversale, qu'une plus grande ouverture de commerce international et interprovincial agit positivement sur les variables économiques en question.

3 Les données

Plusieurs variables sont utilisées dans ce travail afin de déterminer si le degré d'ouverture du commerce interprovincial et international affectent la performance économique du Canada. En effet, quatre variables sont utilisées soient le logarithme du Produit Intérieur Brut (PIB) réel, le PIB réel par habitant, le logarithme de l'emploi, ainsi que la productivité et ce, pour toutes les provinces. De plus, l'effet sur la déviation de ces variables est aussi analysé. La déviation consiste au ratio de la variable par rapport à la moyenne des provinces.

Les données sur le PIB réel proviennent de la matrice du PIB aux prix constants de 1992 calculés par Statistiques Canada (matrice 9023 de CANSIM pour l'Alberta et suivants pour les autres provinces). Or, nous utilisons le logarithme de ces séries. Pour sa part, le PIB par habitant est construit à partir des données du PIB réel (mêmes séries, soit 9023 et suivants), mais divisées par le nombre d'habitants respectif de chaque province. Ces séries sur la population représentent les séries numéros D2 pour Terre-Neuve et suivants dans CANSIM. Pour ce qui est de l'emploi, nous utilisons l'emploi total qui correspond aux séries numéros 9228 pour l'Alberta et suivants pour les autres provinces. Encore une fois, ce sera le logarithme de l'emploi qui sera utilisé pour l'analyse. Afin de trouver une mesure de productivité, nous avons pris le ratio entre le PIB réel et l'emploi. Finalement, les données utilisées pour calculer les degrés d'ouverture commerciale autant provinciale qu'internationale sont des données empruntées de Coulombe (2002). Ces données représentent le ratio des importations additionnées aux exportations en rapport avec le PIB et ce, en valeur nominale, ce qui nous permet de capturer l'effet des termes de l'échange.

Les données utilisées sont pour les dix provinces canadiennes et sont établies sur une base annuelle pour la période de 1981 à 2000. Il est à noter que les résultats trouvés dans ce travail prennent en considération la taille de l'échantillon étant donné le faible nombre d'observations. En effet, le test de racine unitaire proposé par MacKinnon fait un ajustement des valeurs critiques en fonction des éléments déterministes inclus, ainsi qu'en fonction de la taille de l'échantillon des données. Pour ce qui est du test de cointégration, nous verrons plus tard que les valeurs critiques tiennent aussi compte du nombre d'observations.

Pour des fins de simplification, tous les noms de variables ont été abrégés. Ainsi, le degré d'ouverture du commerce interprovincial sera dénoté par IPOPEN, alors que le degré d'ouverture du commerce international sera dénoté par INOPEN. De plus, le logarithme de l'output réel sera dénoté par YRL, l'output par habitant sera abrégé par YPR, le logarithme de l'emploi par LEMPL et pour finir, la productivité sera dénotée par LPROD. Pour ce qui est des provinces, nous utilisons les abréviations standards. Pour leur part, les variables en déviation seront dénotées par un "DEV" ajouté à la fin du nom de la variable en question. L'analyse présentée ne nécessite aucune pondération des observations puisque chaque province possède une équation individuelle. L'analyse de chaque province ne tient pas compte de l'analyse des autres provinces.

4 Tests de racines unitaires

Dans la section qui suit, nous analysons la stationnarité des variables. Étant donné que notre étude porte sur la cointégration, il est primordial de déterminer si les variables sont stationnaires ou non, car les variables doivent être non stationnaires, c'est-à-dire intégrées afin de tester la cointégration. Pour vérifier si les séries possèdent une racine unitaire, nous appliquons un test Dickey-Fuller augmenté (Dickey and Fuller, 1979; Said and Dickey, 1984), communément nommé *ADF*. L'équation estimée par le test *ADF* est la suivante:

$$\Delta y_t = \phi_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

où l'hypothèse nulle sous-jacente au test est $H_0 : \phi_0 = 0$, c'est-à-dire que la série possède une racine unitaire et k représente le nombre de retards. Or, si on rejette l'hypothèse que $\phi_0 = 0$, alors la série est stationnaire. Par contre, si on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle, la série est donc intégrée d'ordre 1, dénoté par $I(1)$.

La possibilité ou non de rejeter l'hypothèse d'une racine unitaire est très sensible à la taille de l'échantillon, au nombre de retards que l'on impose, ainsi qu'au choix des éléments déterministes inclus dans l'équation. Afin de tenir compte du problème de la taille de l'échantillon, nous avons décidé d'utiliser les valeurs critiques tabulées par MacKinnon¹. Ces valeurs critiques solutionnent le problème lié au nombre d'observations puisqu'elles s'ajustent en fonction de la taille de l'échantillon et sont par conséquent, plus exigeantes. Le nombre de retards a été choisi utilisant la procédure

¹Nous utilisons directement les valeurs critiques donnés par EViews. Ce logiciel considère l'ajustement des valeurs critiques en fonction de la taille de l'échantillon et des composantes déterministes incluses dans l'équation ADF.

séquentielle suggérée par Campbell et Perron (1991). Voir aussi Ng et Perron (1995). Cette dernière procédure consiste à initialement choisir un retard maximal ($k \max$) dans l'estimation d'autorégression ADF et tester si le dernier retard inclus est significatif à 90%. Si le retard n'est pas significatif, alors la statistique est de nouveau estimée utilisant $k \max - 1$ retards. Cette procédure est donc répétée jusqu'à ce qu'on trouve un retard significatif. Si aucun des retards ne s'avèrent significatifs, alors on doit choisir $k = 0$. Finalement, pour ce qui a trait aux éléments déterministes, nous avons commencé par spécifier le modèle de façon la plus générale, c'est-à-dire incluant une tendance et un intercepte. Par contre, si la tendance s'avérait non significative, alors la spécification changeait laissant uniquement l'intercepte pris pour compte. Les résultats des tests ADF sont présentés dans les tableaux 1 à 6. Chaque tableau présente les spécifications du retard et des éléments déterministes qui lui ont été attribué dans l'estimation du test ADF . Les tableaux démontrent que la majorité des variables ne sont pas stationnaires et sont donc $I(1)$. Pour ce qui est des variables en déviations, les résultats des tests ADF sont présentés dans les tableaux de 14 à 17. Ces derniers tableaux démontrent beaucoup plus de variables stationnaires, mais encore ici, la majorité ne rejette pas l'hypothèse nulle. Il est à noter que toutes les variables trouvées stationnaires ne seront pas inclus dans les tests de cointégration étant donné leur nature.

5 Analyse de cointégration

La notion de cointégration fait référence à une relation stationnaire de long terme entre les variables. En effet, la méthodologie de cointégration analyse la stationnarité de l'écart entre les séries. On dira que deux variables sont cointégrées lorsque l'écart entre les séries est stationnaire, c'est-à-dire retourne vers sa moyenne de long terme. Ce qui est intéressant de noter est que cette relation stationnaire entre les deux variables apparaît malgré la non stationnarité de chaque variables à l'étude. Ceci implique que malgré notre incapacité à ressortir des conclusions de long terme sur le niveau de chaque séries individuelles, il est possible de déterminer l'impact de certaines variables à long terme en analysant l'écart entre celles-ci.

Pour définir le concept en termes simples, supposons que nous avons 3 variables, soit "w", "x" et "y". Supposons aussi que chaque variable n'est pas stationnaire, donc intégrée d'ordre 1. Ensuite, supposons que l'écart entre ces variables se nomme "z". Par conséquent, pour trouver s'il y a ou non cointégration, il faut commencer par trouver "z" avec l'équation suivante: $z = \beta w - \alpha x - \theta y$. Ensuite, on doit analyser la stationnarité de "z" à l'aide d'un test de racine unitaire utilisant les méthodes discutées précédemment. Si "z" ne possède pas de racine unitaire, alors il y a cointégration entre les séries en question.

Dans la présente étude, plusieurs tests de cointégration ont été fait sur différents groupes de trois variables. Les variables communes à tous ces groupes sont "IPOPEN" et "INOPEN" puisque l'analyse tente d'évaluer leur impact de long terme sur certains indicateurs économiques. Pour chaque test de cointégration, une des variables économiques suivantes a été inclut dans l'analyse, soit l'output réel, l'output réel par habitant, l'emploi ou la

productivité. Les variables ont été analysées par province afin de capter l'impact du commerce international sur chaque province étant donné les disparités entre celles-ci. Des tests de cointégration ont donc été fait pour chaque province et pour chaque différentes variables économiques à l'étude dont les résultats sont présentés dans les tableau 7, 8, 18 et 19.

Afin de comprendre les implications économiques rattachées à la cointégration de variables, je vais continuer avec l'exemple précédent. En réarrangeant les termes de l'équation, on peut obtenir l'équation suivante: $\beta w = \alpha x + \theta y + z$ où "w" représente la variable dépendante, "x" et "y" les variables explicatives et "z" représente le terme d'erreur. De plus, un vecteur d'ajustement d'erreurs est ajouté à l'équation nous permettant de déterminer à quelle vitesse l'économie s'ajuste vers son nouvel équilibre de long terme. De façon concrète, "w" peut représenter l'output réel de la province de Québec, "x" le degré d'ouverture de commerce international pour le Québec, "y" le degré d'ouverture de commerce interprovincial québécois et "z" le terme d'erreur. Il est donc possible de tirer des conclusions quant à l'impact du degré d'ouverture de commerce international et interprovincial sur le niveau des différents indicateurs économiques en regardant les signes des coefficients de "x" et de "y". S'il n'y avait pas de cointégration entre les variables, il serait impossible de capter les effets de niveau puisqu'il aurait fallu travailler avec des variables en première différence. Une régression linéaire avec des variables en première différence nous donneraient des effets de croissance étant donné qu'elles sont des taux de croissance au lieu de variables en niveau.

Un autre concept que l'on doit savoir afin de comprendre la notion de cointégration est le nombre de vecteurs de cointégration. Étant donné que l'analyse comprend trois variables, il est possible d'obtenir plus qu'un vecteur de cointégration. Un vecteur de cointégration peut être défini comme étant

l'ensemble stationnaire de l'écart entre deux variables. Donc, lorsque l'on travaille avec plus de deux variables, il est possible d'obtenir plus qu'un vecteur de cointégration. En effet, comme dans l'exemple précédent, l'écart entre "x" et "w" peut être stationnaire, mais aussi l'écart entre "w" et "y", ainsi que l'écart entre "y" et "x". Il peut donc y avoir plus d'une relation de long terme entre les variables en question.

La présence de cointégration est vérifiée utilisant une procédure multivariable proposée par Johansen (1988, 1991, 1995). Ce test utilise la représentation vectorielle à correction d'erreurs (*VECM*):

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \alpha' z_t + \epsilon_t \quad (2)$$

où

$$\begin{aligned} E(\epsilon_t) &= 0 \\ E(\epsilon_t \epsilon_\tau) &= \begin{cases} \Omega & t = \tau \\ 0 & \text{Autrement} \end{cases} \end{aligned} \quad (3)$$

Dans l'expression (2), la matrice Π contient l'information d'une possible relation de cointégration entre les n éléments de y_t . L'équation (2) offre trois cas possibles qui sont déterminés selon le rang de la matrice Π . Premièrement, la matrice Π peut être une matrice zéro ce qui implique que le rang de Π est égal à 0 auquel cas, il n'y a pas de cointégration entre les variables. Deuxièmement, la matrice Π peut posséder un rang plein n . Si le rang est plein, cela implique que toutes les variables sont stationnaires. Troisièmement, la matrice Π peut avoir une déficience de rang c'est-à-dire

que $0 < \text{rang}(\Pi) < n$. Dans ce dernier cas, la matrice peut être décomposée comme $\Pi = \alpha\beta'$ où α et β sont des matrices (n par r). La matrice β contient les r relations de cointégration, alors que la matrice α contient les paramètres d'ajustement. La méthode de Johansen utilise le maximum de vraisemblance pour tester la cointégration. Celle-ci vérifie la cointégration en testant le rang de la matrice Π de l'équation (2) utilisant la technique de régression de rang réduit basée sur des corrélations canoniques. Pour une meilleure explication de cette approche, se référer à Franses (1999) ou Johansen (1995). Assumant que les interceptes ne sont pas restreints, la procédure consiste à obtenir n par 1 vecteurs de résidus r_{0t} et r_{1t} provenant de régressions auxiliaires (régressions de Δy_t et y_{t-1} sur une constante et Δy_{t-1} retardée jusqu'à Δy_{t-p+1}). Ces résidus sont utilisés pour obtenir le produit résiduel des matrices:

$$S_{ij} = (1/T) \sum_{t=1}^T r_{it} r'_{jt}, \quad i, j = 0, 1 \quad (4)$$

La prochaine étape est de résoudre le problème des valeurs propres avec l'équation suivante:

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad (5)$$

Cette dernière équation nous donne les valeurs propres $\hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_n$ et le vecteur propre correspondant $\hat{\beta}_1$ jusqu'à $\hat{\beta}_n$. Un test pour le rang de la matrice Π peut maintenant être fait en testant combien de valeurs propres λ sont égales à l'unité. Le premier test statistique pour le nombre de relations de cointégration résultantes est appelé la trace statistique (voir Johansen

(1988), qui consiste à un test de ratio de vraisemblance défini par:

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

L'hypothèse nulle pour ce test de la trace est qu'il existe au plus r relations de cointégration. Pour commencer, on teste pour vérifier s'il n'y a pas de cointégration soit, $r = 0$ versus au plus une relation. Si l'on rejette en faveur qu'il y a au moins un vecteur de cointégration, on doit alors tester s'il y a au plus deux vecteurs de cointégration et ainsi de suite, jusqu'à ce que nous ne puissions plus rejeter l'hypothèse nulle. L'autre test que nous utilisons, nous sert à vérifier si les valeurs propres estimées sont elle-mêmes significatives:

$$\lambda_{\max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

Ceci peut être utilisé pour tester l'hypothèse nulle de $r - 1$ contre r vecteurs de cointégration.

Les valeurs critiques pour ces tests ont été tabulées par Osterwald-Lenum (1992). Cependant, la distribution asymptotique dépend des éléments déterministes (z_t) considérés dans l'équation (2) et dépend aussi des éléments déterministes permis dans la relation de cointégration. Selon la nature de chaque série, nous avons soit utilisé un intercepte ou encore la combinaison d'un intercepte et d'une tendance. La spécification précise de chaque équation apparaît dans les tableaux représentant les équations de long terme de cointégration.

Un autre aspect important dans l'application du test de Johansen est la spécification du retard. Plusieurs suggestions ont porté sur ce sujet dans la littérature. Parmi ces suggestions, il y a entre autre l'utilisation des critères

AIC et *BIC*.² Étant donné la taille de notre échantillon, nous avons choisi le modèle le plus parcimonieux en accordant une plus grande importance au critère *BIC* lorsque celui-ci donnait un résultat différent du critère *AIC*. Le nombre de retards utilisé dans l'estimation du *VECM* est selon le cas, $k = 1$ ou $k = 2$.

Les résultats de l'application des test de Johansen sont présentés dans les tableaux 7 et 8, ainsi que des tableaux 18 et 19 pour les variables en déviations. On remarque qu'il y a beaucoup plus de relations de cointégration lorsque l'on estime les équations avec les variables qui ne sont pas en déviations. Ce résultat n'est pas surprenant puisque la relation est beaucoup plus directe lorsque l'on ne travaille pas en déviations. Aussi, plusieurs variables en déviations ne pouvaient être utilisées puisqu'elles n'étaient pas stationnaires. Un autre résultat est que la majorité des relations de cointégration sont reliées aux variables de l'emploi, de l'output et de l'output par habitant. En effet, six provinces ressortent une relation de cointégration entre le degré d'ouverture commerciale interprovinciale, le degré d'ouverture commerciale internationale et l'emploi, l'output ou l'output par habitant selon le cas. Du côté de la productivité, quelques provinces présentent une relation de cointégration, mais les résultats sont beaucoup moins concluants. Les résultats trouvés sont des résultats auxquels nous pouvions nous attendre. Effectivement, on devrait s'attendre qu'une plus grande ouverture du commerce amène une augmentation des exportations si la proportion des importations est moindre que celle des exportation puisque ces deux éléments servent à calculer l'output. L'impact des exportations sur l'output est positif, alors que l'impact des importations est négatif. Par conséquent,

²Une autre suggestion est d'utiliser le test du ratio de vraisemblance comme critère. Voir Enders (1995).

si l'augmentation des exportations est plus grande que celle des importations, il y aura un impact positif sur l'output. Pour ce qui est de l'emploi, un changement positif de l'output peut laisser entrevoir une augmentation de l'emploi. En ce qui concerne la productivité, cette relation de causalité est beaucoup moins évidente puisque le calcul de la productivité implique le calcul de d'autres facteurs.

Ces résultats sont donc consistents avec ceux trouvés par Coulombe (2002) qui trouve qu'il y a une relation de long terme positive du degré d'ouverture commerciale internationale et du degré d'ouverture interprovinciale sur l'output. Il trouve aussi une relation positive de long terme lorsqu'il utilise l'emploi au lieu de l'output, ce qui est encore consistant avec nos résultats. Pour ce qui est de la productivité, nos résultats présentent des impacts positifs de niveau pour quelques provinces, ce qui est contraire aux résultats de Coulombe (2002). En effet, l'analyse en panel démontrait que le degré d'ouverture commerciale internationale affectait positivement l'emploi, la productivité et le PIB, alors que la relation n'était pas vérifiée avec le degré d'ouverture interprovinciale pour la productivité.

On doit aussi remarquer que la majorité des relations de cointégration trouvée présente pour la plupart qu'un vecteur de cointégration. Par contre, certains résultats démontrent deux vecteurs ($r = 2$) de cointégration, donc deux relations stationnaires entre les variables. De plus, nous devons faire attention aux résultats puisqu'ils peuvent être la conséquence de la petite taille de l'échantillon utilisée dans l'application. En effet, il y a évidence que la petite taille d'un échantillon peut causer le rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration, alors que celle-ci s'avère vraie (voir Maddala and Kim, 1999). La solution recommandée à ce problème est d'ajuster les valeurs critiques en fonction de la taille de l'échantillon. Pour ce faire, nous ajustons

le test $\lambda_{\max \text{par}}(T - kn)/T$, où T représente le nombre total d'observations, k est le nombre de retards et n est le nombre de variables utilisées dans le système. Cette méthode a été proposée par Reimers (1992). Notre troisième et dernière étape consiste à estimer le *VECM*. La spécification *VECM* contient trois équations mais nous sommes seulement intéressés à l'équation où la variable dépendante est soit l'output réel, l'emploi, la productivité ou l'output réel par habitant selon le cas. Cette équation peut donc être écrite de la façon suivante:

$$\Delta y_t = \sum_{h=1}^k a_h \Delta y_{t-h} + \sum_{h=1}^k b_h \Delta \text{inopen}_{t-h} + \sum_{h=1}^k c_h \Delta \text{ipopen}_{t-h} + \sum_{s=1}^r d_s \text{ect}_{t-1} + \alpha' z_t + e_t \quad (8)$$

où y_i est notre variable dépendante (selon le cas), ect_{t-1} correspond au terme de correction d'erreurs et z_t contient les composantes déterministes.

Les résultats de l'estimation du *VECM* sont présentés dans les tableaux 9 à 12, ainsi que dans les tableaux 20 à 23 pour les variables en déviations. Dans ces tableaux on inclut aussi la relation de long terme entre les variables en question. De plus, la dernière ligne de chaque tableau présente la vitesse d'ajustement de la variable afin qu'elle rejoigne son niveau de long terme. Par exemple, le tableau 9 présente les équations de long terme entre l'output, le degré d'ouverture de commerce interprovincial, ainsi que le degré d'ouverture de commerce international. On constate que pour toutes les provinces en question, une plus grande ouverture de commerce international amène un effet positif de long terme sur l'output réel, alors qu'une plus grande ouverture de commerce interprovincial semble avoir l'effet contraire. De plus, on remarque que la vitesse d'ajustement varie de 7% pour l'Ontario

à 35% pour le Manitoba. Cette vitesse d'ajustement montre à quelle vitesse l'output réel s'ajuste pour retourner à son niveau de long terme suite à une augmentation du degré d'ouverture de commerce autant provincial qu'international. Elle peut sembler assez élevée pour certaines provinces, mais nous ne devons pas la confondre avec la vitesse de convergence des modèles de croissance néo-classiques. Nous constatons que les tableaux 10 à 12 présentent des résultats semblables aux résultats du tableau 9. En effet, le degré d'ouverture de commerce international a un effet positif sur l'emploi, le PIB réel par habitant et la productivité, alors que le degré d'ouverture de commerce interprovincial a un effet négatif.

Ces résultats ressemblent à ceux trouvés par Coulombe (2002) qui trouve que l'ouverture du commerce international a des effets positifs sur la performance économique du Canada, alors que la relation n'est pas vérifiée lorsque l'on étudie la relation entre le degré d'ouverture de commerce interprovincial et la productivité. Le tableau 13 résume les effets d' IPOPEN et d'INOPEN sur les indicateurs économiques du pays avec l'approche de cointégration. Or, nous trouvons que, dans l'ensemble, le commerce international a un impact bénéfique, alors que le commerce interprovincial semble affecter négativement l'emploi, le PIB réel, ainsi que le PIB réel par habitant. Il est intéressant de noter que Terre-Neuve ne possède aucune variable cointégrée, et ce, malgré la non stationnarité des séries ce qui peut être expliqué par le faible PIB de la province ce qui rend la relation plus difficile à identifier. Aussi, on remarque qu'au tableau 10, l'Alberta présente des effets positifs du degré d'ouverture interprovinciale et internationale sur le PIB réel par habitant. Ces résultats concordent avec ceux obtenus en panel (Coulombe 2002). Aussi, on voit au tableau 11 que les effets négatifs de long terme du commerce interprovincial sur l'emploi sont très faibles. Nous

devons donc prendre l'ampleur de l'impact négatif du commerce interprovincial sur l'emploi à la lumière de ces résultats. Dans le même tableau, on peut constater que l'effet d'INOPEN sur l'emploi est négatif pour les provinces de la Colombie-Britannique, ainsi que pour la Nouvelle-Ecosse. Malgré ces observations irrégulières, l'ensemble des résultats semblent consistents. On remarquera aussi que certains coefficients du commerce interprovincial ne sont pas significatifs ce qui tend à expliquer les signes négatifs obtenus. Ceci signifie simplement qu'il n'y a qu'un vecteur de cointégration qui représente la relation entre le commerce international et la variable en question.

6 Causalité à la Granger

L'approche utilisée pour analyser la causalité est celle fondée sur les travaux de Granger (1963, 1969) qui s'appuie sur les recherches précédentes de Weiner (1956). Cette approche est basée sur la notion de prédiction, prévisibilité, synonymes de causalité et, est aussi basée sur l'idée que la cause d'un évènement ne peut pas venir après l'effet. L'approche de la causalité à la Granger est une méthode très répandue afin de tester la causalité entre les exportations et l'output. Une caractéristique spécifique à cette approche est qu'elle n'est pas influencée par la théorie. En effet, la méthode de causalité à la Granger n'incorpore d'aucune manière que ce soit la théorie économique. L'analyse n'est donc pas biaisée par les intérêts des chercheurs.

On peut définir la causalité à la Granger en disant que "y" cause "x" si toute l'information passée incluant "y" nous permet de prédire "x" mieux que si on utilise toute l'information passée, sauf "y". Plus formellement, soit Ω_t l'ensemble de l'information contenant toute l'information requise et disponible incluant aussi la période de temps t . Soit $xt(1|\Omega_t)$ l'erreur carré moyenne (ECM) optimale pouvant prédire xt au temps t se basant sur l'information contenue dans Ω_t . Soit $Mx(1|\Omega_t)$ dénotant le résultat de prévision de l'erreur carré moyenne. Alors, yt est dit causé à la Granger xt une période à l'avance si, au sens d'une matrice, $Mx(1|\Omega_t) < Mx(1|\Omega_t \text{ excl. } \{yt | s \leq t\})$, où Ω_t excluant $\{yt | s \leq t\}$ est l'ensemble contenant toute l'information à l'exception du passé et du présent de yt .

La méthode de Granger a été critiquée par entre autre Zellner (1979) qui lui reproche de ne pas être pratique. En effet, il argumente qu'il n'existe pas de variable globale pouvant posséder toute l'information requise afin de pouvoir être considérée comme une variable optimale de prédiction. Un autre

reproche de Zellner (1979) est que le mot prévision est moins surprenant et plus faible en tant que concept que celui de la causalité. Malgré ces critiques, l'utilisation de la méthode de Granger reste très répandue et est grandement utilisée afin de déterminer la direction de la relation de causalité entre les variables étudiées.

Une étude précédente (Coulombe 2002) a déjà démontré une relation de causalité entre les variables IPOPEN et INOPEN. Contrairement à son analyse, nous vérifions la présence de causalité à la Granger incluant trois variables en comparaison de deux. Les tableaux 24 à 28 présentent les résultats du test de causalité à la Granger. Le test a uniquement été vérifié pour les variables qui ne sont pas en déviations puisque se sont ces variables qui démontrent le plus grand nombre de relations de cointégration. Or, les tableaux indiquent clairement qu'il y a de la causalité entre les variables. Un aspect intéressant relié à la causalité des variables est que le test de causalité à la Granger peut nous aider à déterminer le degré d'endogénéité des variables, c'est-à-dire qu'il permet de voir quelle variable est la plus sensible aux autres. Le tableau 24 démontre qu'il peut être difficile de déterminer quelle variable est la plus endogène. En effet, on voit qu'INOPEN cause à la Granger YRL, mais simultanément, YRL cause à la Granger INOPEN et on constate aussi que pour plusieurs provinces, IPOPEN cause à la Granger INOPEN. Ce résultat nous donne la justification d'utiliser l'approche de cointégration puisqu'avec celle-ci, toutes les variables sont considérées endogènes. Dans le cas précédent, INOPEN semble être la variable la plus endogène. Par contre, dans les tableaux 25 et 26, on voit qu'INOPEN cause à la Granger YPR, ainsi que LEMPL, alors que l'inverse n'est pas constaté. Aussi, on constate une fois de plus, que l'on peut rejeter, à plusieurs reprises, l'hypothèse nulle qu' IPOPEN ne cause pas INOPEN. Finalement,

le tableau 27 démontre des résultats semblables au tableau 24. En effet, on voit qu'INOPEN est causé par LPROD pour la majorité des provinces. Ces résultats viennent contredire ceux de Henriques et Sadorsky (1996) qui ont trouvés que l'output causait à la Granger les exportations. Nous ne pouvons toutefois comparer la robustesse des résultats puisque les variables utilisées dans l'analyse présente ne sont pas les mêmes et ne correspondent pas à la même période de temps. Giles et Williams (1999) ont démontrés à quel point les résultats des tests de causalité sont sensibles à la période visée, ainsi qu'aux spécifications.

7 Conclusion

La présente étude a eu pour but d'analyser l'impact de l'ouverture du commerce international et interprovincial sur différentes variables mesurant la croissance économique des provinces canadiennes. Les variables qui ont été utilisées pour mesurer la croissance économique sont l'output réel, l'emploi, la productivité et l'output réel par habitant. Aussi, certains tableaux nous ont présentés les résultats des tests utilisant les variables en déviation avec leur moyenne, mais dont l'analyse s'est avérée brève.

À la différence des autres études portant sur le même sujet (Coulombe, 2002), nous avons utilisé la méthodologie de cointégration proposée par Johansen (1988, 1991, 1995) après avoir vérifié les propriétés de stationnarité de toutes les variables. Nos résultats, même après avoir été ajusté pour la taille de l'échantillon, démontrent l'évidence de cointégration pour plusieurs des cas analysés. Par cette analyse de cointégration, on peut donc conclure que le degré d'ouverture de commerce international et interprovincial amène un changement de niveau de l'équilibre de long terme des variables économiques telles que l'output et l'emploi. Ceci vient appuyer les propos de Lucas (1988), ainsi que les résultats de Coulombe (2002). On trouve aussi que le degré d'ouverture internationale affecte de façon positive la croissance économique quand l'emploi, l'output et l'output par habitant sont utilisés comme les variables mesurant la croissance économique. Pour sa part, le degré d'ouverture provinciale a des effets négatifs sur la croissance économique. Cette évidence confirme les résultats obtenus par Coulombe (2002) quant à l'effet positif du degré d'ouverture internationale, alors que les résultats contredisent ceux obtenus par Coulombe (2002) en ce qui a trait aux effets de l'ouverture du commerce interprovincial. Il est facile de

comprendre pourquoi une plus grande ouverture du commerce international entraîne une augmentation du niveau de l'output. En effet, les exportations font partie du calcul de l'output et ont un poids positif sur celui-ci. Il s'agit donc d'une identité comptable. Il faut par contre noter qu'une plus grande ouverture commerciale pourrait aussi signifier une augmentation de la même ampleur des importations ce qui annulerait l'effet positif des exportations. On peut donc conclure que lorsque l'on accroît le degré d'ouverture commerciale, cette plus grande ouverture entraîne une plus quantité d'exportations que d'importations puisque l'effet total sur l'output est positif. Cette conclusion est cohérente avec la nature du Canada d'être principalement un pays exportateurs.

Ces conclusions sont importantes puisqu'elles peuvent venir influencer la définition des axes de commerce. Par conséquent, au lieu de promouvoir le protectionisme, nous devrions, selon ces résultats, encourager le commerce international sachant ses effets bénéfiques sur notre économie. Étant donné que les résultats de l'impact du commerce interprovincial ne sont pas assez robustes pour plusieurs raisons, il est impossible de ressortir les implications sur le plan économique.

References

- [1] Balassa, B. (1978a), "Exports and Economic Growth: Further Evidence," *Journal of Development Economics* 5, 181-9.
- [2] Balassa, B. (1978b), "Export Incentives and Export Performance in Developing Countries: A Comparative Analysis," *Weltwirtschaftliches Archiv* 114, 24-61.
- [3] Balassa, B. (1982), *Development Strategies in Semi-industrialized Economies*, New York, Oxford University Press.
- [4] Baldwin, R. E. (1992), "On the Growth Effects of Import Competition," *NBER Working Paper* No. 4045
- [5] Barro, R. (1997), *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, MIT Press, Cambridge, MA.
- [6] Ben-David, D. et Loewy, M. (1997), "Free Trade, Growth, and Convergence," *NBER Working Papers* No. 6095.
- [7] Ben-David, D. et Papell, D. H. (1995), "The Great Wars, the Great Crash, and Steady State Growth: Some New Evidence About an Old Stylized Fact", *Journal of Monetary Economics* 36, 453-475.
- [8] Ben-David, D. et Papell, D. H. (1997), "International Trade and Structural Change," *Journal of International Economics* 43, 513-523.
- [9] Ben-David, D. et Papell, D. H. (1998), "Slowdowns and Meltdowns: Postwar Growth Evidence from Seventy-Four Countries," *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- [10] Campbell, J. Y. et P. Perron (1991): "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomist Should Know About Unit Roots," in O.J. Blanchard and S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 6, 141-201.
- [11] Caves, R. E. (1965), "Vent for Surplus Models of Trade and Growth," in R. E. Baldwin et al. (eds.), *Trade Growth and the Balance of Payments*, Chicago: Rand McNally.
- [12] Coe, D. T., Helpman, E. et Hoffmaister, A. W. (1997), "North-South R&D Spillovers," *Economic Journal* 107, 134-149.

- [13] Coe, D. T. et Moghadam, R. (1993), "Capital and Trade as Engines of Growth in France. An Application of Johansen's Cointegration Methodology," *International Monetary Found*, Working Paper No. 93/11.
- [14] Corden, W. M. (1971), "The Effects of Trade on the Rate of Growth," in J. N. Bhagwati et al. (eds.), *Trade, Balance of Payments and Growth: Papers in International Economics in Honor of Charles P. Kindleberger*, Amsterdam: North Holland.
- [15] Coulombe, S. (1999), "Economic Growth and Provincial Disparity - A New View of an Old Canadian Problem," Commentary No. 122, C. D. Howe Institute, Toronto.
- [16] Coulombe, S. (2000), "New Evidence of Convergence Across Canadian Provinces: The Role of Urbanization," *Regional studies* 34 (8), 713-725.
- [17] Coulombe (2002), "International Trade, Interprovincial Trade and Provincial Growth," manuscript.
- [18] Coulombe, S. et Day, K. (1998), "Profils de Croissance Régionaux de part et d'autre du 49ième Parallèle," *Études Internationales* 29, 365-90.
- [19] Coulombe, S. et K. Day (1999), "Economic Growth and Regional Disparities in Canada and the Northern United States," *Canadian Public Policy* 25.
- [20] Coulombe, S. et Lee, F. (1995), "Convergence Across Canadian Provinces, 1961 to 1991," *Canadian Journal of Economics* 28, 886-898.
- [21] Coulombe, S. et Lee, F. (1998), "Évolution à Long Terme de la Convergence Régionale au Canada," *L'Actualité Économique - Revue d'Analyse Économique* 74, 5-27
- [22] Coulombe, S. et Tremblay, J. F. (2000), "Human Capital and Regional Convergence in Canada," *Journal of Economic Studies*.
- [23] Dickey, D. A. et W. A. Fuller (1979): "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- [24] Dollar, D., Wolff, E. N. et Baumol, W. J. (1988), "The Factor-Price Equalization Model and Industry Labor Productivity: An Empirical Test across Countries," in Robert C. Feenstra (ed.), *Empirical Methods for International Trade*, pp. 23-47, Cambridge, MA: MIT Press.

- [25] Dutta, D. et Ahmed, N. (2001), "Trade Liberalisation and Industrial Growth in Pakistan: A Cointegration Analysis," University of Sydney, No. 2001-4.
- [26] Feenstra, R. C. (1996), "Trade and Uneven Growth," *Journal of Development Economics* 49, 229-256.
- [27] Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley.
- [28] Fieleke, N. S. (1994), "Is Global Competition Making the Poor even Poorer?," *New England Economic Review*, November-December, 3-16.
- [29] Frankel, J. A., Romer, D. et Cyrus, T. (1995), "Trade and Growth in East Asian Countries: Cause and Effect?," Federal Reserve Bank of San Francisco in its series Pacific Basin Working Paper No. 95-03.
- [30] Franses, P. H. (1998), *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press.
- [31] Giles, J. A. and Williams, C. L. (1999), "Export-led Growth: A Survey of the Empirical Literature and Some Noncausality Results," University of Victoria, Econometrics Working Paper No. 9901.
- [32] Goncalves, R. et Richtering, J. (1987), "Intercountry Comparison of Export Performance and Output Growth," *The Developing Economies* 25, 3-18.
- [33] Granger, C. W. J. (1963), "Economic Processes Involving Feedback," *Information and Control* 6, 28-48.
- [34] Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models: Cross Spectral Methods," *Econometrica* 37, 424-38.
- [35] Greenaway, D. et Sapsford, D. (1994a), "What does Liberalization do for Exports and Growth," *Weltwirtschaftliches Archiv* 130, 152-74.
- [36] Grossman, G. M. et Helpman, E. (1991a), *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, MA: MIT Press.
- [37] Grossman, G. M. et Helpman, E. (1991b), "Trade, Knowledge Spillovers, and Growth," *European Economic Review* 35, 517-526.
- [38] Grossman, G. M. et Helpman, E. (1995), "Technology and Trade," in G. Grossman and K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, vol.3, pp. 1279-1337, Amsterdam: Elsevier Science.

- [39] Harberger, A. C. (1984), *World Economic Growth*, San Francisco: ICS Press.
- [40] Haring, J. E. et Humphrey, J. F. (1964), "Simple Models of Trade Expansion," *Western Economic Journal* 2, 173-4.
- [41] Heller, P. S. et Porter, R. C. (1978), "Exports and Growth: An Empirical Re-Investigation," *Journal of Development Economics* 5, 191-3.
- [42] Helliwell, J. (1994), Convergence and Migration Among Provinces," PEAP Policy Study 94-2, Institute for Policy Analysis, University of Toronto.
- [43] Henriques, I. et Sadorsky, P. (1996), "Export-led Growth or Growth-Driven Exports? The Canadian Case," *Canadian Journal of Economics* 96, 540-55.
- [44] Johnson, H. G. (1971), "The Theory of Trade and Growth: A Diagrammatic Analysis," in J. N. Bhagwati et al. (eds.), *Trade, Balance of Payments and Growth: Papers in International Economics in Honor of Charles P. Kindleberger*, Amsterdam: North Holland.
- [45] Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economics Dynamics and Control* 12, 231-254.
- [46] Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica* 59, 1551-1580.
- [47] Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference In Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Oxford University Press.
- [48] Kavoussi, R. M. (1984), "Export Expansion and Economic Growth: Further Empirical Evidence," *Journal of Development Economics* 14, 241-50.
- [49] Kavoussi, R. M. (1985), "International Trade and Economic Development: The Recent Experience of Developing Countries," *Journal of Developing Areas* 19, 379-92.
- [50] Kindleberger, C. P. (1962), *Foreign Trade and the National Economy*, New Haven: Yale University Press.

- [51] Kravis, I. B. (1970), "Trade as a Handmaiden of Growth: Similarities between the Nineteenth and Twentieth Centuries," *Economic Journal* 80, 850-70.
- [52] Lee, F. C. (1997), "Conditional Labor Productivity Convergence in Canada," *Seoul Journal of Economics* 10, 57-82.
- [53] Lefebvre, M. (1994), "Les Provinces Canadiennes et la Convergence: Une Évaluation Empirique," Bank of Canada Research Paper 94-10, Ottawa.
- [54] Lucas, R. E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics* 22, 3-42.
- [55] Maddala, G. S. et I. M. Kim (1999), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press.
- [56] Maizels, A. (1963), *Industrial Growth and World Trade*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [57] Maizels, A. (1968), *Exports and Economic Growth of Developing Countries*, Cambridge, Cambridge University Press.
- [58] Mankiw, G., Romer, D. et Weil, D. (1992), "A Contribution to the Empiric of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 107, 407-37.
- [59] Michaely, M. (1977), "Exports and Economic Growth: An Empirical Investigation," *Journal of Development Economics* 4, 49-53.
- [60] Myrdal, G. (1957), *Economic Theory and Under-Developed Regions*, London: Duckworth.
- [61] Ng, S. et P. Perron (1995): "Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag," *Journal of the American Statistical Association* 90, 268-281.
- [62] Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 461-472.
- [63] Oxley, L. (1993), "Cointegration, Causality and Export-led Growth in Portugal, 1865-1985," *Economics Letters* 43, 163-6.

- [64] Prebisch, R. (1950), *The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems*, New York: United Nations.
- [65] Rana, P.B. (1986), "Exports and Economic Growth: Further Evidence from Asian LDCs'," *Pakistan Journal of Applied Economics* 5, 163-78.
- [66] Reimers, H. E. (1992), "Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration," *Statistical Papers* 33, 335-359.
- [67] Rodrick, D. (1992), "The Rush to Free Trade in the Developing World: Why So Late? Why Now? Will It Last?," *NBER Working Paper No. 3947*
- [68] Romer, P. M. (1990), "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy* 98, S71-S102.
- [69] Sachs, J. D. et Warner, A. (1995), "Economic Reform and the Process of Global Integration," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-95.
- [70] Said, S.E. et D.A. Dickey (1984): "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika* 71, 599-608.
- [71] Singer, H. (1950), "The Distribution of Gains Between Investing and Borrowing Countries," *American Economic Review* 40, 473-485.
- [72] Singer, H. W. et Gray, H. (1988), "Trade Policy and Growth of Developing Countries: Some New Data," *World Development* 16, 395-403.
- [73] Solow, R. M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 70, 65-94.
- [74] Tyler, W. (1981), "Growth and Export Expansion in Developing Countries: Some Empirical Evidence," *Journal of Development Economics* 9, 121-30.
- [75] Veganzones, M. A. et Winograd, C. (1996), "Human Capital, Trade Openness and Convergence: The Economic Growth of Argentina in the XXth Century," *Ecole Normale Supérieure in its series Papers Delta*, No. 96-25.
- [76] Voivodas, C. S. (1973), "Exports, Foreign Capital Inflow, and Economic Growth," *Journal of International Economics* 3, 337-49.

- [77] Wacziarg, R. (1998), "Measuring the Dynamic Gains from Trade," World Bank, No. 2001.
- [78] Weiner, N. (1956), "The Theory of Prediction," in Beckenback, E. F. (ed.), *Modern Mathematics for Engineers*, Series 1, New York: McGraw-Hill.
- [79] Yamada, H. (1998), "A Note on the Causality Between Export and Productivity: An Empirical Re-Examination", *Economics Letters* **61**, 111-4.
- [80] Young, A. (1991), "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade," *Quarterly Journal of Economics* **106**, 369-405.
- [81] Zellner, A. (1979), "Causality and Econometrics", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* **10**.

Tableau 1. Test ADF pour la variable INOPEN

Provinces	ADF-Statistic	Retard	Composantes déterministes
BC	-2.44	1	intercepte, tendance
AL	-2.49	0	intercepte, tendance
SA	-1.36	0	intercepte, tendance
MA	-2.09	0	intercepte, tendance
ON	-0.38	1	intercepte
QU	-0.57	2	intercepte, tendance
NS	-2.77	0	intercepte, tendance
NB	-1.39	0	intercepte, tendance
PE	-0.45	0	intercepte, tendance
NF	-1.57	0	intercepte, tendance

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 2. Test ADF pour la variable IPOPEN

Provinces	ADF-Statistic	Retard	Composantes déterministes
BC	-1.15	0	intercepte
AL	-2.60	0	intercepte, tendance
SA	-3.10	3	intercepte, tendance
MA	-2.10	1	intercepte
ON	-3.78**	0	intercepte
QU	-2.32	0	intercepte
NS	-2.79*	3	intercepte
NB	-5.18***	0	intercepte
PE	1.81	3	intercepte, tendance
NF	-1.94	0	intercepte

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 3. Test ADF pour la variable YRL

Provinces	ADF-Statistic	Retard	Composantes déterministes
BC	-2.52	2	intercepte, tendance
AL	-3.92**	0	intercepte, tendance
SA	-5.56***	1	intercepte, tendance
MA	-3.12	1	intercepte, tendance
ON	-3.25	1	intercepte, tendance
QU	-2.82	1	intercepte, tendance
NS	-2.75	2	intercepte, tendance
NB	-2.47	0	intercepte, tendance
PE	-5.30***	1	intercepte, tendance
NF	-3.12	1	intercepte, tendance

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 4. Test ADF pour la variable YPR

Provinces	ADF	Retard	Composantes déterministes
BC	-3.65**	2	intercepte
AL	-3.55*	1	intercepte, tendance
SA	-4.36**	1	intercepte, tendance
MA	-2.70	1	intercepte, tendance
ON	-2.82	1	intercepte, tendance
QU	-2.28	1	intercepte, tendance
NS	-2.31	2	intercepte, tendance
NB	-1.97	0	intercepte, tendance
PE	-4.32**	1	intercepte, tendance
NF	-3.20	1	intercepte, tendance

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 5. Test ADF pour la variable LEMPL

Provinces	ADF	Retard	Composantes déterministes
BC	-1.80	1	intercepte, tendance
AL	-2.29	1	intercepte, tendance
SA	-3.34*	3	intercepte, tendance
MA	-2.59	1	intercepte, tendance
ON	-4.16**	1	intercepte, tendance
QU	-3.45*	1	intercepte, tendance
NS	-2.91	1	intercepte, tendance
NB	-2.98	2	intercepte, tendance
PE	-1.55	0	intercepte, tendance
NF	-2.21	1	intercepte

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 6. Test ADF pour la variable LPROD

Provinces	ADF	Retard	Composantes déterministes
BC	-2.10	0	intercepte
AL	-3.48*	1	intercepte, tendance
SA	-4.21**	1	intercepte, tendance
MA	-5.08***	2	intercepte, tendance
ON	-1.88	0	intercepte, tendance
QU	-1.75	0	intercepte, tendance
NS	-3.71**	0	intercepte, tendance
NB	-3.65*	0	intercepte, tendance
PE	-2.78	1	intercepte, tendance
NF	-3.30*	1	intercepte, tendance

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 7. Test de Johansen - Analyse trivariée

	YRL,IOPEN,INOPEN	YPR,IOPEN,INOPEN	LEMP,IOPEN,INOPEN	LPROD,IOPEN,INOPEN
BC	39.06**	N/A	55.71***	28.78*
AL	N/A	48.45***	25.44***, ^a	45.72**
SA	N/A	N/A	34.31	N/A
MA	16.85***, ^a	41.57***	20.58* ^a	N/A
ON	N/A	N/A	N/A	N/A
QU	20.26***, ^a	20.36***, ^a	24.61***, ^a	38.68**
NS	28.11*	24.83**	24.53**	18.02
NB	N/A	N/A	N/A	N/A
PE	N/A	N/A	39.92**	20.28
NF	25.33	27.50	26.89	16.69

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement; ^a indique présence de deux vecteurs de cointégration.

Tableau 8. Test de Johansen - Analyse bivariée

	YRL, INOPEN	YPR, INOPEN	LPROD, INOPEN
ON	26.20***	22.15**	33.01***
NB	22.85**	16.14**	N/A

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 9. Équation de long terme pour l'output réel

Variables	AL	BC	MA	NB	NF	NS	ON	PEI	QU	SA
Constante		12.36 (23.42)	10.64 (86.14)	8.87 (40.22)		10.69 (65.78)	12.16 (63.70)		12.74 (65.78)	
Tendance										
Ipopen		-3.21 (3.59)	-1.61 (-7.97)			-1.88 (-6.18)			-2.05 (-6.18)	
Inopen		0.45 (0.85)	1.21 (10.69)	1.43 (3.33)		0.47 (2.96)	1.14 (3.87)		0.38 (2.86)	
CointEq pour YRL		-0.14 (-4.17)	-0.35 (-3.04)	-0.14 (-5.56)		-0.08 (-1.14)	-0.078 (-2.93)		-0.21 (-4.54)	

La statistique-t apparaît en parenthèse.

Tableau 10. Équation de long terme pour l'output réel par habitant

Variables	AL	BC	MA	NB	NF	NS	ON	PEI	QU	SA
Constante	0.018		0.031 (13.68)				0.02 (10.51)		0.035 (8.18)	
Tendance	0.001 (13.81)									
Ipopen	0.005 (1.94)		-0.029 (-7.65)			0.008 (1.37)			-0.032 (-4.42)	
Inopen	0.004 (4.70)		0.023 (9.22)	0.037 (15.10)		0.43 (4.22)	0.015 (4.60)		0.006 (2.11)	
CointEq1 pour YPR	-1.58 (-6.77)		-0.324 (-2.48)	-0.11 (-4.64)		-0.082 (-3.75)	-0.21 (-2.54)		-0.23 (-3.80)	

La statistique-t apparaît en parenthèse.

Tableau 11. Équation de long terme pour l'emploi

Variabes	AL	BC	MA	NB	NF	NS	ON	PEI	QU	SA
Constante	7.21 (139.40)	7.51	6.21 (38.96)					4.02 (53.59)	8.16 (37.47)	
Tendance		0.03 (32.87)								
Iopen	-0.64 (-10.05)	-0.428 (-3.10)	-0.12 (-0.42)			9.85 (4.42)		-0.27 (-3.71)	-0.53 (-1.34)	
Inopen	0.33 (11.37)	-0.63 (-12.98)	0.309 (3.34)			-4.20 (-0.84)		0.79 (9.37)	0.35 (2.39)	
CointEq1 pour LEMPL	-0.49 (4.42)	-0.47 (-3.85)	-0.208 (-4.71)			-0.006 (-2.06)		-0.66 (-8.02)	-0.169 (-5.70)	

La statistique-t apparaît en parenthèse.

Tableau 12. Équation de long terme pour la productivité

Variabes	AL	BC	MA	NB	NF	NS	ON	PEI	QU	SA
Constante	4.34	3.67					3.88		4.18 (44.69)	
Tendance	0.012 (5.46)						0.01 (27.78)			
Iopen	-0.53 (-3.39)	0.54 (3.23)							-0.69 (-4.88)	
Inopen	-0.26 (-5.96)	0.24 (2.57)					0.09 (7.75)		0.23 (4.37)	
CointEq1 pour LPROD	-1.22 (-5.70)	-0.66 (-3.93)					-1.36 (-2.95)		-0.32 (-4.54)	

La statistique-t apparaît en parenthèse.

Tableau 13. Résumé des effets sur les variables

	Effet positif d' IPOPEN	Effet négatif d' IPOPEN	Effet positif d' INOPEN	Effet négatif d' INOPEN
YRL	-	BC, MA, QU, NS	ON, NB, MA, QU, NS	-
YPR	AL (10%)	MA, QU	AL, MA, QU, NS, ON, NB	-
LEMPL	NS	BC, AL, PE	AL, MA, QU, PE	BC
LPROD	BC	AL, QC	ON, BC, QC	AL

Variables en déviations

Tableau 14 - Test ADF pour la variable YRDEV

Provinces	ADF	Retard	Composantes déterministes
BC	-2.20	2	intercepte
AL	-0.95	3	intercepte
SA	-2.68*	0	intercepte
MA	-5.39***	2	intercepte, tendance
ON	-2.00	0	intercepte
QU	-2.86	0	intercepte, tendance
NS	-5.08***	0	intercepte, tendance
NB	-5.40***	1	intercepte, tendance
PE	-2.88*	1	intercepte
NF	-2.68	1	intercepte, tendance

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 15. Test ADF pour la variable YPRDEV

Provinces	ADF-Statistic	Retard	Composantes déterministes
BC	-2.10	0	intercepte
AL	-3.48*	1	intercepte, tendance
SA	-4.21**	1	intercepte, tendance
MA	-5.08***	2	intercepte, tendance
ON	-1.88	0	intercepte, tendance
QU	-1.75	0	intercepte, tendance
NS	-3.71**	0	intercepte, tendance
NB	-3.65*	0	intercepte, tendance
PE	-2.78	1	intercepte, tendance
NF	-3.30*	1	intercepte, tendance

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 16. Test ADF pour la variable EMPDEV

Provinces	ADF	Retard	Composantes déterministes
BC	-4.16**	3	intercepte, tendance
AL	-3.04	3	intercepte, tendance
SA	-2.86	1	intercepte, tendance
MA	-3.06	2	intercepte, tendance
ON	-2.36	1	intercepte
QU	-2.20	0	intercepte, tendance
NS	-1.73	0	intercepte, tendance
NB	-2.42	0	intercepte
PE	-2.51	0	intercepte
NF	-1.82	0	intercepte, tendance

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 17. Test ADF pour la variable PRODEV

Provinces	ADF	Retard	Composantes déterministes
BC	-3.73*	2	intercepte
AL	-3.67*	3	intercepte
SA	-3.38*	0	intercepte
MA	-4.35**	2	intercepte, tendance
ON	-1.73	0	intercepte
QU	-3.35*	0	intercepte, tendance
NS	-4.98***	0	intercepte, tendance
NB	-4.48**	1	intercepte, tendance
PE	-2.38	1	intercepte
NF	-3.02	1	intercepte, tendance

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 18. Test de Johansen: Analyse trivariée

	YRDEV,IPOEN,INOPEN	YPRDEV,IPOEN,INOPEN	EMPDEV,IPOEN,INOPEN	PRODDEV,IPOEN,INOPEN
BC	-	34.66**	N/A	-
AL	-	-	56.88***	45.59**
SA	36.53**	35.93***	30.25**	59.90***
MA	N/A	N/A	34.80**	N/A
ON	N/A	N/A	N/A	N/A
QU	37.40***	-	32.02***	-
NS	N/A	-	56.21***	N/A
NB	N/A	N/A	N/A	N/A
PE	-	-	-	-
NF	-	-	-	-

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 19. Test de Johansen: Analyse bivariée

	YRDEV, INOPEN	YPRDEV, INOPEN	EMPDEV, INOPEN	PRODEV, INOPEN
ON	27.53**	16.77**	-	17.00**
NB	N/A	N/A	-	N/A

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 20. Équation de long terme pour l'output en déviations

Variables	AL	BC	MA	NB	NF	NS	ON	PEI	QU	SA
Constante							1.48		0.74	-1.72 (-3.21)
Tendance							0.005 (4.08)			
Iopen									0.31 (8.55)	1.30 (1.52)
Inopen							-0.17 (-3.48)		-0.09 (-9.35)	-0.59 (-4.16)
CointEq1 pour YRDEV							-0.17 (-0.90)		-0.68 (-5.75)	-0.02 (-0.13)

La statistique-t apparaît en parenthèse.

Tableau 21. Équation de long terme pour l'output par habitant en déviations

Variables	AL	BC	MA	NB	NF	NS	ON	PEI	QU	SA
Constante		1.57					0.36			-0.30
Tendance										
Iopen		-1.52 (-2.15)								0.34 (1.59)
Inopen		-1.74 (-4.24)					-0.16 (-5.05)			0.08 (1.01)
CointEq1 pour YPRDEV		0.25 (3.47)					-0.28 (-1.40)			-0.09 (-0.21)

La statistique-t apparaît en parenthèse.

Tableau 22. Équation de long terme pour l'emploi en déviations

Variables	AL	BC	MA	NB	NF	NS	ON	PEI	QU	SA
Constante	0.47		-1.27			-1.50			0.83	-0.54
Tendance	-0.03 (-15.03)					0.01 (4.11)			-0.09 (-2.18)	
Ipopen	-1.25 (-12.13)		-0.42 (-29.37)			0.61 (4.28)			0.06 (0.38)	-0.37 (-1.39)
Inopen	1.18 (18.62)		0.91 (20.53)			-0.48 (-5.81)			0.20 (1.38)	-0.47 (-5.83)
CointEq1 pour EMPDEV	0.38 (4.35)		-0.17 (-0.76)			-0.41 (-1.36)			-0.21 (-6.05)	-0.10 (-1.47)

La statistique-t apparaît en parenthèse.

Tableau 23. Équation de long terme pour la productivité en déviations

Variables	AL	BC	MA	NB	NF	NS	ON	PEI	QU	SA
Constante	-0.04						0.10			0.42
Tendance	0.01 (13.23)									0.01 (16.11)
Ipopen	0.26 (3.98)									-0.99 (-8.54)
Inopen	-0.24 (-6.05)						0.06 (5.57)			0.02 (0.35)
CointEq1 pour PRODEV	-1.06 (-3.42)						-1.07 (-3.59)			-0.74 (-1.56)

La statistique-t apparaît en parenthèse.

Tableau 24. Test de causalité à la Granger pour INOPEN, IPOPEN, YRL

	BC	AL	SA	MA	ON	QU	NB	NS	PE	NF
IOPEN ne cause pas à la Granger YRL	0.01 (0.94)	0.37 (0.70)	0.09 (0.90)	0.36 (0.70)	0.07 (0.92)	1.14 (0.30)	1.29 (0.27)	0.22 (0.64)	1.43 (0.25)	0.11 (0.75)
YRL ne cause pas à la Granger IPOPEN	3.19* (0.09)	0.44 (0.65)	0.57 (0.58)	0.22 (0.79)	0.92 (0.42)	1.22 (0.29)	0.02 (0.88)	2.88 (0.11)	0.41 (0.53)	1.37 (0.26)
INOPEN ne cause pas à la Granger YRL	2.37 (0.14)	2.89* (0.09)	0.86 (0.45)	2.86* (0.09)	5.06** (0.02)	0.61 (0.45)	0.69 (0.42)	4.65** (0.05)	0.52 (0.48)	0.49 (0.50)
YRL ne cause pas à la Granger INOPEN	0.72 (0.41)	1.08 (0.37)	2.87* (0.09)	0.25 (0.77)	1.62 (0.24)	2.99* (0.10)	21.93*** (0.01)	13.20*** (0.01)	4.94** (0.04)	4.13* (0.06)
INOPEN ne cause pas à la Granger IPOPEN	0.20 (0.66)	0.06 (0.94)	0.48 (0.63)	1.11 (0.36)	0.97 (0.40)	0.02 (0.89)	0.06 (0.81)	0.44 (0.51)	0.02 (0.88)	0.01 (0.98)
IPOPEN ne cause pas à la Granger INOPEN	3.14* (0.09)	1.50 (0.26)	8.99*** (0.01)	2.89* (0.09)	0.65 (0.54)	11.27*** (0.01)	21.02*** (0.01)	10.68*** (0.01)	5.43** (0.03)	6.03** (0.02)

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 25. Test de causalité à la Granger pour INOPEN, IPOPEN and YPR

	BC	AL	SA	MA	ON	QU	NB	NS	PE	NF
IOPEN ne cause pas à la Granger YPR	0.12 (0.73)	1.19 (0.34)	0.01 (0.99)	0.40 (0.68)	0.34 (0.72)	0.96 (0.34)	2.84* (0.10)	0.48 (0.50)	1.16 (0.34)	0.10 (0.75)
YPR ne cause pas à la Granger IPOPEN	3.31* (0.09)	0.14 (0.87)	0.36 (0.70)	0.23 (0.80)	1.23 (0.33)	0.73 (0.40)	2.13 (0.16)	2.11 (0.17)	2.65 (0.11)	0.30 (0.59)
INOPEN ne cause pas à la Granger YPR	4.56** (0.05)	3.75** (0.05)	0.79 (0.47)	3.18* (0.08)	5.79** (0.02)	2.07 (0.17)	6.06** (0.02)	6.28** (0.02)	1.02 (0.39)	1.08 (0.31)
YPR ne cause pas à la Granger INOPEN	0.93 (0.35)	0.41 (0.67)	3.37* (0.07)	0.14 (0.87)	2.53 (0.12)	1.01 (0.33)	2.62 (0.11)	11.05*** (0.01)	1.27 (0.31)	5.35** (0.03)
INOPEN ne cause pas à la Granger IPOPEN	0.20 (0.67)	0.06 (0.94)	0.48 (0.63)	1.11 (0.36)	0.97 (0.40)	0.02 (0.89)	1.25 (0.32)	0.44 (0.51)	0.10 (0.90)	0.01 (0.98)
IOPEN ne cause pas à la Granger INOPEN	3.14* (0.09)	1.50 (0.26)	8.99 (0.01)***	2.89* (0.09)	0.65 (0.54)	11.27*** (0.01)	1.56 (0.25)	10.68*** (0.01)	1.15 (0.35)	6.03** (0.02)

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 26. Test de causalité à la Granger pour INOPEN, IPOPEN and LEMPL

	BC	AL	SA	MA	ON	QU	NB	NS	PE	NF
IOPEN ne cause pas à la Granger LEMPL	1.92 (0.19)	1.79 (0.20)	2.16 (0.15)	0.97 (0.34)	0.70 (0.51)	1.06 (0.32)	0.16 (0.69)	0.36 (0.71)	0.16 (0.69)	0.42 (0.84)
LEMP ne cause pas à la Granger IPOPEN	2.00 (0.17)	1.30 (0.30)	1.54 (0.25)	0.93 (0.35)	0.99 (0.40)	2.71 (0.12)	0.02 (0.89)	3.18* (0.07)	0.02 (0.89)	6.77** (0.02)
INOPEN ne cause pas à la Granger LEMPL	0.33 (0.72)	2.93* (0.09)	5.26** (0.02)	2.82 (0.11)	7.05*** (0.01)	0.85 (0.37)	4.90** (0.04)	3.64 (0.05)**	4.90** (0.04)	1.59 (0.22)
LEMP ne cause pas à la Granger INOPEN	1.88 (0.19)	1.47 (0.26)	0.25 (0.78)	0.29 (0.60)	5.02** (0.02)	0.87 (0.36)	2.63 (0.12)	0.87 (0.44)	2.63 (0.12)	0.06 (0.80)
INOPEN ne cause pas à la Granger IPOPEN	0.02 (0.97)	0.06 (0.94)	0.48 (0.63)	6.66** (0.02)	0.97 (0.40)	0.02 (0.89)	0.02 (0.88)	3.40* (0.06)	0.02 (0.88)	0.01 (0.98)
IOPEN ne cause pas à la Granger INOPEN	2.65 (0.11)	1.50 (0.26)	8.99*** (0.01)	6.17** (0.02)	0.65 (0.54)	11.27*** (0.01)	5.43** (0.03)	5.58** (0.02)	5.43** (0.03)	6.03** (0.02)

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.

Tableau 27. Test de causalité à la Granger pour INOPEN, IPOPEN and LPROD

	BC	AL	SA	MA	ON	QU	NB	NS	PE	NF
IOPEN ne cause pas à la Granger LPROD	0.28 (0.60)	1.40 (0.28)	0.11 (0.89)	0.06 (0.81)	0.64 (0.44)	1.60 (0.22)	1.18 (0.29)	0.97 (0.34)	0.27 (0.61)	9.16*** (0.01)
LPROD ne cause pas à la Granger IPOPEN	0.99 (0.34)	0.28 (0.76)	0.42 (0.67)	3.39* (0.08)	0.01 (0.93)	0.08 (0.78)	5.90** (0.03)	0.36 (0.55)	0.59 (0.45)	0.66 (0.43)
INOPEN ne cause pas à la Granger LPROD	1.26 (0.28)	1.75 (0.21)	0.87 (0.44)	1.61 (0.22)	1.39 (0.26)	1.57 (0.23)	2.75 (0.12)	2.60 (0.13)	0.01 (0.97)	0.42 (0.52)
LPROD ne cause pas à la Granger INOPEN	0.38 (0.55)	0.58 (0.57)	4.58** (0.03)	2.86 (0.11)	0.71 (0.41)	15.85*** (0.01)	43.42*** (0.01)	22.47*** (0.01)	6.02** (0.03)	13.74*** (0.01)
INOPEN ne cause pas à la Granger IPOPEN	0.20 (0.66)	0.06 (0.94)	0.48 (0.63)	6.66** (0.02)	1.25 (0.28)	0.02 (0.89)	0.06 (0.81)	0.44 (0.51)	0.02 (0.89)	0.01 (0.98)
IOPEN ne cause pas à la Granger INOPEN	3.14* (0.09)	1.50 (0.26)	8.99*** (0.01)	6.17** (0.02)	3.19* (0.09)	11.27*** (0.01)	21.02*** (0.01)	10.68*** (0.01)	5.43** (0.03)	6.03** (0.02)

***, **, * indiquent rejet de l'hypothèse nulle à 1%, 5% ou 10% respectivement.