

Document de travail 97-17/Working Paper 97-17

**Les marchés du travail régionaux :  
une comparaison entre le Canada et les États-Unis**

Mario Lefebvre

Banque du Canada



Bank of Canada

## **REMERCIEMENTS**

Cette étude a bénéficié des nombreuses conversations que j'ai eues à la Banque sur le sujet avec différents collègues, notamment John Murray, Pierre St-Amant et David Tessier. Je voudrais également remercier tous les participants au séminaire interne qui a eu lieu le 16 avril 1997 au département des Relations internationales. Mes remerciements vont également à Chris Lavigne pour son assistance technique de grande qualité et à Eddy Cavé pour sa contribution à la rédaction de l'étude. J'assume pleinement la responsabilité de toute erreur ou omission que l'étude pourrait contenir.

ISSN 1192-5434  
ISBN 0-662-82256-0

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Août 1997

**Les marchés du travail régionaux :  
une comparaison entre le Canada et les États-Unis**

**Mario Lefebvre**

Département des Relations internationales

Banque du Canada

Ottawa, Ontario

Canada K1A 0G9

Téléphone : (613) 782-7683

Télécopieur : (613) 782-7658

adresse électronique : [mlefebvre@bank-banque-canada.ca](mailto:mlefebvre@bank-banque-canada.ca)

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisées à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.



## Table des matières

Résumé/Abstract.....	v
1. Introduction .....	1
2. Description des données utilisées .....	3
3. Quelques faits stylisés.....	4
4. Analyse empirique .....	11
5. Conclusion .....	17
Bibliographie .....	19



## **Résumé**

Cette étude a pour but de comparer l'évolution des marchés régionaux de l'emploi au Canada et aux États-Unis. L'étude démontre que le degré de persistance du chômage dans les provinces canadiennes est nettement plus élevé que dans les régions américaines. Entre autres, l'étude illustre que la position relative des provinces canadiennes en matière de chômage n'a pratiquement pas changé depuis 30 ans, ce qui n'est pas le cas des régions américaines. L'étude examine aussi, à l'aide de vecteurs autorégressifs (VAR), le comportement de différentes variables lors d'une réduction soudaine de l'emploi dans la province ou la région moyenne de chaque pays. On observe qu'aux États-Unis, les taux relatifs de chômage et d'activité ne bougent pratiquement pas lorsque l'emploi baisse, tandis qu'au Canada le taux de chômage relatif de la province touchée augmente considérablement. Une mobilité plus grande de la main-d'œuvre aux États-Unis explique en partie ce résultat très différent. Cette observation pourrait aussi être utilisée pour expliquer, du moins partiellement, l'écart qui existe présentement entre les taux de chômage canadien et américain.

## **Abstract**

The purpose of this study is to compare the behaviour of regional labour markets in Canada and the United States. The study shows that the degree of persistence of unemployment is significantly higher in the provinces of Canada than it is in the various American regions. Among other things, it shows that there has been almost no change over the last 30 years in the relative ranking of Canadian provinces with respect to unemployment in contrast to what has happened in the United States. The study also uses vector autoregressive analysis (VAR) to examine how different variables behave when there is a sudden drop in employment in the average province or region of each country. It shows that, when employment falls, relative rates of unemployment and labour market participation hardly move in the United States, while in Canada, relative unemployment in the province affected rises considerably. These very different results are explained in part by the greater degree of labour mobility in the United States, a factor that may also go at least part way in explaining the current gap between Canadian and American unemployment rates.



## 1 Introduction

Dans une étude portant sur l'évolution économique régionale aux États-Unis, Blanchard et Katz (1992) démontrent que les taux de chômage relatifs des États n'affichent aucune persistance, c'est-à-dire que la position relative des différents États en matière de chômage varie considérablement dans le temps. Parmi les raisons mentionnées pour expliquer pareil résultat, l'étude indique une très grande mobilité de la main-d'œuvre. Ainsi, lorsqu'un État connaît une forte diminution de l'emploi, son taux de chômage relatif revient à son niveau de départ, non parce que l'emploi se redresse, mais principalement parce que les agents économiques le quittent. Il en résulte une baisse proportionnelle de la population active, laquelle explique la très faible persistance des taux de chômage relatifs.

Au Canada, la question des disparités régionales a déjà fait l'objet d'un grand nombre d'études<sup>1</sup>. Parmi les éléments les plus souvent discutés, on compte le degré de persistance relativement élevé observé entre les taux de chômage relatifs des différentes provinces. Au cours des dernières années, toutefois, plusieurs études ont réexaminé la question des disparités régionales, et, plus particulièrement, l'hypothèse de la convergence a été testée sur les niveaux des revenus réels par habitant et de la productivité des diverses provinces. Même si la méthodologie employée diffère, la conclusion est similaire : on ne peut rejeter l'hypothèse de convergence ni du côté des niveaux des revenus ni du côté de la productivité de la main-d'œuvre<sup>2</sup>.

Un examen des données provinciales du chômage nous permet de constater que cette convergence des niveaux des revenus et de la productivité n'atténue en rien les écarts observés au chapitre du chômage. Pourtant, Lefebvre et Poloz (1996) démontrent qu'un choc exogène, plus particulièrement un choc des termes de l'échange, déclenche un processus d'ajustement. On assiste alors à une migration interprovinciale, certains habitants des provinces touchées par le choc se dirigeant vers celles qui en profitent. Il semble cependant que, contrairement à ce qui se

---

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

2. Voir Helliwell (1994), Lefebvre (1994), Coulombe et Lee (1993) et Lee et Coulombe (1993).

passer aux États-Unis, cet ajustement ne soit pas suffisant au Canada pour empêcher que le choc ait un effet permanent sur les taux de chômage relatifs.

La présente étude a pour but d'examiner de plus près l'évolution des marchés régionaux du travail au Canada et aux États-Unis. À l'aide de graphiques, elle montre une divergence importante entre le comportement des marchés régionaux du travail dans chacun des deux pays. La divergence est particulièrement frappante en ce qui a trait à l'évolution des taux de chômage relatifs, qui montrent une très forte persistance au Canada, alors qu'aux États-Unis, le degré de persistance n'est pas statistiquement significatif. Puis, à l'aide de la méthodologie des vecteurs autorégressifs (VAR), l'étude illustre à quel point les marchés régionaux du travail affichent des comportements différents lorsque l'emploi diminue soudainement dans une province canadienne ou une région des États-Unis. Au Canada, on observe une augmentation permanente du taux de chômage relatif de la province touchée, alors qu'aux États-Unis, le taux de chômage relatif de la région en cause n'est affecté que temporairement.

La présente étude se poursuit ainsi : la prochaine section décrit les données utilisées, la troisième contient une série de graphiques illustrant les tendances des marchés régionaux du travail au Canada et aux États-Unis, tandis que la quatrième section exploite la méthodologie des VAR pour montrer l'évolution de la province ou de la région moyenne lorsque l'emploi baisse soudainement. La dernière section dresse certaines conclusions.

## 2 Description des données utilisées

Pour les besoins de cette étude, nous utilisons des données annuelles de l'emploi total, du taux de chômage, du taux d'activité, de l'indice des prix à la consommation et des revenus du travail. Cette dernière englobe les salaires, les traitements et les revenus supplémentaires du travail.

Pour chacune des dix provinces canadiennes, les données portant sur l'emploi, le taux de chômage, le taux d'activité et les revenus du travail sont disponibles pour la période allant de 1966 à 1996 inclusivement, tandis que celles de l'indice des prix à la consommation ne s'étendent que sur la période comprise entre 1971 et 1996. Pour maintenir la dimension provinciale de l'étude, nous utilisons les dix provinces individuellement, plutôt que de former des groupes du genre Maritimes, Prairies ou autre.

Aux États-Unis, les données de l'emploi et du chômage couvrent la période 1963-1995, celles du taux d'activité vont de 1970 à 1994, celles de l'indice des prix à la consommation, de 1973 à 1995, tandis que celles relatives au revenu du travail débutent en 1969 et se terminent en 1995. La portion américaine de l'étude est effectuée sur les 9 régions du recensement et non sur les 51 États pris individuellement, comme c'est le cas dans l'étude de Blanchard et Katz<sup>3</sup>.

L'utilisation des 9 régions plutôt que des 51 États rend l'étude plus homogène. Ce point devient particulièrement important lors de l'application des systèmes VAR à chacun des pays. En effet, comme ces VAR sont effectués sur des données en coupes transversales, le nombre d'observations contenues dans chacun des VAR devient beaucoup plus comparable lorsqu'on utilise neuf régions pour les États-Unis, plutôt que 51 États.

---

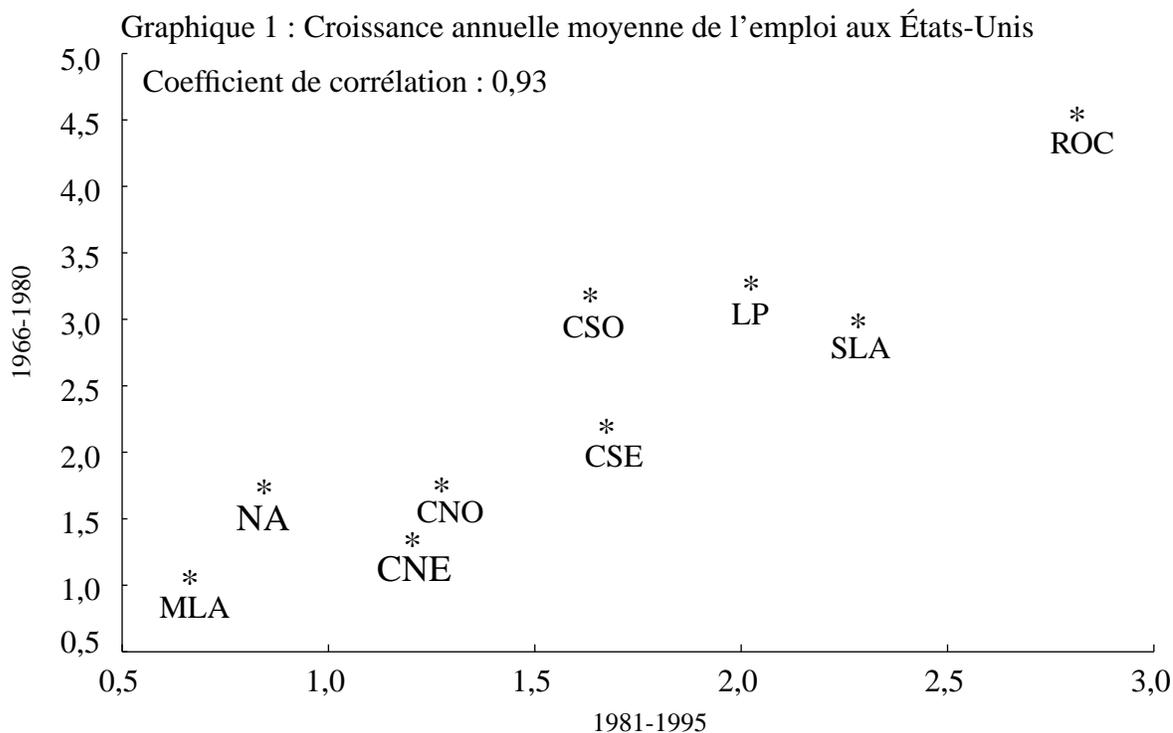
3. Ces neuf régions sont : la Nouvelle-Angleterre, le Milieu du littoral atlantique, le Centre Nord-Est, le Centre Nord-Ouest, le Sud du littoral atlantique, le Centre Sud-Est, le Centre Sud-Ouest, les Rocheuses et le Littoral pacifique.

### 3 Quelques faits stylisés

Dans cette section, nous utilisons une série de graphiques afin de dégager les grandes tendances des marchés régionaux de l'emploi au Canada et aux États-Unis. L'étude de Blanchard et Katz, effectuée sur les 51 États, révèle une forte persistance de la croissance relative de l'emploi, tandis que le taux de chômage relatif n'affiche aucune tendance. Nous allons d'abord voir si on obtient le même résultat en utilisant les neuf régions du recensement.

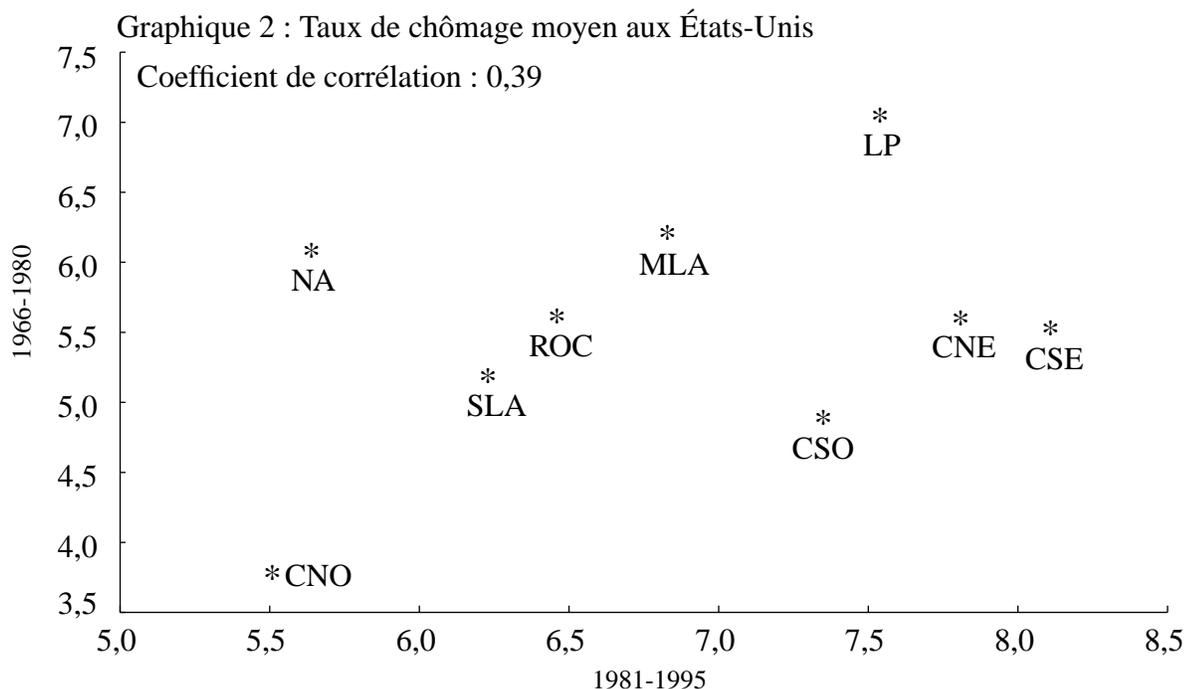
Le Graphique 1 présente l'évolution de la croissance de l'emploi dans chacune des neuf régions du recensement aux États-Unis. Afin de faire la comparaison sur une période similaire, nous utilisons un échantillon allant de 1966 à 1995, parce que les données des deux pays sont disponibles pour cette période. Nous séparons ensuite l'échantillon en deux tranches égales de quinze ans, soit de 1966 à 1980 et de 1981 à 1995, et nous examinons la persistance de la croissance de l'emploi en comparant les taux de croissance annuelle moyenne enregistrés par cette variable dans chaque région au cours de ces deux périodes.

L'examen du Graphique 1 révèle une persistance considérable de la croissance de l'emploi dans les régions américaines, ce qui signifie que les régions qui affichaient la plus forte croissance annuelle moyenne de l'emploi entre 1966 et 1980 étaient encore celles qui enregistraient la plus forte croissance entre 1981 et 1995. Le coefficient de corrélation entre la croissance annuelle moyenne de l'emploi pour ces deux périodes s'élève d'ailleurs à 0,93. Ce résultat, qui est conforme à celui obtenu par Blanchard et Katz pour les 51 États, n'est pas sensible au choix des périodes de comparaison et n'est pas non plus influencé par celui d'une région en particulier.



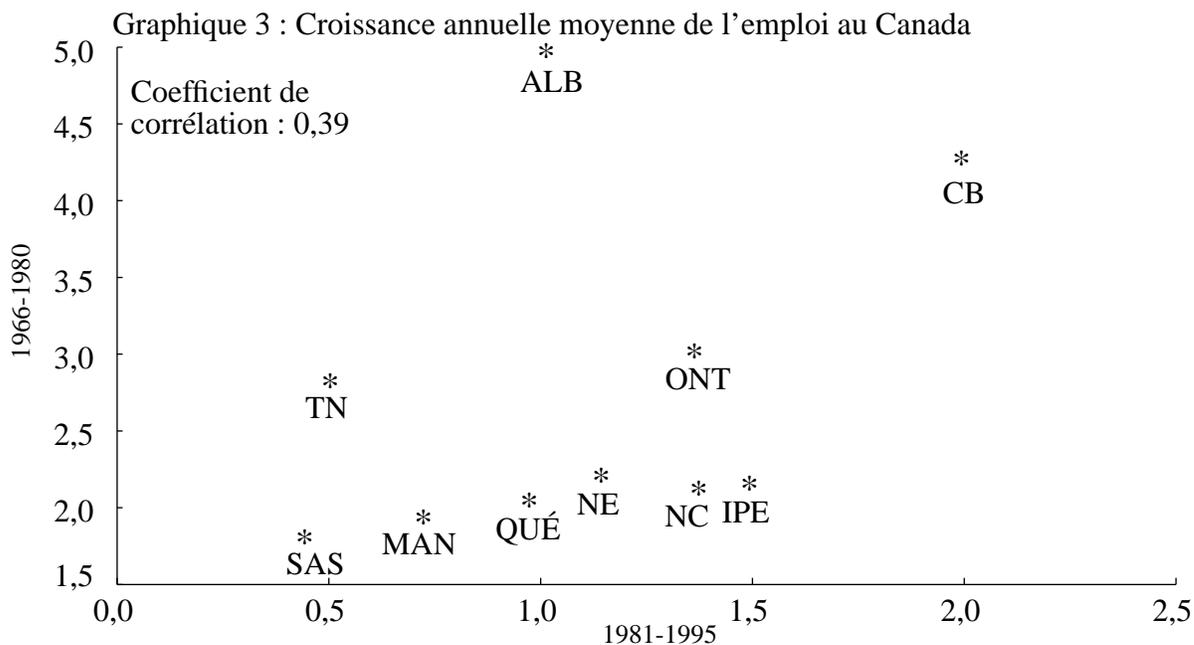
Note : NA= Nouvelle-Angleterre; MLA = Milieu du littoral atlantique; CNE = Centre Nord-Est; CNO = Centre Nord-Ouest; SLA = Sud du littoral atlantique; CSE = Centre Sud-Est; CSO = Centre Sud-Ouest; ROC = Rocheuses et LP = Littoral pacifique

En principe, un tel résultat devrait, toutes choses étant égales par ailleurs, entraîner une forte persistance du chômage dans les régions. Pourtant, tout comme dans l'étude de Blanchard et Katz, le Graphique 2 nous révèle que tel n'est pas le cas. En effet, la corrélation entre les taux de chômage moyen de chaque région pour ces deux périodes se chiffre à 0,39. Toutefois, contrairement aux résultats portant sur la croissance de l'emploi, il suffit d'exclure une région, le Centre Nord-Ouest, pour que cette corrélation chute considérablement, soit à 0,004. Il est intéressant de souligner que cette région regroupe plusieurs États à caractère agricole. On conclut donc qu'il n'y a pas de persistance du chômage dans les régions américaines. Ce résultat est donc contraire à ce que la croissance de l'emploi semble indiquer.

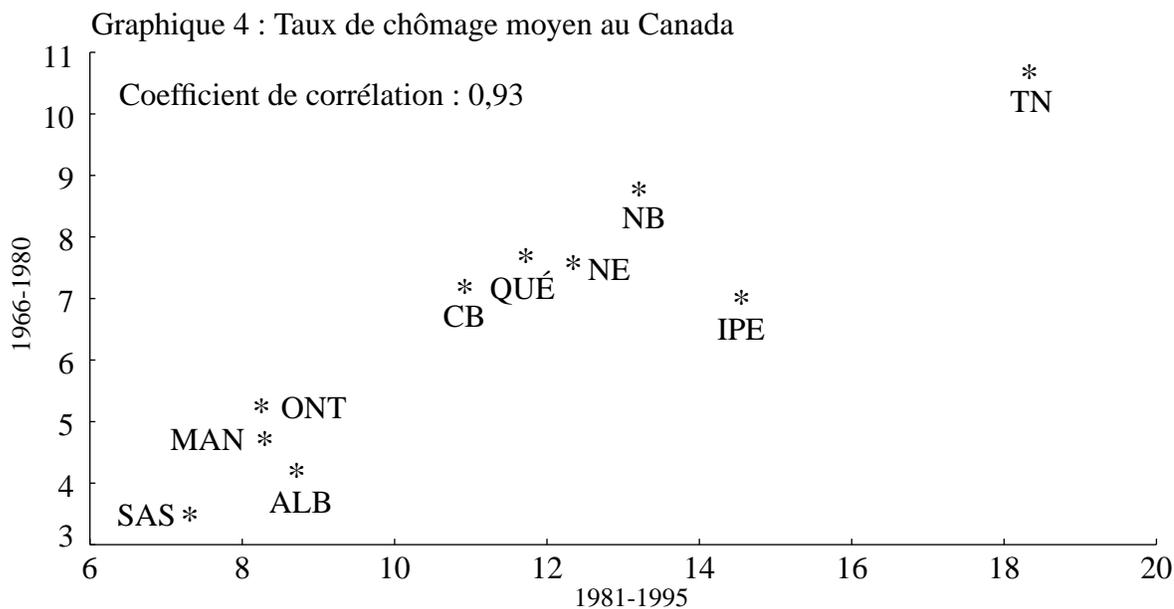


Note : NA = Nouvelle-Angleterre; MLA = Milieu du littoral atlantique; CNE = Centre Nord-Est; CNO = Centre Nord-Ouest; SLA = Sud du littoral atlantique; CSE = Centre Sud-Est; CSO = Centre Sud-Ouest; ROC = Rocheuses et LP = Littoral pacifique

Les Graphiques 3 et 4 illustrent les résultats du même genre d'exercice pour les données des dix provinces canadiennes. D'abord, le Graphique 3 nous révèle que le degré de persistance de la croissance de l'emploi est relativement faible. En fait, la corrélation se chiffre à 0,39, ce qui n'est pas significativement différent de zéro sur le plan statistique. Donc, contrairement aux régions américaines, les provinces canadiennes n'affichent pas de persistance dans la croissance de l'emploi. Ce coefficient indique qu'il ne devrait pas y avoir de persistance du chômage dans les provinces canadiennes. Cependant, le Graphique 4 révèle que la persistance du chômage est très élevée au Canada. Le coefficient de corrélation se situe à 0,93 et n'est influencé ni par le choix des périodes ni par celui d'une province en particulier.



Note : TN = Terre-Neuve; IPE = Île-du-Prince-Édouard; NB = Nouveau-Brunswick; NE = Nouvelle-Écosse; QUÉ = Québec; ONT = Ontario; MAN = Manitoba; SAS = Saskatchewan; ALB = Alberta et CB = Colombie-Britannique



Note : TN = Terre-Neuve; IPE = Île-du-Prince-Édouard; NB = Nouveau-Brunswick; NE = Nouvelle-Écosse; QUÉ = Québec; ONT = Ontario; MAN = Manitoba; SAS = Saskatchewan; ALB = Alberta et CB = Colombie-Britannique

Les résultats ci-haut indiquent une très forte persistance du chômage dans les provinces canadiennes, alors qu'il n'y en aurait pas aux États-Unis. Une autre façon de comparer la persistance des taux de chômage régionaux dans les deux pays est d'examiner les mouvements du taux de chômage dans chaque région par rapport à la moyenne nationale. Cet exercice est effectué aux Graphiques 5 et 6, le premier des deux portant sur les provinces canadiennes, le second, sur les neuf régions des États-Unis.

Ces graphiques révèlent un contraste marqué entre l'évolution régionale du chômage au Canada et aux États-Unis. En effet, du côté canadien, une province dont le taux de chômage se situe au-dessus ou au-dessous de la moyenne nationale maintient généralement cette position de manière permanente. Seules l'Île-du-Prince-Édouard, l'Alberta et la Colombie-Britannique voient leur position relative changer au cours des trente dernières années. Il faut toutefois noter que, dans le cas de l'Alberta, la modification de la position relative n'est que de très courte durée. En outre, la position relative de l'Île-du-Prince-Édouard n'a pas changé depuis maintenant près de vingt ans<sup>4</sup>.

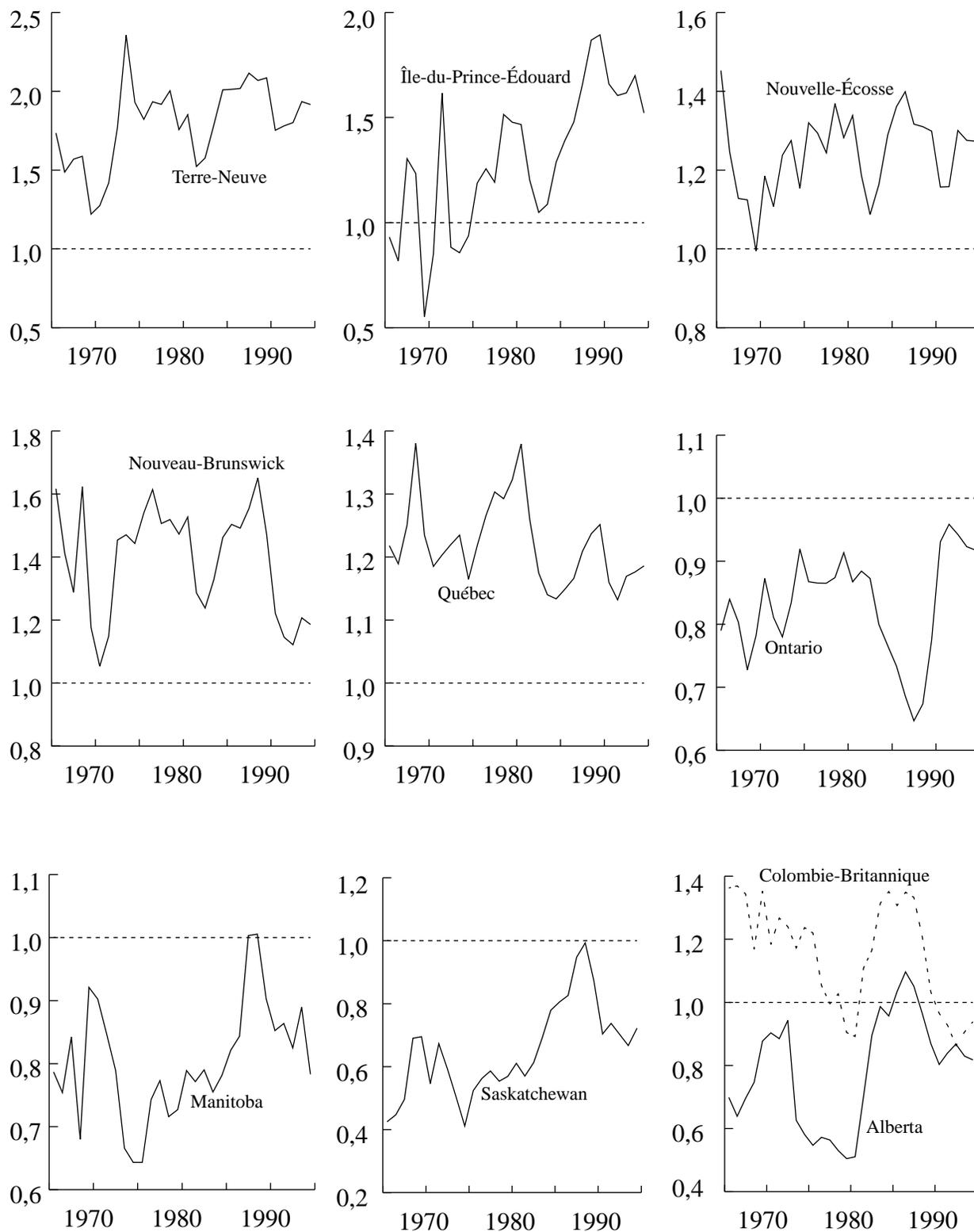
Par contre, le Graphique 6 montre qu'aux États-Unis, toutes les régions du recensement, à l'exception du Centre Nord-Ouest, ont vu au moins une fois se modifier leur position relative sur le plan du taux de chômage. Dans le cas du Sud du littoral atlantique, le changement n'est que très temporaire, mais, pour les sept autres régions, les changements sont notoires et d'une durée relativement prolongée.

En résumé, il existe des divergences assez importantes en ce qui a trait à l'évolution des marchés du travail régionaux entre le Canada et les États-Unis. Il existe entre autres une différence importante en ce qui a trait au degré de persistance du chômage dans les deux pays. À la prochaine section, nous allons tenter d'expliquer, à l'aide de VAR, certains des différents comportements énumérés ci-haut.

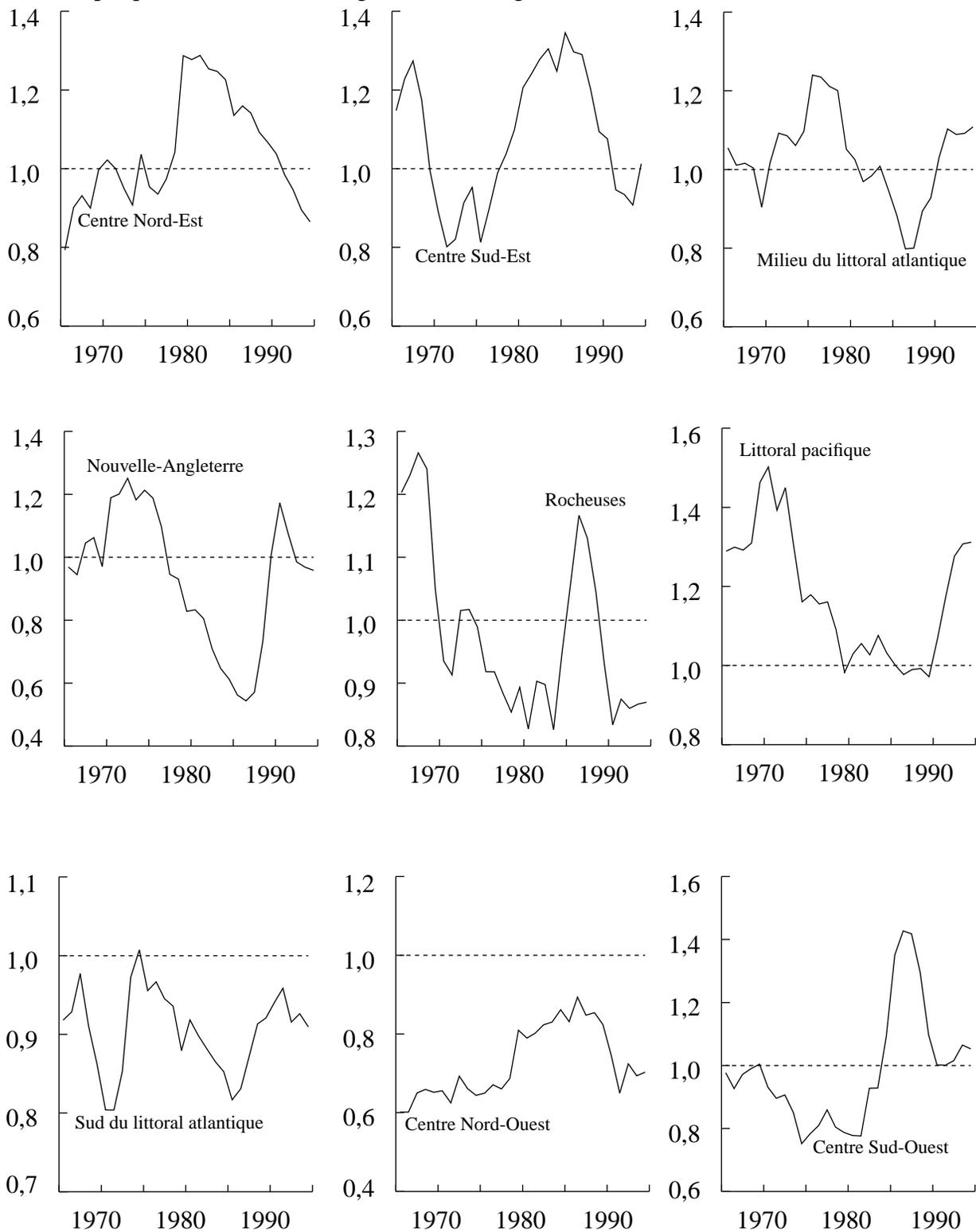
---

4. En séparant le Canada en deux (les cinq provinces les plus à l'est et les cinq provinces les plus à l'ouest) et en comparant le taux de chômage relatif de chaque province à l'intérieur de son propre groupe, on constate que les résultats sont très différents. Toutes les provinces, à l'exception de Terre-Neuve, voient alors leur position relative en matière de chômage changer au moins une fois au cours des trente dernières années. Cela indique qu'il y a une différence considérable entre les provinces situées à l'est de l'Ontario et les autres.

Graphique 5 : Taux de chômage relatif des provinces canadiennes



Graphique 6 : Taux de chômage relatif des régions américaines



## 4 Analyse empirique

Dans cette section, nous exposons la méthodologie des VAR utilisée pour essayer de comprendre l'évolution des marchés régionaux de l'emploi au Canada et aux États-Unis. En fait, nous avons tenté de déterminer ce qui se produit dans l'entité moyenne de chaque pays lorsque l'on observe une baisse soudaine de l'emploi<sup>5</sup>. Pour ce faire, nous avons utilisé un modèle VAR semblable à celui de Blanchard et Katz, qui utilisent un modèle VAR à trois variables, soit l'emploi, le taux de chômage et le taux d'activité. Le modèle se présente comme suit :

$$\Delta e_{i,t} = \alpha_{i,10} + \alpha_{i,11}(L)\Delta e_{i,t-1} + \alpha_{i,12}(L)\Delta u_{i,t-1} + \alpha_{i,13}(L)\Delta p_{i,t-1} + \varepsilon_{i,et}$$

$$\Delta u_{i,t} = \alpha_{i,20} + \alpha_{i,21}(L)\Delta e_{i,t-1} + \alpha_{i,22}(L)\Delta u_{i,t-1} + \alpha_{i,23}(L)\Delta p_{i,t-1} + \varepsilon_{i,ut}$$

$$\Delta p_{i,t} = \alpha_{i,30} + \alpha_{i,31}(L)\Delta e_{i,t-1} + \alpha_{i,32}(L)\Delta u_{i,t-1} + \alpha_{i,33}(L)\Delta p_{i,t-1} + \varepsilon_{i,pt}$$

où «e» représente le niveau de l'emploi relatif et est donné par la différence entre le logarithme de l'emploi dans la région «i» et le logarithme de l'emploi au niveau national; «u», qui représente le taux de chômage relatif, se calcule à l'aide du logarithme du taux de chômage dans la région «i», dont on soustrait la variable équivalente pour l'ensemble du pays; finalement, «p», le taux d'activité relatif, est donné par la différence entre le logarithme du taux d'activité dans la région «i» et celui de ce taux à l'échelle nationale.

Dans leur modèle, Blanchard et Katz utilisent les taux relatifs de chômage et d'activité en niveau, en considérant que ces variables sont stationnaires par définition. Toutefois, les tests de racine unitaire Dickey-Fuller-augmentés nous montrent que, pour plusieurs régions américaines, on ne peut rejeter l'hypothèse de la racine unitaire pour ces variables. De plus, Phillips (1995) démontre que la présence de variables presque non stationnaires dans un vecteur autorégressif est très dommageable, notamment pour l'analyse des fonctions de réponse et pour la décomposition de la variance. Ainsi, contrairement à Blanchard et Katz, nous avons décidé de modéliser le taux de chômage et le taux d'activité en première différence.

---

5. Il convient d'apporter ici une précision au sujet des expressions «province moyenne», «région moyenne» et «moyenne nationale». Dans les deux premiers cas, la pondération est identique pour chaque province ou région, alors que, dans la compilation de la moyenne nationale, le poids de chaque province ou région varie considérablement.

Le VAR utilisé dans cette étude se distingue aussi de celui de Blanchard et Katz par le fait qu'il n'est pas structurel. Ces derniers utilisent une forme structurelle, estimant que cela leur permet de simuler parfaitement un choc de demande d'emploi et non d'offre. Cependant, tout comme Hall (1992) l'indique dans sa critique du texte de Blanchard et Katz, il n'est pas sûr que l'utilisation d'une forme structurelle permette d'identifier clairement le choc que ceux-ci simulent. De plus, comme il est difficile de définir une forme structurelle dans le cas du modèle VAR à cinq variables que nous utilisons plus loin, nous préférons nous en tenir à un modèle de forme réduite. Il faut toutefois noter que l'utilisation de formes réduites ne permet pas d'établir des liens de causalité ou explicatifs entre les variables.

Nous allons donc utiliser le modèle VAR à trois variables présenté ci-haut pour tenter de reproduire les résultats obtenus par Blanchard et Katz pour les États-Unis. Le VAR est effectué sur des séries chronologiques en coupes transversales. Les données sont annuelles et couvrent la période allant de 1976 à 1994. Nous avons remplacé la constante par des variables dichotomiques pour chaque région afin de capter les effets spécifiques à chacune d'elles. Nous utilisons, tout comme Blanchard et Katz, deux retards pour chaque variable<sup>6</sup>. Finalement, il faut noter que le VAR portant sur les États-Unis est effectué sur un regroupement de huit régions et non neuf, puisque les données du taux d'activité ne sont pas disponibles pour les deux régions de l'Ouest du pays, c'est-à-dire les Rocheuses et le Littoral Pacifique. Nous avons donc regroupé ces deux régions en une seule pour toutes les autres variables.

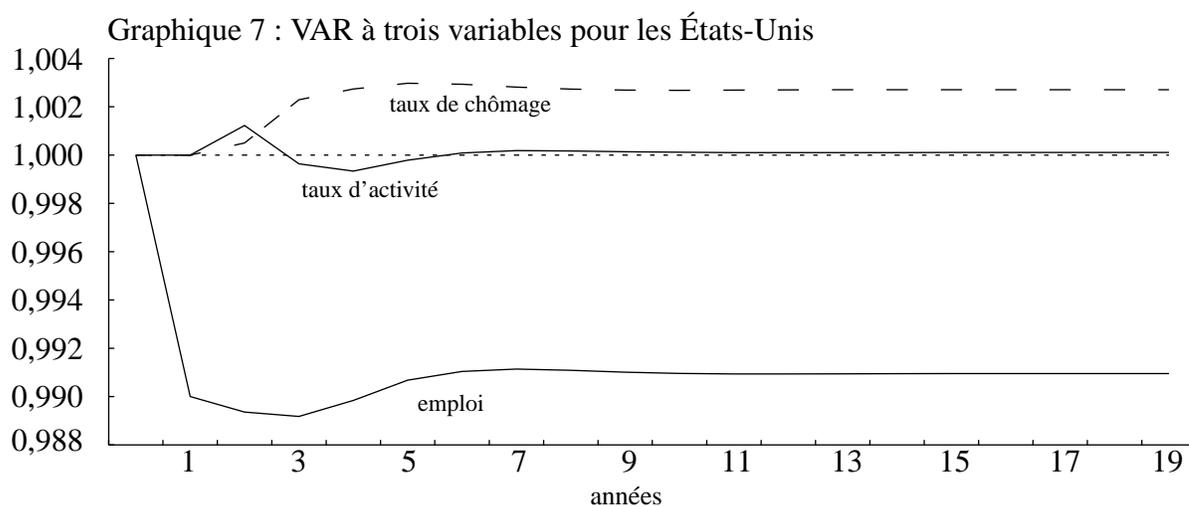
Le Graphique 7 présente les résultats de cet exercice<sup>7</sup>. Même si les séries sont modélisées en première différence, le graphique présente les niveaux relatifs de l'emploi, du taux de chômage et du taux d'activité de la région moyenne. Le choc qui est simulé est une baisse de 1% du niveau relatif de l'emploi. Le Graphique 7 montre qu'à long terme, une baisse soudaine de l'emploi relatif n'a que très peu d'effet sur les taux relatifs de chômage et d'activité. Ce résultat est similaire à celui de Blanchard et Katz. Il est intéressant de souligner que l'utilisation d'une forme

---

6. Les résultats obtenus n'ont montré que très peu de sensibilité au nombre de retards utilisés.

7. Nous ne présentons pas les résultats de l'estimation des VAR, puisque l'examen des coefficients en soi est un exercice fastidieux et très peu révélateur (voir Sims (1980)).

réduite, plutôt que d'une forme structurelle, de même que l'utilisation des huit régions du recensement, plutôt que des 51 États, ne modifie pas les principales conclusions de Blanchard et Katz.

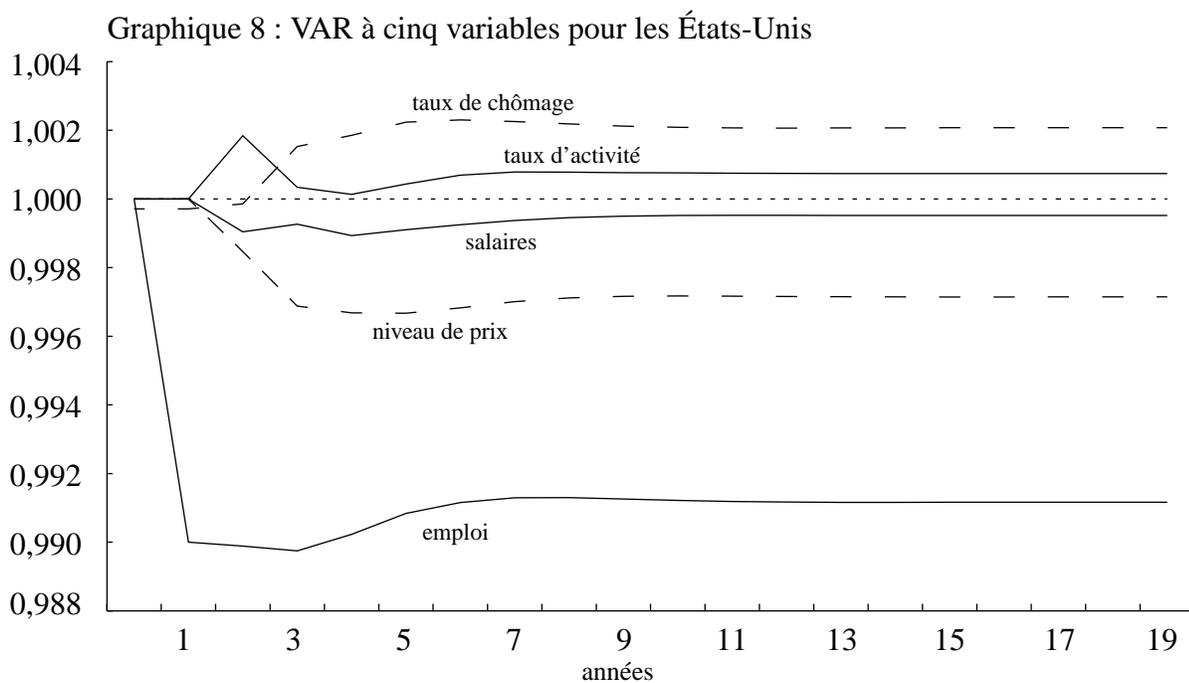


Ainsi, au Graphique 7, on observe qu'après une baisse de 1 % du niveau relatif de l'emploi dans la région «i», le taux de chômage relatif augmente légèrement, soit de 0,3 %, à long terme, tandis que le taux d'activité reste presque inchangé. Il est même possible que l'augmentation du taux de chômage relatif ne soit pas significative sur le plan statistique. Ce résultat donne à penser que l'ajustement à un choc d'emploi se fait surtout par la migration. En effet, le taux de chômage relatif ne réagit à peu près pas au choc de l'emploi, non parce que l'emploi se redresse, mais plutôt parce que les agents économiques quittent la main d'œuvre après le choc. En fait, les agents économiques ne font pas que quitter le marché du travail, ils quittent carrément la région affectée par le choc. C'est d'ailleurs ce que reflète la réaction du taux d'activité relatif, qui revient à son niveau initial environ six ans après le choc.

Selon les résultats mentionnés ci-haut, l'ajustement à un choc de l'emploi se fait uniquement par les quantités. Il est toutefois possible que ce choc provoque également une réaction du côté des prix et des salaires, ce à quoi on devrait même s'attendre en théorie. C'est pourquoi nous allons ajouter deux variables au modèle précédent, à savoir les prix et les salaires.

Ces variables sont également employées en première différence. Nous obtenons alors un VAR à cinq variables, qui se veut plus complet.

Nous appliquons d'abord ce nouveau modèle VAR aux régions américaines. Les résultats de cet exercice sont exposés au Graphique 8. Il est intéressant de souligner que l'ajout des variables de prix et salaires relatifs n'affecte pratiquement pas les résultats portant sur les taux relatifs de chômage et d'activité. Cela indique que ces résultats sont passablement robustes. En ce qui a trait aux prix et aux salaires, le Graphique 8 révèle que ceux-ci ne bougent pratiquement pas après un choc d'emploi. En effet, le niveau des prix relatifs diminue de 0,3 %, tandis que celui des salaires nominaux relatifs se replie d'un peu moins de 0,1 %. Encore une fois, il est probable que ces résultats ne soient pas statistiquement différents de zéro.



Ces résultats obtenus pour les régions américaines appuient ceux obtenus à l'aide du VAR à trois variables et qui montrent qu'une bonne partie de l'ajustement à un choc d'emploi dans une région américaine donnée semble se faire par la migration. Aussi, les taux relatifs de chômage et d'activité ne changent pratiquement pas. Cela veut dire que les pressions provenant du marché du

travail ne se modifient que très peu et donc que l'ajustement des prix et des salaires n'est pas tellement grand. C'est effectivement ce que le dernier exercice nous révèle.

Il est toutefois important de nuancer ce dernier résultat. En effet, même si les prix et les salaires restent à peu près inchangés après un choc de l'emploi, cela ne signifie surtout pas que les prix et les salaires ne sont pas flexibles dans les régions américaines. Dans la simulation décrite ci-haut, il a plutôt été démontré que les salaires réels ne s'ajustent pas aux États-Unis, car ils n'ont pas à le faire. Le but de la présente étude n'est pas de comparer la rigidité des prix et des salaires entre le Canada et les États-Unis, et aucun des exercices effectués dans le cadre de cette recherche ne permet de conclure dans ce sens.

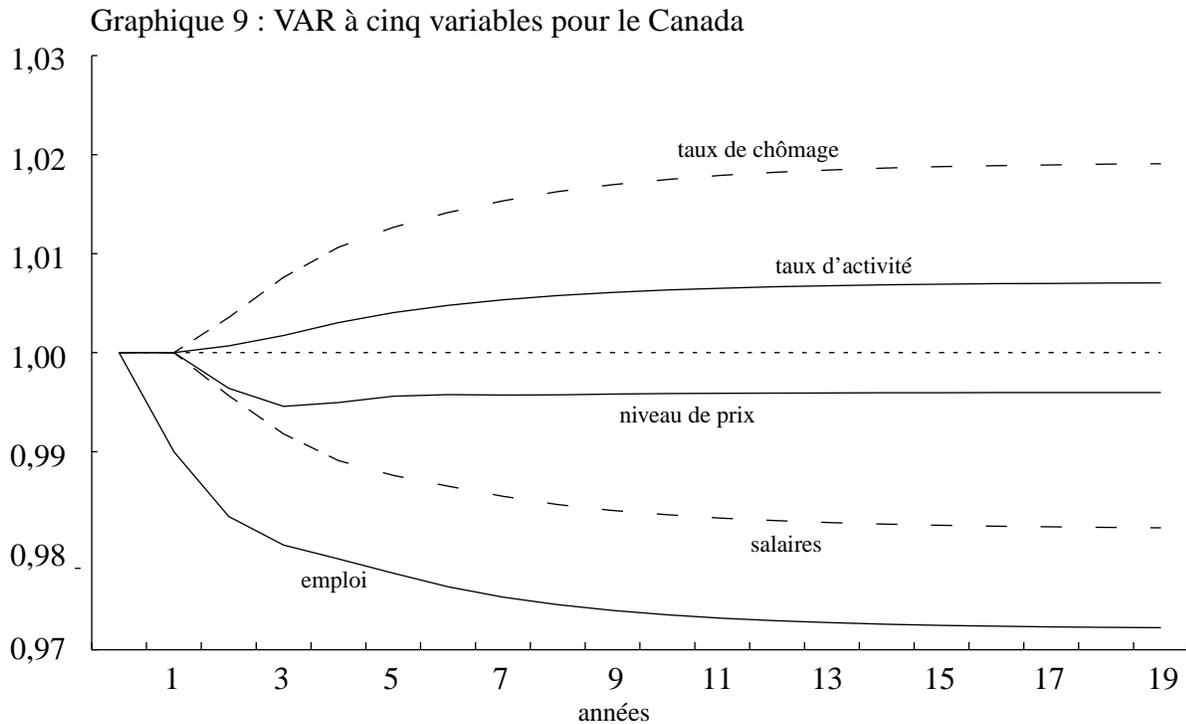
Nous avons ensuite appliqué le VAR à cinq variables aux provinces canadiennes. Cet exercice est présenté au Graphique 9. Comme les faits stylisés le laissent entrevoir, on observe qu'après un choc de l'emploi, le taux de chômage augmente passablement, ce qui, contrairement aux observations faites à propos des régions américaines, laisse entrevoir un ajustement nettement plus prononcé du côté des prix et des salaires<sup>8</sup>. Le Graphique 9 nous révèle d'ailleurs que le niveau relatif des salaires dans la province affectée par le choc diminue de 1,8 % à long terme et que le niveau des prix relatifs montre un léger recul, soit de 0,4 %. C'est donc dire que l'ajustement des salaires réels se chiffre à environ 1,4 %. De plus, les résultats semblent indiquer que l'ajustement des salaires réels, qui survient avec un certain retard, empêche une détérioration encore plus marquée des niveaux relatifs de l'emploi et du taux de chômage dans la province affectée par le choc. En effet, les résultats montrent que le choc de l'emploi s'amplifie à court terme pour atteindre 2,8 % et que le taux de chômage relatif de long-terme est supérieur de 1,9 % à son niveau de départ.

Le résultat selon lequel le choc de l'emploi s'amplifie dans la province moyenne s'explique en partie par le fait que les Maritimes, le Manitoba et la Saskatchewan correspondent à 60 % de notre province moyenne. Étant donné que ces provinces possèdent des économies

---

8. Les résultats obtenus à l'aide du VAR à trois variables pour les provinces canadiennes (non publiés ici) montrent également une hausse permanente du taux de chômage après une baisse soudaine de l'emploi.

relativement peu diversifiées, une baisse soudaine de l'emploi, par exemple un moratoire sur la pêche de la morue à Terre-Neuve ou des conditions météorologiques néfastes pour l'agriculture en Saskatchewan, entraîne parfois, sur l'emploi dans ces provinces, des effets secondaires qui peuvent être considérables.



Tout comme les faits stylisés de la section précédente, l'analyse empirique de cette section confirme l'hypothèse d'un degré de persistance du chômage beaucoup plus élevé au Canada qu'aux États-Unis. Nous avons montré qu'après une réduction du niveau relatif de l'emploi dans une province canadienne, le taux de chômage relatif dans celle-ci augmente passablement, tandis que ce n'est pas le cas aux États-Unis. Nous avons aussi montré que l'ajustement à un choc de l'emploi aux États-Unis semble surtout se faire par les quantités, tandis qu'au Canada, il se fait surtout par les prix. Cela donne à penser que la mobilité de la main-d'œuvre est beaucoup plus grande aux États-Unis qu'au Canada.

## 5 Conclusion

Le but principal de cette étude était de comparer l'évolution des marchés régionaux de l'emploi au Canada et aux États-Unis. L'étude a d'abord montré, à l'aide de faits stylisés, que les taux de chômage relatifs étaient beaucoup plus persistants dans les provinces canadiennes que dans les régions du recensement aux États-Unis. Il a été entre autres démontré que, parmi les provinces canadiennes, les positions relatives en matière de chômage n'ont à peu près pas changé au cours des trente dernières années. Cela veut dire que les provinces qui affichaient les taux de chômage les plus élevés dans les années 70 sont celles qui ont encore aujourd'hui les taux de chômage les plus élevés. Ce n'est pas le cas dans les régions américaines.

L'étude a également examiné l'évolution de différentes variables après une réduction soudaine de l'emploi dans la région moyenne de chaque pays. Il a été démontré qu'aux États-Unis, les taux relatifs de chômage et d'activité de la région affectée ne bougent pratiquement pas, tandis qu'au Canada, un tel choc est suivi d'une hausse assez importante du taux de chômage relatif dans la province touchée. Nous avons montré qu'aux États-Unis l'ajustement à un choc d'emploi dans une région donnée se fait surtout par migration. On assiste donc à un ajustement par les quantités, de sorte qu'il n'y a que très peu de réaction des prix et des salaires à un choc d'emploi. Au Canada par contre, la hausse du taux de chômage relatif dans la province affectée par le choc engendre un déséquilibre sur le marché du travail et par conséquent une diminution sensible des salaires réels dans la province affectée.

Comme il a été mentionné dans la présente étude, il faut être prudent lorsqu'on applique les résultats de celle-ci aux variables nationales. En effet, il est très important de se rappeler que la pondération de chaque province est égale dans le cadre de la présente étude, alors qu'elle varie considérablement dans la compilation des données nationales. Toutefois, il est intéressant de constater que si l'on extrapole à partir des principaux résultats de cette étude, celle-ci peut fournir un élément d'explication sur l'écart qui existe présentement entre les taux de chômage canadien et américain. En effet, l'écart a commencé à se creuser en 1982, c'est-à-dire lors de la récession de 1981-1982. À cette époque, les deux pays ont été frappés par de très sévères baisses de l'emploi. À la lumière des résultats mentionnés précédemment, il est probable que ces chocs aient eu des

effets permanents sur le taux de chômage au Canada, tandis qu'aux États-Unis, la mobilité de la main-d'œuvre a fait que la baisse de l'emploi n'a pas eu d'effet à long terme sur le taux de chômage. Il en résulte donc un écart entre le taux de chômage des deux pays. D'ailleurs, on constate que l'écart s'est accentué au cours de la récession de 1990-1991, encore une fois parce que le taux de chômage de chaque pays a réagi différemment à la baisse de l'emploi observée au cours de cette récession.

Ces conclusions ajoutent donc des éléments au débat sur l'écart entre le taux de chômage des deux pays. Par exemple, Prasad et Thomas (1997) concluent que la différence entre les degrés de persistance du chômage au Canada et aux États-Unis n'est pas attribuable à un niveau de flexibilité différent des salaires entre les deux pays. Pour leur part, Card et Riddell (1995) démontrent que l'accroissement de l'écart entre les taux de chômage canadien et américain n'a pas été causé par une baisse relative de l'emploi et du taux d'activité au Canada. Cette étude va tout à fait dans le même sens que ces résultats. Elle indique plutôt que l'écart entre le taux de chômage des deux pays est, du moins en partie, attribuable à une mobilité de la main-d'œuvre beaucoup plus grande aux États-Unis qu'au Canada. Cette conclusion est d'ailleurs conforme à celle d'une récente étude de Antolin et Bover (1997), qui montre que le taux de chômage relativement élevé que l'on observe en Espagne est attribuable en partie à une mobilité plutôt faible de la main-d'œuvre entre les différentes régions du pays.

Finalement, la présente étude va également dans le même sens que celle de St-Amant et Tessier (1997), qui montre entre autres qu'une baisse soudaine de l'emploi, même si elle est temporaire, peut, à cause de la structure du marché du travail ou de la générosité des programmes sociaux, avoir sur le taux de chômage un effet permanent qui pourrait résulter de chocs fiscaux antérieurs. Ces chocs créent des entraves au marché du travail par l'imposition de rigidités à la fois sur les prix et les quantités, rendant ainsi plus problématique l'ajustement à des chocs négatifs affectant l'emploi. St-Amant et Tessier observent que cette situation s'applique particulièrement au cas canadien, ce qui pourrait expliquer une moins grande mobilité de la main-d'œuvre au Canada.

## Bibliographie

- Antolin, P. et O. Bover (1997). «Regional Migration in Spain : the Effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials using Pooled Cross-sections», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n° 2, p. 215-35.
- Blanchard, O. J. et L. F. Katz (1992). «Regional Evolutions», *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-74.
- Card, D. et W. C. Riddell (1995). *Unemployment in Canada and the United States : A Further Analysis*, L'Institut canadien des recherches avancées, document de travail n° 81.
- Coulombe, S. et F. C. Lee (1993). *Regional Economic Disparities in Canada*, Université d'Ottawa, Département de sciences économiques, Cahiers de recherche n° 9317E.
- Day, K. (1989). *Regional Disparities in Wage and Unemployment Rates in Canada : A Review of Some Issues*, Banque du Canada, Rapport technique n° 51.
- Hall, R. E. (1992). «Regional Evolutions : Comments and Discussion», *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 62-65.
- Helliwell, J. F. (1994). «Convergence and Migration Among Provinces», *PEAP Policy Study* 94-2.
- Lee, F. C. et S. Coulombe (1993). *Regional Productivity Convergence in Canada*, Université d'Ottawa, Département de sciences économiques, Cahiers de recherche n° 9318E.
- Lefebvre, M. (1994). «Les provinces canadiennes et la convergence : une évaluation empirique», Banque du Canada, document de travail 94-10.
- Lefebvre, M. et S. Poloz (1996). «The Commodity-Price Cycle and Regional Economic Performance in Canada», Banque du Canada, document de travail 96-12.
- Mansell, R. L. et L. Copithorne (1986). «Canadian Regional Economic Disparities : A Survey», tiré de *Disparities and Inter-regional Adjustment*, publié sous la direction de Kenneth Norrie, p. 1-51.
- McInnis, M. (1968). «The Trend of Regional Income Differentials in Canada», *Canadian Journal of Economics*, n° 1, p. 440-470.
- Phillips, P. C. B. (1995). «Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary Vars», document de travail 1102, Cowles Foundation.
- Prasad, E. S. et A. Thomas (1997). «Labor Market Adjustment in Canada and the United States», Fonds monétaire international, document de travail 97/2.
- Sims, C. (1980). «Macroeconomics and Reality», *Econometrica*, vol. 48, p. 1-48.
- St-Amant, P. et D. Tessier (1997). «Dépenses publiques, politique monétaire et évolution récente comparée du taux de chômage au Canada et aux États-Unis», Banque du Canada, mimeo.



# Documents de travail de la Banque du Canada

## 1997

97-1	Reconsidering Cointegration in International Finance: Three Case Studies of Size Distortion in Finite Samples	M.-J. Godbout and S. van Norden
97-2	Fads or Bubbles?	H. Schaller and S. van Norden
97-3	La courbe de Phillips au Canada: un examen de quelques hypothèses	J.-F. Fillion and A. Léonard
97-4	The Liquidity Trap: Evidence from Japan	I. Weberpals
97-5	A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap	C. Dupasquier, A. Guay and P. St-Amant
97-6	Lagging Productivity Growth in the Service Sector: Mismeasurement, Mismanagement or Misinformation?	D. Maclean
97-7	Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle?	B. S.C. Fung and M. Kasumovich
97-8	Implementation of Monetary Policy in a Regime with Zero Reserve Requirements	K. Clinton
97-9	Mesures du taux d'inflation tendenciel	T. Lafèche
97-10	The Structure of Interest Rates in Canada: Information Content about Medium-Term Inflation	J. Day and R. Lange
97-11	A Band-Aid Solution to Inflation Targeting	R. Amano, R. Black, and M. Kasumovich
97-12	A Micro Approach to the Issue of Hysteresis in Unemployment: Evidence from the 1988–1990 Labour Market Activity Survey	G. Wilkinson
97-13	What Does Downward Nominal-Wage Rigidity Imply for Monetary Policy?	S. Hogan
97-14	Menu Costs, Relative Prices, and Inflation: Evidence for Canada	R. Amano and R. T. Macklem
97-15	The Effects of Budget Rules on Fiscal Performance and Macroeconomic Stabilization	J. Millar
97-16	Canadian Policy Analysis Model: CPAM	R. Black and D. Rose
97-17	Les marchés du travail régionaux : une comparaison entre le Canada et les États-Unis	M. Lefebvre

Les documents de travail des années précédentes ne sont pas énumérés ici, mais sont encore disponibles.

Pour se procurer une publication de la Banque, s'adresser à la :  
Diffusion des publications, Banque du Canada, 234 rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9.

Adresse électronique : [publications@bank-banque-canada.ca](mailto:publications@bank-banque-canada.ca)  
WWW : <http://www.bank-banque-canada.ca/>  
FTP : [ftp.bank-banque-canada.ca](ftp://ftp.bank-banque-canada.ca) (login: anonymous;  
sous-répertoire : /pub/publications/working.papers)