

L'écart de chômage entre le Canada et les États-Unis : analyse des divergences entre les hommes et les femmes

The Unemployment Gap between Canada and the US: An Analysis of Differences between Men and Women

Mario Fortin

Volume 70, Number 3, septembre 1994

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/602145ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/602145ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Article abstract

This paper seeks to identify the source of the persistent gap between Canadian and US unemployment rates and why the gap has widened more for women than for men. A graphical method is proposed to distinguish between employment shocks and changes in the activity rate. The labor market is also separated between categories of workers having different levels of attachment to the labor force, that is between men, women and, in this latter category, between married and non-married women. The analysis shows an unusual increase in the activity rate in Canada between 1972 and 1978 that raised the male unemployment rate by about 2 percentage points and the aggregate unemployment rate by about 3 percentage points. This result is compatible with the expected consequences of the 1971 reform of the unemployment insurance program. Also, the analysis confirms that the unemployment gap has widened more for married women. However, their activity rate has risen faster in Canada until the middle of the eighties. This last fact makes difficult to ascribe sole responsibility for the unemployment gap of this group to the unemployment insurance program.

Cite this article

Fortin, M. (1994). L'écart de chômage entre le Canada et les États-Unis : analyse des divergences entre les hommes et les femmes. *L'Actualité économique*, 70(3), 247–270. <https://doi.org/10.7202/602145ar>

L'ÉCART DE CHÔMAGE ENTRE LE CANADA ET LES ÉTATS-UNIS : ANALYSE DES DIVERGENCES ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES*

Mario FORTIN

*Département d'économique
Université de Sherbrooke*

RÉSUMÉ — Cette étude tente d'identifier ce qui cause l'écart persistant entre les taux de chômage canadien et américain et les raisons pour lesquelles cet écart s'est accru davantage pour les femmes que pour les hommes. Une méthode graphique est proposée, méthode qui permet de décomposer les variations de l'écart de taux de chômage provenant de chocs sur l'emploi et celles résultant de chocs du taux d'activité. On décompose également le marché du travail selon des catégories de travailleurs et travailleuses ayant des degrés différents d'attachement au marché du travail, soit les hommes et les femmes et, dans ce dernier groupe, entre les femmes non mariées d'une part et les femmes mariées d'autre part. L'analyse fait ressortir une hausse inhabituellement rapide des taux d'activité au Canada entre 1972 et 1978 qui a fait augmenter le taux de chômage des hommes d'environ 2 points de pourcentage et le taux de chômage agrégé d'environ 3 points de pourcentage. Ce résultat est conforme aux conséquences prévisibles de la réforme de 1971 de l'assurance-chômage. Par ailleurs, l'analyse confirme que l'écart de taux de chômage entre les deux pays est plus grand pour les femmes mariées. Cependant, leur taux d'activité a progressé plus rapidement au Canada jusqu'au milieu des années 80. Ce dernier fait rend peu probable la responsabilité unique de l'assurance-chômage dans l'écart de chômage de ce groupe.

ABSTRACT — *The Unemployment Gap between Canada and the US: An Analysis of Differences between Men and Women.* This paper seeks to identify the source of the persistent gap between Canadian and US unemployment rates and why the gap has widened more for women than for men. A graphical method is proposed to distinguish between employment shocks and changes in the activity rate. The labor market is also separated

* Je tiens à exprimer ma reconnaissance à Louis Ascah, Pierre Fortin, Petr Hanel, trois arbitres anonymes ainsi qu'à l'éditeur de *L'Actualité économique* pour leurs commentaires très pertinents. Les résultats préliminaires de cette étude ont fait l'objet d'une communication au Congrès de la Société canadienne de science économique, tenu au Mont-Orford, du 20 au 22 mai 1992. Je remercie les participants et le commentateur pour les remarques utiles.

between categories of workers having different levels of attachment to the labor force, that is between men, women and, in this latter category, between married and non-married women. The analysis shows an unusual increase in the activity rate in Canada between 1972 and 1978 that raised the male unemployment rate by about 2 percentage points and the aggregate unemployment rate by about 3 percentage points. This result is compatible with the expected consequences of the 1971 reform of the unemployment insurance program. Also, the analysis confirms that the unemployment gap has widened more for married women. However, their activity rate has risen faster in Canada until the middle of the eighties. This last fact makes difficult to ascribe sole responsibility for the unemployment gap of this group to the unemployment insurance program.

INTRODUCTION

Plusieurs études ont tenté d'expliquer pourquoi un écart persistant s'est créé entre le taux de chômage au Canada et aux États-Unis depuis la fin de la récession de 1981-82. Ainsi, McCallum (1987,1988) évoque la politique monétaire restrictive du début des années 80 et une suite de chocs défavorables sur les termes de l'échange entre 1982 et 1984 pour expliquer pourquoi le taux de chômage s'est accru au Canada et s'est maintenu élevé par la suite. Prise isolément, cette explication de nature conjoncturelle est cependant difficilement conciliable avec un chômage qui se maintient plus élevé pendant 10 ans. Grubel et Bonnici (1986) soutiennent pour leur part que l'incidence accrue du chômage découle de salaires réels trop élevés, hypothèse que Fortin (1989) et Ashenfelter et Card (1986) rejettent cependant dans des cadres différents. Milbourne, Purvis et Scoones (1991) avancent quant à eux qu'en raison des modifications apportées en 1978 au calcul des prestations régionales prolongées, la générosité du programme d'assurance-chômage est devenue dépendante du taux de chômage global. Cela aurait contribué à accroître le degré de persistance du chômage, le taux de chômage naturel devenant fonction du taux de chômage décalé. Cette explication se retrouve également en partie dans Coe (1990). Toutefois, Storer (1992) a testé cette hypothèse séparément pour l'Ontario et l'Alberta et a été amené à conclure que la plus grande persistance du taux de chômage provient plutôt d'une réduction dans le taux d'offre d'emplois. Corak et Jones (1992) concluent également que la persistance accrue du taux de chômage peut difficilement résulter d'une utilisation accrue des prestations régionales prolongées car le nombre de personnes recevant de telles prestations n'a pas augmenté de façon suffisamment importante et le degré de persistance du nombre de prestataires ne s'est pas élevé suffisamment pour être compatible avec l'augmentation du taux de chômage observée dans les années 80.

L'explication la plus plausible a été proposée séparément par Moorthy (1990), Keil et Symons (1990) et Card et Riddell (1992). Le taux de chômage structurel canadien aurait augmenté suite à l'importante réforme de 1971 du programme d'assurance-chômage. La conjoncture étant plus favorable au Canada qu'aux États-Unis entre 1973 et 1981 en raison de la hausse du prix relatif des ressources naturelles, cette augmentation du taux de chômage naturel

ne s'est pas traduite par une hausse équivalente du taux de chômage. Seul le renversement conjoncturel de 1982 a révélé l'ampleur de l'accroissement du taux de chômage naturel canadien. Pour soutenir ces conclusions, Moorthy fait valoir que le rapport entre le nombre de prestataires d'assurance-chômage et le nombre de chômeurs est près de trois fois plus élevé au Canada qu'aux États-Unis. En outre, l'écart de taux de chômage entre les deux pays s'est accru davantage entre 1966 et 1989 pour les femmes que pour les hommes. Moorthy attribue la réaction plus vive des femmes à l'assurance-chômage à un degré d'attachement au marché du travail plus faible que pour les hommes. Card et Riddell suivent une démarche différente mais utilisent des arguments semblables. À partir des résultats d'enquêtes réalisées en 1979 et 1986, ils montrent que les chefs de ménage ayant effectué un petit nombre de semaines de travail rapportent une présence au sein de la population active plus longue au Canada qu'aux États-Unis. Cette propension à allonger les présences au sein de la population active est plus grande chez les femmes et se manifeste particulièrement à 12 et 20 semaines de travail. Ils interprètent ces résultats comme une conséquence des incitations introduites par le programme d'assurance-chômage canadien¹. Keil et Symons mettent pour leur part l'accent sur les changements des termes de l'échange pour montrer que le taux de chômage conjoncturel était particulièrement faible au Canada pendant les années 70. Un taux de chômage canadien semblable au taux de chômage américain pendant cette période était donc compatible avec une composante structurelle plus importante au Canada.

La présente étude amène des éléments supplémentaires venant supporter les conclusions de Moorthy, de Card et Riddell et de Keil et Symons. Un premier élément consiste à identifier à quels moments les changements dans l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis sont attribuables à des modifications de la tension conjoncturelle et les autres périodes où il y aurait hausse du taux de chômage naturel découlant de modifications au programme d'assurance-chômage. Ainsi qu'il est montré dans la section 1, les études sur le NAIRU ne permettent pas de répondre avec précision à cette question. La deuxième section développe une méthode qui analyse simultanément les taux de chômage et de non-emploi afin d'effectuer une décomposition des sources de variation du taux de chômage. Cette méthode, appliquée à l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis, permet d'identifier un choc sur la

1. Il faut être prudent en interprétant ce résultat de Card et Riddell. Les données canadiennes montrent que les femmes chef de famille ont un taux de chômage systématiquement plus élevé que la moyenne des femmes alors que c'est l'inverse chez les hommes. Par exemple, en 1992 le taux de chômage des femmes chef de famille était de 11,4 % alors que celui de l'ensemble des femmes était de 8,8 %. Les chiffres correspondants pour les hommes sont de 7,6 % et 10,8 %. Nous n'avons pas pu vérifier le taux de chômage des hommes chef de famille aux États-Unis. Par contre, la *Monthly Labor Review* rapporte qu'en 1991, le taux de chômage était aux États-Unis de 5,7 % pour les femmes mais de 9,1 % pour les femmes chef de ménage (*Women who maintain families*). Les différences entre hommes et femmes observées par Card et Riddell peuvent donc mal se prêter à une généralisation entre tous les hommes et toutes les femmes, surtout si on considère que les femmes chef de famille ne représentent que 15 % des femmes actives.

population active canadienne à partir de 1972. Une application est ensuite faite en comparant l'Ontario au reste du Canada, vérifiant la dimension nationale de ce choc. La section 3 s'attarde pour sa part aux différences de taux de chômage établies séparément pour les hommes et les femmes. En particulier, comme les études sur l'offre de travail montrent que c'est le revenu d'un conjoint et la présence d'enfants qui réduisent le degré d'attachement des femmes au marché du travail, l'argumentation présentée par Moorthy s'applique surtout aux femmes mariées. Une analyse séparée pour ce groupe fait ressortir un écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis plus grand que pour toute autre catégorie de travailleurs. Elle révèle aussi que le taux d'activité des femmes mariées suit un taux d'accroissement tendanciel plus rapide au Canada. Il est donc difficile d'attribuer uniquement à l'assurance-chômage cet écart de chômage plus grand pour les femmes mariées. Des recherches supplémentaires visant à expliquer pourquoi leur attachement moyen au marché du travail augmente plus rapidement au Canada seront nécessaires pour clarifier ce point.

1. L'IMPACT ESTIMÉ DE L'ASSURANCE-CHÔMAGE SUR LE TAUX DE CHÔMAGE

Si l'assurance-chômage joue un rôle significatif dans l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis, on devrait observer des changements du taux de chômage canadien lorsque le programme est modifié de façon importante. Les plus grandes modifications furent mises en place en 1971. L'accès aux prestations a été facilité en réduisant la période de travail minimale requise pour se qualifier aux prestations à aussi peu que 8 semaines dans certains cas. Le taux de prestations a été porté à 66 2/3 %, ou à 75 % pour les prestataires ayant des dépendants, et le salaire assurable maximum a été doublé pour atteindre 80 % du salaire industriel moyen. La durée des prestations a également été accrue et la couverture du programme étendue à presque tous les salariés. En 1976, le taux de prestations fut fixé à 66 2/3 % peu importe que le prestataire ait ou non des dépendants. En décembre 1977, l'accès aux prestations fut quelque peu resserré en augmentant la durée minimale de travail requise pour se qualifier. En outre, le calcul des prestations régionales prolongées fut modifié de telle façon que ces dernières dépendent dorénavant du taux de chômage régional au lieu de l'écart entre le taux de chômage dans la région et le taux de chômage national comme c'était le cas auparavant. En 1979, le taux de prestations fut réduit à 60 % et on instaura une modalité de remboursement des prestations pour les travailleurs dont le revenu annuel excède 1,5 fois le salaire assurable maximum. En 1990, la durée minimale de travail permettant de se qualifier aux prestations fut de nouveau accrue. En 1993, le taux de prestations a été réduit à 57 % du salaire assurable et les personnes ayant quitté volontairement leur emploi sans raison valable ou qui sont congédiées pour mauvais comportement se voient interdire l'accès aux prestations. Finalement, en 1994, le taux de prestations fut de nouveau diminué pour les prestataires sans dépendant et fut établi à 55 % alors que les conditions d'éligibilité ont été resserrées.

Au niveau institutionnel, le programme a donc été rendu considérablement plus généreux en 1971 mais une série de mesures ont depuis été introduites qui contribuent à réduire la générosité du programme. Cependant, comme l'ont montré Milbourne, Purvis et Scoones (1991), les changements apportés en 1977 au calcul des prestations régionales prolongées ont fait en sorte que la générosité globale du programme varie désormais avec le taux de chômage décalé. La récession de 1981-82 et celle de 1990-92 ayant poussé le taux de chômage à des niveaux très élevés, la générosité effective du programme s'est accrue considérablement en 1983 de même qu'en 1992. Ces accroissements de générosité n'ont toutefois pas eu l'importance de celui de 1971. À titre d'exemple, l'indice de générosité de l'assurance-chômage utilisé dans Fortin (1989) est passé d'une valeur moyenne de 0,19 entre 1956 et 1971 à 2,733 en 1972 et n'est jamais descendu en deçà de 1,58 par la suite. Compte tenu de l'importance du changement de générosité du programme en 1971, c'est donc à partir de 1972 qu'on devrait observer la plus forte hausse du taux de chômage structurel.

Il est *a priori* difficile d'attribuer à l'assurance-chômage la responsabilité de l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis car la date où cet écart est apparu ne coïncide pas avec celles des différents changements au programme. Afin de concilier les événements, Moorthy, Card et Riddell ainsi que Keil et Symons combinent les causes structurelles et conjoncturelles du taux de chômage. Comme la conjoncture macro-économique était plus favorable au Canada qu'aux États-Unis dans les années 70, principalement en raison des chocs sur les prix des ressources naturelles, cela a permis de camoufler l'importance de la hausse du taux de chômage structurel qui aurait résulté de la réforme de 1971 du programme d'assurance-chômage. Ce n'est qu'avec le renversement de conjoncture de 1982 que l'ampleur de cette augmentation du taux de chômage structurel canadien s'est révélée.

Un élément essentiel pour valider cette interprétation consiste à identifier les dates où le taux de chômage naturel s'est accru et celles où les variations du taux de chômage sont d'origine conjoncturelle. Les études sur le taux de chômage naturel canadien constituent une source clé pouvant *a priori* permettre de clarifier la question. Si ces études concluent en général que le taux de chômage naturel s'est accru dans les années 70, elles ne sont pas unanimes quant à l'importance de cette augmentation. Rose (1988) fait une revue des différentes méthodologies ainsi que des résultats des principales études sur le taux de chômage naturel². Il en ressort une grande marge d'incertitude quant à la valeur du NAIRU au Canada, ce dernier variant entre des valeurs extrêmes de 6,5 % et

2. Parmi les facteurs qui ont contribué à accroître le taux de chômage naturel pendant les années 70, on retrouve surtout la réforme de 1971 de l'assurance-chômage, l'augmentation du salaire minimum par rapport au salaire industriel moyen, l'accroissement de la part des jeunes dans la population active et la participation accrue des femmes au marché du travail. Burns (1990) et Coe (1990) ont également inclus des mesures de la dispersion sectorielle ou régionale de l'emploi ainsi que le taux de syndicalisation. Coe (1990) ajoute aussi le taux de cotisation moyen des employeurs pour le financement des programmes sociaux.

11,5 %. L'étude de Setterfield, Gordon et Osberg (1992) illustre le point de façon plus éloquent. On y montre en effet que des estimés statistiquement satisfaisants du taux de chômage naturel des hommes adultes sont compatibles avec toutes les valeurs du taux de chômage observées depuis 30 ans pour cette catégorie de travailleurs, rendant ces études inaptes à distinguer les changements du taux de chômage qui sont d'origine structurelle et ceux de nature conjoncturelle. Cette variabilité des résultats découle du trop grand nombre de degrés de liberté laissés aux modélisateurs pour choisir des paramètres essentiels de la courbe de Phillips. Par exemple, l'estimation est conditionnelle à la mesure de la productivité du travail et à celle des anticipations inflationnistes. Comme le montre McCallum (1988), le degré de courbure présumé de la courbe de Phillips influence également les résultats pour les observations excentriques comme celles suivant la récession de 1982. Parallèlement à ces difficultés méthodologiques, l'évolution lente de plusieurs variables structurelles rend l'estimation de chaque coefficient imprécise en raison à la fois d'un degré élevé de multicolinéarité et d'une variabilité individuelle faible de chacune des variables³. Des problèmes additionnels se posent pour estimer l'impact de l'assurance-chômage sur le taux de chômage puisqu'il n'existe pas de mesure précise rendant compte des impacts théoriques reconnus de l'assurance-chômage sur le taux de chômage. On doit donc construire une variable approximant la générosité du programme. Or, les mesures utilisées dans les études empiriques ne sont pas toutes les mêmes. En outre, comme Rose (1988) l'expose, la discontinuité de cette variable en 1972 associée à un comportement plus lisse du taux de chômage fait en sorte que l'analyse statistique faillit souvent à trouver un impact significatif de l'assurance-chômage sur le taux de chômage.

Les études empiriques sur le NAIRU au Canada révèlent finalement fort peu de choses quant à l'influence réelle que l'assurance-chômage a pu avoir sur le taux de chômage. Il est donc nécessaire de procéder autrement pour mettre en évidence et mesurer un tel impact. Une méthode simple qui ne requiert pratiquement aucune hypothèse particulière est présentée à la prochaine section. Cette méthode compare l'évolution du taux de chômage et du taux de non-emploi afin de distinguer entre des chocs sur l'emploi et ceux sur le taux d'activité.

2. CHOCS SUR L'EMPLOI ET CHOCS DE TAUX D'ACTIVITÉ

Les modèles théoriques d'offre de travail de Fortin (1984) et de Milbourne, Purvis et Scoones (1991) impliquent que le taux d'activité est accru par un programme d'assurance-chômage. Fortin (1993) montre que c'est cette hausse du

3. La part des jeunes dans la population active a atteint un plateau entre 1975 et 1980 et s'est mise à diminuer régulièrement par la suite alors que la part des femmes est en hausse continue. Le rapport du salaire minimum au salaire industriel moyen a également atteint un sommet au milieu des années 70 pour ultérieurement diminuer graduellement. Quant au taux de syndicalisation des travailleurs, il a cru jusqu'au milieu des années 70 puis a fluctué autour de 37 %. En fait, ces quatre variables prises simultanément sont difficiles à distinguer d'une tendance quadratique déterministe en raison de leur manque de variabilité.

taux d'activité qui conditionne l'augmentation du taux de chômage pouvant résulter de l'assurance-chômage. Cela signifie que si l'assurance-chômage a pu contribuer à accroître le taux de chômage, ceci se manifestera par des chocs sur le taux d'activité. Il est donc possible de retrouver les dates où l'assurance-chômage a fait augmenter le taux en chômage en identifiant les périodes où le taux d'activité s'est accru de façon inhabituelle.

La définition du taux de chômage est $u \equiv 1 - e/a$, où e est le rapport emploi/population et a le taux d'activité. Une hausse du taux de chômage ne peut donc provenir que d'une diminution du rapport emploi/population, résultant de chocs de nature conjoncturelle, ou d'un accroissement du taux d'activité provenant de toute autre source⁴. Le taux de non-emploi, $n = 1 - e$, est pour sa part indépendant du taux d'activité. L'impact d'un choc de nature conjoncturelle sur ces deux variables est donné par $du/de = -(1 - \varepsilon_{a,e})/a$ et $dn/de = -1$, où $\varepsilon_{a,e}$ désigne l'élasticité du taux d'activité au rapport emploi/population, élasticité qui est positive car le taux d'activité est procyclique. Suite à un choc sur l'emploi, le couple u,n se déplace donc le long d'une droite dont la pente est :

$$dn/du = a/(1 - \varepsilon_{a,e}). \quad (1)$$

Comme $\varepsilon_{a,e}$ peut être mesurée, les chocs sur l'emploi se manifestent par des déplacements le long d'une droite ayant une pente positive connue dans le plan u,n ⁵. Les chocs sur le taux d'activité produisent pour leur part des déplacements shorizontaux des observations dans le plan u,n . Si les changements du taux d'activité, hormis la réaction du taux d'activité au taux d'emploi, découlaient uniquement des modifications du programme d'assurance-chômage, la tâche serait aisée. Il suffirait d'observer à quel moment et de combien la droite estimée se déplace vers la droite. Une telle approche n'est cependant pas applicable directement en raison de la tendance à la hausse du taux d'activité, amenant une dérive continue vers la droite des observations.

L'approche est plus fructueuse si on l'applique aux écarts de taux de chômage et de taux de non-emploi entre le Canada et les États-Unis. Comme le taux d'activité manifeste une tendance croissante dans les deux pays, la partie de cette tendance qui est commune aux deux pays n'a pas d'effet sur la différence

4. Rigoureusement parlant, il faudrait ici distinguer entre le nombre d'emplois disponibles, qui est déterminé par la conjoncture, et le nombre d'emplois occupés. Ce dernier étant obtenu en soustrayant du nombre d'emplois disponibles le nombre de postes vacants, il en découle que le taux de vacance influence le taux de chômage. On pourrait donc avoir une source distincte des changements du chômage découlant de variations dans le taux de vacance. Zagorsky (1992) a estimé un taux de vacance canadien pour la période 1962-1990 à partir des données sur l'indice d'offre d'emplois, ce qui constituerait selon lui la première tentative dans ce sens. Ses résultats révèlent un taux de vacance dont les variations ne peuvent expliquer plus qu'une faible fraction des changements observés du taux de chômage. Les variations significatives du taux de chômage résultent donc seulement de chocs conjoncturels sur l'emploi et de chocs du taux d'activité.

5. Cette pente est positive seulement si l'élasticité du taux d'activité au taux d'emploi est inférieure à 1. Empiriquement, cette condition est satisfaite comme il le sera montré plus loin.

des taux de chômage. Par conséquent, une dérive tendancielle des couples mesurant l'écart des taux de chômage et des taux de non-emploi apparaîtra seulement lorsque la tendance des taux d'activité diffère dans les deux pays. Il est ainsi plus facile de mettre en évidence les chocs ayant fait varier le taux d'activité. Le fait de ne mesurer que les écarts de taux de chômage et de non-emploi, et non pas le niveau qu'ils ont dans chaque pays, limite cependant en partie l'interprétation des résultats. En effet, s'il advenait qu'on mesure un choc indiquant que le taux d'activité s'est accru au Canada par rapport aux États-Unis, ce choc pourrait tout aussi bien provenir d'une hausse du taux d'activité canadien que d'une baisse du taux d'activité américain. Cependant, Blanchard et Diamond (1989) ont montré que les chocs sur le taux d'activité ont eu un impact négligeable sur le taux de chômage américain depuis le milieu des années 50. Par conséquent, si des chocs sur le taux d'activité apparaissent, ils seront d'origine canadienne.

Plus formellement, l'écart du taux de chômage entre le Canada (pays i) et les États-Unis (pays j) est défini par $difu = (1 - e_i/a_i) - (1 - e_j/a_j) = (e_j/a_j) - (e_i/a_i)$. Pour sa part, l'écart du taux de non-emploi est donné par $difn = (1 - e_i) - (1 - e_j) = e_j - e_i$. Un choc sur le taux d'activité dans l'un ou l'autre pays n'ayant pas d'effet sur les taux de non-emploi, il entraîne uniquement un changement de l'écart de taux de chômage. Un choc sur l'emploi crée pour sa part un déplacement du couple $difu, difn$ le long d'une droite dont la pente est donnée à l'équation 1. Soulignons que cette pente peut différer selon que les chocs sur l'emploi se produisent au Canada ou aux États-Unis car les déterminants de la pente peuvent ne pas être identiques dans les deux pays. Cependant, nous verrons sous peu que les différences empiriques sont faibles et proviennent principalement de l'élasticité du taux d'activité au rapport emploi/population qui est plus forte au Canada.

La figure 1, qui présente les taux de chômage au Canada (UCA) et aux États-Unis (UUS), permet de voir l'importance de l'écart qui s'est creusé depuis 1983 entre les taux de chômage des deux pays. La figure 2 donne pour sa part le rapport emploi/population ($TEMPCA$ et $TEMPUS$) pour les mêmes pays. Avant même d'appliquer la méthode d'analyse proposée précédemment, la mise en parallèle de ces deux figures autorise certaines remarques. Deux éléments frappent en particulier, le premier concernant les années 70 et l'autre la récession de 1981-82. Pendant la période 1971-1981, le rapport emploi/population a cru très rapidement au Canada, passant de 54,5 % à 59,9 %, soit une progression de 5,4 points de pourcentage. Pendant la même période, il est passé de 56,6 % à 59,0 % aux États-Unis soit une hausse de seulement 2,4 points de pourcentage. Pourtant, le taux de chômage s'est accru dans des proportions similaires dans les deux pays, augmentant de 1,3 point de pourcentage au Canada et de 1,7 point de pourcentage aux États-Unis. Le deuxième élément est l'importance relative des pertes d'emplois subies pendant la récession de 1981-82. Entre 1981 et 1983, le rapport emploi/population a diminué de 3,1 points de pourcen-

tage au pays contre une baisse de seulement 1,1 point de pourcentage chez nos voisins du sud. L'apparition subite de l'écart de taux de chômage en 1982 s'est donc accompagnée d'une détérioration substantielle de la situation relative de l'emploi au Canada.

FIGURE 1

TAUX DE CHÔMAGE AU CANADA ET AUX ÉTATS-UNIS

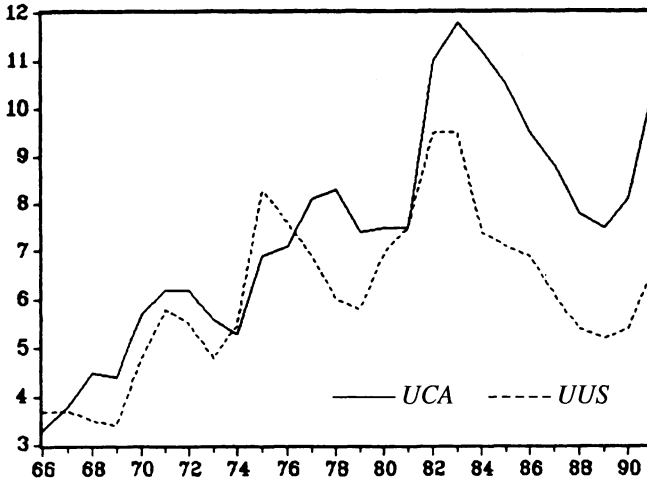
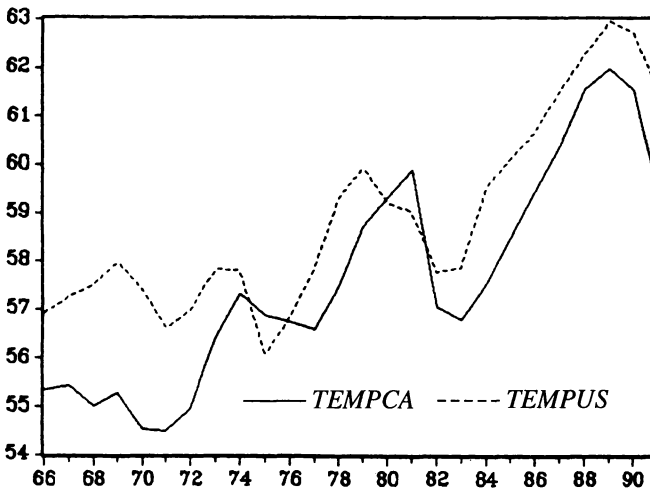


FIGURE 2

RAPPORT EMPLOI/POPULATION



La méthode proposée pour décomposer les sources des variations de chômage permet de clarifier le rôle respectif des mouvements de l'emploi et du taux d'activité dans l'évolution de l'écart du taux de chômage. Pour l'appliquer on doit au préalable estimer $\varepsilon_{a,e}$, ce qui peut être fait en régressant le taux de croissance du taux d'activité sur le taux de croissance du rapport emploi/population. Pour la période débutant en 1966 et se terminant en 1991, cette élasticité est de 0,366 au Canada contre 0,234 aux États-Unis⁶. Avec un taux d'activité moyen sur l'ensemble de la période de 0,623 au Canada et de 0,628 aux États-Unis, la pente estimée de la relation théorique entre $difn$ et $difu$ lorsque se produisent des chocs sur l'emploi au Canada est donc de 0,983 alors qu'elle est de 0,820 si ces chocs se produisent aux États-Unis. En moyenne, les chocs sur l'emploi devraient donc donner lieu à des déplacements le long d'une droite de pente égale à 0,90.

La figure 3a montre l'évolution des écarts de taux de chômage et de non-emploi entre le Canada et les États-Unis alors que la figure 3b nous les présente dans le plan $difn$, $difu$. La figure 3a, qu'on retrouve également dans Card et Riddell, donne l'impression d'une tendance différente des deux séries. La figure 3b permet cependant de restreindre la période où la dérive s'est produite. Pendant la période 1966-71, les observations sont compatibles avec des chocs sur l'emploi, étant groupées autour d'une droite ayant une pente de 0,9. Par contre, à partir de 1972, il y a un déplacement très net vers la droite des observations. Cette dérive est particulièrement rapide entre 1972 et 1974, traduisant une hausse inhabituelle du taux d'activité au Canada. À partir de 1978, le déplacement vers la droite se ralentit mais se poursuit néanmoins jusqu'au début des années 80. Les observations de 1983 et 1984 indiquent un faible déplacement vers la droite qui n'a cependant pas joué de rôle significatif. En fait, depuis le début des années 80, les observations se regroupent de nouveau le long d'une droite de pente approximativement unitaire, indiquant la primauté des chocs sur l'emploi.

Le choc sur le taux d'activité qui s'est produit entre 1972 et le début des années 80 fut loin d'être mineur puisqu'il a fait augmenter le taux de chômage de près de 3 points de pourcentage. En comparant les années 1971 et 1981, deux années pendant lesquelles les taux de chômage étaient à toutes fins pratiques les mêmes dans les deux pays, on peut saisir plus facilement l'impact qu'il a eu. La création d'emplois au Canada fut tellement plus vigoureuse qu'aux États-Unis pendant les années 70 que, n'eût été de ce choc sur le taux d'activité, le taux de chômage aurait été inférieur de presque 3 points de pourcentage au Canada en 1981 et se serait établi à environ 4,5 %⁷.

6. Les sources des données sont décrites en annexe.

7. Il est important de rappeler que ces mouvements du taux d'activité excluent la réaction procyclique habituelle du taux d'activité. Par conséquent, ils s'ajoutent aux hausses plus rapides de taux d'activité ayant résulté de la conjoncture macro-économique plus favorable.

FIGURE 3a

ÉCARTS DE TAUX DE CHÔMAGE ET DE NON-EMPLOI

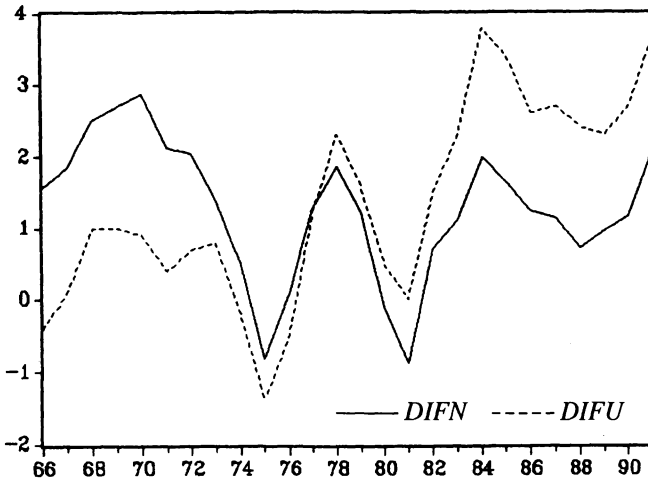
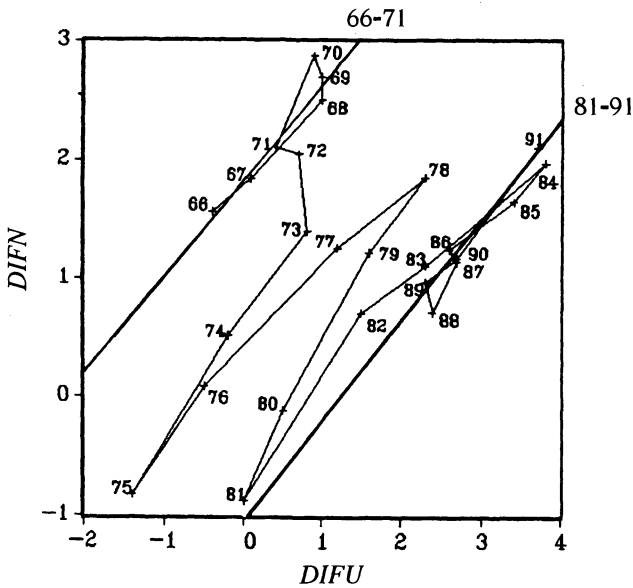


FIGURE 3b



Une application régionale de cette technique de décomposition des variations du chômage peut se révéler utile. En particulier, on s'attardera ici à deux choses. Tout d'abord, la hausse du taux d'activité entre 1972 et 1980 fut-elle de dimension nationale ou s'est-elle manifestée avec plus d'ampleur dans certaines

régions? Ensuite, comme l'explication de Milbourne, Purvis et Scoones fait dépendre le taux de chômage naturel du taux de chômage dans la région, on devrait observer un choc sur la population active des régions ayant subi une augmentation plus grande de leur taux de chômage suite à la récession de 1982. Afin d'effectuer ces comparaisons, le Canada a été séparé en deux régions, soit l'Ontario d'une part et le reste du Canada d'autre part. On peut ainsi distinguer le comportement d'une région, l'Ontario, où la baisse du chômage a été rapide après la récession de 1981-82 et le reste du pays où la diminution fut plus lente.

L'écart entre le taux de chômage du reste du Canada et celui de l'Ontario est désigné par *difureg* alors que *difnreg* désigne l'écart du taux de non-emploi. Les figures 4a et 4b montrent ces variables. De nouveau, les positions des droites théoriques résultant de chocs sur l'emploi sont indiquées. Ainsi qu'on peut le constater, il n'y a pas de dérive des observations dans les années 70, confirmant que le choc sur le taux d'activité qui s'est produit durant cette décennie a été de dimension nationale. Dans les années 80, ce sont surtout des changements dans la distribution régionale des emplois qui expliquent pourquoi le taux de chômage en Ontario était beaucoup plus faible que dans le reste du pays. Par contre, les observations de la période 1984-91 sont plus à droite que celles de la période 1966-82, indiquant donc un choc sur le taux d'activité des autres régions du pays par rapport à l'Ontario dans la période 1982-84. Ce choc y aurait fait augmenter le taux de chômage d'environ un point de pourcentage. Cette observation est donc compatible avec les prévisions de Milbourne, Purvis et Scoones. L'analyse comparant différentes régions ne permet toutefois pas d'inférer la hausse de taux d'activité qui frapperait l'ensemble du pays. La comparaison entre le Canada et les États-Unis montre qu'elle fut mineure. Par conséquent, même si l'analyse régionale est compatible avec les prévisions de Milbourne, Purvis et Scoones, la pertinence empirique de leur explication demeure faible⁸.

Cette section s'est donc attardée à développer et appliquer une méthode permettant de mesurer la proportion de l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis qui résulte de changements dans la situation relative de l'emploi et celle provenant de chocs sur le taux d'activité. On a ainsi pu mettre

8. La pertinence empirique de l'explication de Milbourne, Purvis et Scoones peut être vérifiée par une procédure à deux étapes. Puisque le taux de chômage en Ontario était inférieur à la fin des années 80 au taux de chômage observé avant la récession de 1981-82, les prestations régionales ne peuvent avoir contribué à accroître le taux de chômage dans cette province. Dans une première étape, on vérifierait donc que les changements dans l'écart de taux de chômage entre l'Ontario et les États-Unis pendant les années 80 sont dus à des chocs sur l'emploi. La présente étude ne rapporte pas ces résultats mais la comparaison entre l'Ontario et les États-Unis supporte cette interprétation. Dans une seconde étape, la comparaison entre l'Ontario et le reste du pays montrerait un choc sur le taux d'activité dans le reste du pays compatible avec une hausse de 2 à 3 points de pourcentage du taux de chômage national entre 1982 et 1984. Puisque le poids de l'Ontario dans le marché du travail canadien est d'environ 40%, un tel choc devrait faire augmenter le taux de chômage dans le reste du pays de 3,3 à 5 points de pourcentage. Comme la hausse de taux d'activité est au plus de 1 point de pourcentage, la thèse de Milbourne, Purvis et Scoones ne permet d'expliquer qu'une fraction mineure de l'accroissement de l'écart de taux de chômage observé dans les années 80.

FIGURE 4a

ÉCARTS ENTRE LE RESTE DU CANADA ET L'ONTARIO

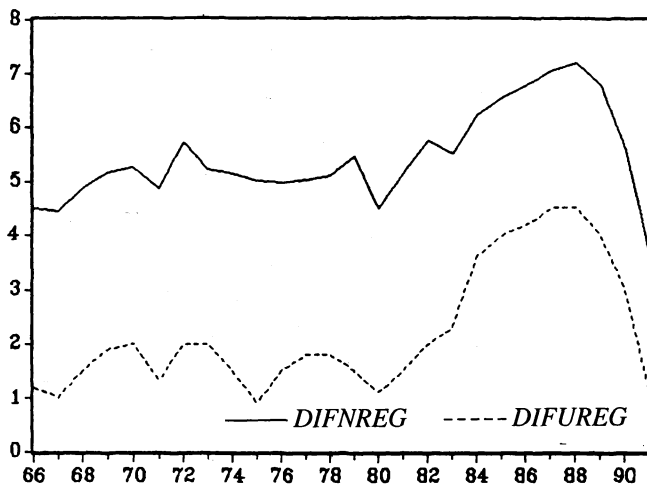
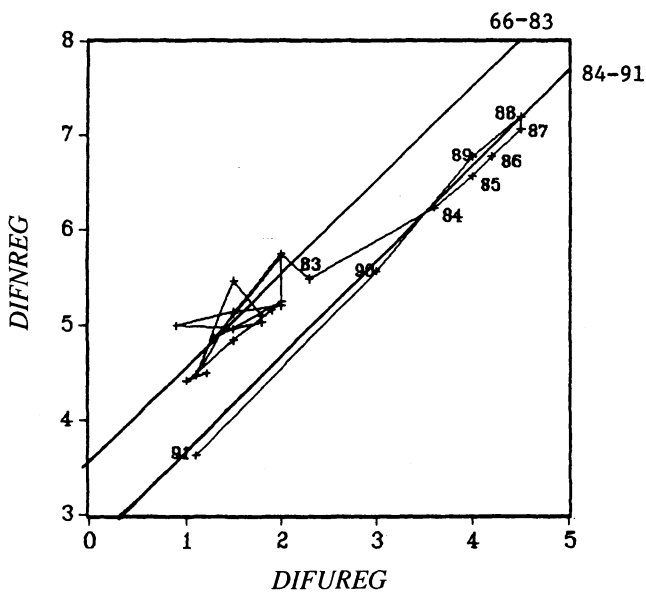


FIGURE 4b



en évidence une hausse inhabituelle du taux d'activité au Canada dans les années 70. Ce choc s'est manifesté avec une acuité particulière entre 1972 et 1974, s'est poursuivi jusqu'au début des années 80 et a fait augmenter le taux de chômage structurel d'environ trois points de pourcentage. Par contre, l'aggravation relative soudaine du chômage au Canada en 1982 provient d'une détérioration marquée de la situation de l'emploi au Canada, le taux d'activité ayant contribué seulement pour une part négligeable à l'aggravation du chômage. Une analyse régionale confirme par ailleurs la dimension nationale du choc sur le taux d'activité qui s'est produit dans les années 70. Cette analyse observe également une augmentation relative du taux d'activité pendant la période 1982-84 dans les régions canadiennes où le taux de chômage a le plus augmenté. À ce stade-ci, l'hypothèse que le taux de chômage naturel se soit fortement accru dans les années 70 reçoit un grand support et la réforme de 1971 de l'assurance-chômage semble mise en cause par la date à laquelle le taux d'activité s'est accru.

3. LE RÔLE DES FEMMES MARIÉES DANS L'ÉCART DE TAUX DE CHÔMAGE

Moorthy ainsi que Card et Riddell ne sont pas les premiers à soutenir que les femmes ont réagi davantage que les hommes à l'assurance-chômage. Bien que les études sur le NAIRU aient de la difficulté à trouver un impact significatif de l'assurance-chômage, plusieurs travaux utilisant des données micro-économiques ont mesuré une réaction des femmes au programme d'assurance-chômage plus vive que celle des hommes. Ainsi, Rea (1977) simule l'impact de la réforme de 1971 et obtient une augmentation de près de 1 point de pourcentage du taux de chômage des hommes et de près de 2 points de pourcentage de celui des femmes. Dans une étude utilisant des données sur les prestataires d'assurance-chômage, Corak (1992a) confirme que le programme modifie les comportements surtout chez les femmes. Ceci est perceptible en comparant l'effet de certaines variables liées au programme sur la probabilité d'effectuer la transition de chômeur à employé lorsqu'un prestataire est au début et à la fin de sa période de prestations. Le taux de prestations réduit la probabilité de transition chez les deux sexes au début de la période de prestations mais l'augmente à la fin. Cependant, l'impact estimé du taux de prestations est près de 4 fois plus grand chez les femmes et est significatif à un très haut niveau de confiance au début de la période de prestations. Dans un autre mémoire, Corak (1992b) étudie les recours répétés à l'assurance-chômage et tend à conclure que le programme crée un effet de dépendance. Cette conclusion s'appuie sur le fait que la durée d'une période de prestations s'accroît avec le nombre de périodes de prestations antérieures. Corak estime un lien de dépendance plus prononcé chez les femmes, et particulièrement chez les jeunes femmes, l'accroissement de la durée des prestations étant particulièrement important entre la première et la deuxième période de prestations dans cette dernière catégorie de prestataires.

Il apparaît important de préciser ce qui peut produire une réaction plus vive des femmes au programme. Dans les modèles d'offre de travail, l'attachement plus faible au marché du travail découle du revenu d'un conjoint et de la présence d'enfants, surtout en bas âge⁹. L'argumentation voulant que les femmes réagissent davantage au programme d'assurance-chômage est donc valable seulement lorsqu'il y a un conjoint et des enfants. Globalement, ces caractéristiques se retrouvent davantage chez les femmes mariées que chez celles qui ne le sont pas¹⁰. Il devient alors intéressant de vérifier si l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis est plus grand pour le premier groupe. Nous le ferons en comparant dans un premier temps l'évolution des taux d'activité et de chômage.

Le tableau 1 présente le taux d'activité des femmes mariées au Canada et aux États-Unis (respectivement *TACTFMCA* et *TACTFMUS*), celui des femmes non mariées (*TACTFACA* et *TACTFAUS*) et celui des hommes (*TACTHCA* et *TACTHUS*). Ce tableau montre que les taux d'activité des hommes et des femmes non mariées ont connu une évolution tendancielle similaire dans les deux pays. Par contre, le taux d'activité des femmes mariées s'est accru considérablement dans les deux pays mais la progression fut plus rapide au Canada. Ainsi, entre 1975 et 1991, le taux d'activité des femmes mariées canadiennes est passé de 41,6 % à 61,3 % alors que celui des femmes mariées américaines a progressé pendant la même période de 44,3 % à 58,5 %. Le taux d'activité des femmes mariées était donc inférieur de 2,7 % au Canada en 1975. Il a rejoint le taux d'activité américain en 1981 et était supérieur de 2,8 % au taux américain en 1991¹¹.

La figure 5 montre les taux de chômage des hommes (*UHCA*), des femmes mariées (*UFMCA*) et des femmes non mariées (*UFACA*) au Canada alors que les taux de chômage aux États-Unis sont présentés à la figure 6 (respectivement *UHUS*, *UFMUS* et *UFAUS*). On constate que le taux de chômage des femmes non mariées est supérieur à celui des autres groupes dans les deux pays. Cette figure montre également que l'incidence du chômage chez les femmes mariées est très différente dans les deux pays. Pendant la période 1975-91, le taux de chômage des femmes mariées canadiennes excédait celui des femmes mariées

9. Le revenu du conjoint réduit l'attachement au marché du travail si le loisir est un bien normal. Quant aux enfants, leur impact provient d'un accroissement du coût de participer au marché du travail.

10. Il ne s'agit aucunement ici de prétendre que toutes les femmes mariées ont des enfants et un conjoint et qu'aucune femme non mariée ne se trouve dans cette situation. De nombreux couples vivent aujourd'hui en union libre et ont des enfants alors que plusieurs couples mariés n'ont pas d'enfants. Néanmoins, il demeure vrai que la majorité des enfants naissent de couples mariés même si cette réalité sociologique a beaucoup changé depuis 30 ans et que les distinctions entre gens mariés et non mariés sont moins claires qu'auparavant.

11. En 1975, les femmes mariées composaient 22 % de la population active canadienne et 23 % de la population active aux États-Unis. En 1991, cette part s'établissait à 29 % au Canada et à 25 % aux États-Unis. L'augmentation plus rapide du taux d'activité des femmes mariées au Canada a donc sensiblement modifié la composition du marché du travail par rapport aux États-Unis.

américaines par 3 points de pourcentage en moyenne. Cet écart était de seulement 1,6 point de pourcentage pour les hommes et de 0,9 point de pourcentage pour les femmes non mariées. On remarque également qu'entre 1979 et 1983, la progression du chômage des femmes mariées fut, dans les deux pays, plus faible que pour les autres groupes. Ainsi, à la fin des années 80, le taux de chômage des femmes mariées était, aux États-Unis, bien inférieur à celui des hommes. Au Canada, ces taux de chômage étaient similaires en 1989 alors que le taux de chômage des femmes mariées était supérieur à celui des hommes 10 ans plus tôt. La baisse de l'incidence relative du chômage chez les femmes mariées est liée aux récessions qui ont frappé l'Amérique du Nord au début des années 80. La moins grande sensibilité conjoncturelle de l'emploi des femmes mariées, vraisemblablement parce qu'elles œuvrent davantage dans le secteur des services, secteur moins sensible aux fluctuations conjoncturelles que celui des biens, peut expliquer en partie pourquoi leur taux de chômage a moins augmenté que celui des hommes¹². La moins grande sensibilité conjoncturelle du taux de chômage des femmes mariées peut également s'expliquer par un plus faible attachement marginal au marché du travail ; une détérioration du marché de l'emploi amène une baisse plus marquée du taux d'activité, limitant ainsi la hausse du taux de chômage. L'importance respective de ces deux facteurs sera précisée sous peu.

TABLEAU 1
TAUX D'ACTIVITÉ AU CANADA ET AUX ÉTATS-UNIS

Année	TACTFMCA	TACTFMUS	TACTFACA	TACTFAUS	TACTHCA	TACTHUS
1970	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	77,8	79,7
1975	41,6	44,3	48,5	49,0	78,4	77,9
1980	49,0	49,9	52,5	53,4	78,4	77,4
1985	55,1	53,8	53,8	55,3	76,6	76,3
1990	60,9	58,4	54,0	56,4	75,9	76,1
1991	61,3	58,5	52,6	55,8	74,8	75,5

SOURCE : Statistique Canada, *Economic Report of the President 1992, Statistical Abstract of the United States* et calculs de l'auteur.

12. En régressant le taux de croissance du taux d'emploi des femmes sur celui des hommes, on peut estimer la volatilité relative du taux d'emploi chez ces deux groupes. Sur la période 1966-91, elle s'établissait au Canada à 0,81 pour les femmes. Pour la période 1975-91, la volatilité du taux d'emploi des femmes mariées était encore moins grande, soit de 0,67 alors que cette volatilité était de 1,05 pour les femmes non mariées. Les valeurs américaines sont très semblables, soit respectivement 0,82, 0,73 et 0,94. Le taux d'emploi des femmes mariées est donc nettement moins sensible à la conjoncture. Il en découle donc que si la situation conjoncturelle relative du Canada se détériore, l'écart de taux de chômage entre les deux pays augmentera moins pour les femmes mariées.

FIGURE 5

TAUX DE CHÔMAGE AU CANADA

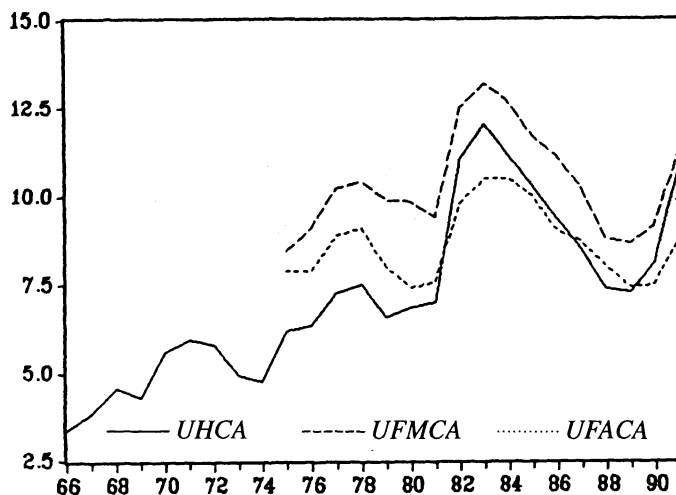
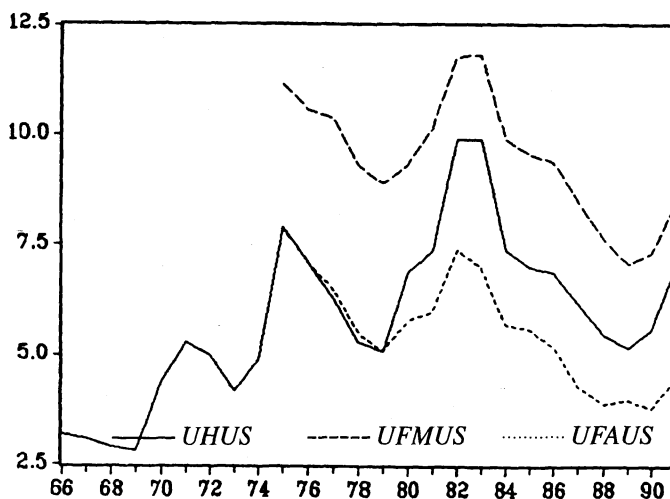


FIGURE 6

TAUX DE CHÔMAGE AUX ÉTATS-UNIS



Il y a donc une progression plus rapide du taux d'activité des femmes mariées canadiennes associée avec un écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis plus grand pour ce groupe. La technique d'analyse développée dans la section précédente permet d'établir le rôle respectif des chocs sur le taux

d'activité et sur l'emploi dans l'évolution de cet écart de taux de chômage. Elle sera appliquée tout d'abord aux hommes et aux femmes puis, par la suite, effectuée séparément aux femmes mariées et non mariées. Pour faire ces analyses, il est nécessaire de calculer au préalable pour chacun de ces groupes, la pente théorique de la droite liant les écarts de taux de non-emploi et de chômage suite à des chocs sur l'emploi.

Le tableau 2 synthétise les résultats en présentant l'élasticité estimée du taux d'activité au rapport emploi/population dans les deux premières colonnes et le taux d'activité moyen dans les colonnes 3 et 4¹³. Par coïncidence, les différences des réactions du taux d'activité au taux d'emploi compensent dans une large mesure les écarts de taux d'activité entre les groupes de sorte que la pente de $difn/difu$ est assez proche de l'unité pour chacun des groupes ainsi qu'on peut le voir dans les colonnes 5 et 6. Cela implique donc que la plus faible sensibilité conjoncturelle du taux de chômage des femmes mariées résulte uniquement de la moins grande variabilité conjoncturelle de leur rapport emploi/population. On observe également que l'élasticité du taux d'activité au rapport emploi/population est plus grande pour les femmes que pour les hommes. Ce tableau fait donc ressortir de deux manières le plus faible attachement au marché du travail des femmes, soit par un taux d'activité inférieur et par une plus vive réaction de leur taux d'activité à la conjoncture. Par ailleurs, en dépit de taux d'activité similaires dans les deux pays pour chaque catégorie, le tableau indique que le taux d'activité réagit davantage à l'emploi au Canada. En d'autres termes, l'attachement moyen au marché du travail est similaire dans les deux pays mais l'attachement marginal est plus faible ici qu'aux États-Unis. L'interprétation vraisemblable de ce phénomène est qu'il y a une fraction plus grande de la population active qui est faiblement attachée au marché du travail au Canada.

TABLEAU 2
PENTE DE $DIFN/DIFU$ POUR DIFFÉRENTS GROUPES

Pays	$\varepsilon_{a,e}$		Taux d'activité		Pente	
	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis
Ensemble	0,366	0,234	62,3%	62,8%	0,983	0,820
Hommes	0,314	0,168	77,6%	77,8%	1,131	0,935
Femmes	0,563	0,429	47,7%	49,5%	1,092	0,867
Femmes mariées	0,506	0,464	52,3%	52,1%	1,059	0,972
Femmes autres	0,552	0,532	52,3%	54,1%	1,167	1,156

SOURCES : Calcul de l'auteur

13. Les données ayant servi aux calculs s'étendent de 1966 à 1991 sauf pour les données sur les femmes mariées et non-mariées. Dans ces derniers cas, les données canadiennes débutent seulement en 1975 et les séries sont donc plus courtes.

FIGURE 7

ÉCARTS DE CHÔMAGE ET DE NON-EMPLOI (HOMMES)

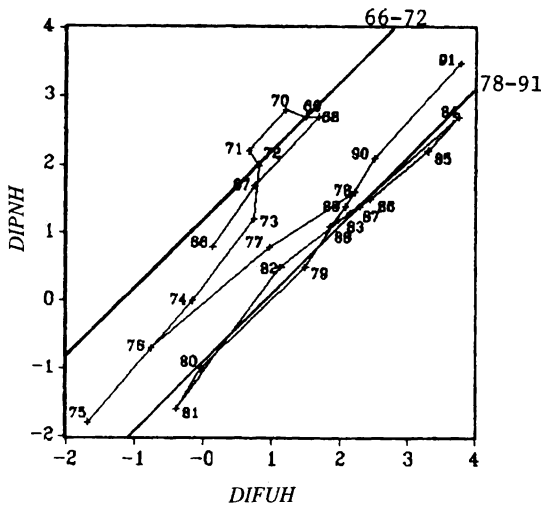
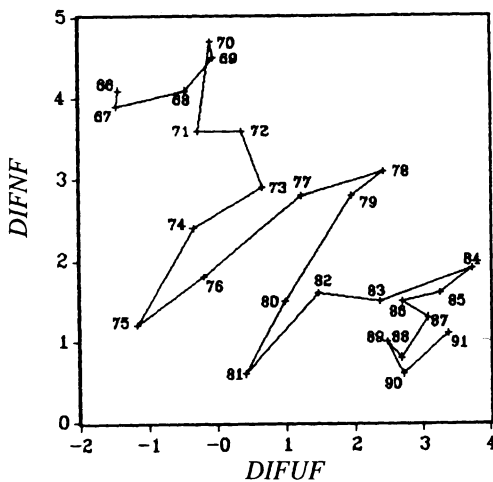


FIGURE 8

ÉCARTS DE CHÔMAGE ET DE NON-EMPLOI (FEMMES)



Les figures 7 et 8 présentent les écarts de taux de chômage et de non-emploi établis séparément pour les hommes et les femmes. La distinction entre les sexes soulignée par Moorthy et par Card et Riddell est manifeste. On peut clairement identifier un choc sur le taux d'activité des hommes qui s'est produit entre 1972 et 1978 et ayant fait augmenter leur taux de chômage d'environ 2 points de pourcentage. Depuis 1978 cependant, les changements qui se sont

produits dans l'écart de taux de chômage entre les hommes des deux pays s'expliquent uniquement par des variations relatives de l'emploi. La situation est très différente chez les femmes. On observe une dérive continue vers la droite qui débute au début des années 70 et se poursuit au moins jusqu'en 1984. Il est cependant hasardeux de quantifier l'importance de ce déplacement en raison de la difficulté à établir une position stable d'une droite résultant uniquement de chocs sur l'emploi.

Les comparaisons des femmes mariées et non mariées sont présentées aux figures 9 et 10. Les séries sont ici plus courtes car les données canadiennes ne débutent qu'en 1975, ce qui empêche de confirmer un rôle distinct joué par ces groupes avant cette date. Il est clair cependant que depuis 1975, l'écart des taux de chômage des femmes non mariées entre le Canada et les États-Unis s'expliquent uniquement par des chocs sur l'emploi. La situation des femmes mariées est radicalement différente. Le taux d'activité des femmes mariées augmente à un taux plus rapide au Canada sans qu'il soit possible d'observer un ralentissement dans cette tendance avant 1984. Si l'écart de taux de chômage entre le Canada et les États-Unis s'est accru plus rapidement pour les femmes que pour les hommes, c'est donc en raison du comportement distinct des femmes mariées. Il est cependant plus facile de souligner cette différence que d'en trouver la cause. En effet, s'il apparaît plausible de penser que l'accroissement de taux d'activité observé entre 1972 et 1978 découle de la réforme de 1971 du programme d'assurance-chômage, il est improbable que des tendances différentes dans le taux d'activité qui se poursuivent au moins jusqu'au milieu des années 80 puissent s'expliquer de la même façon.

CONCLUSION

Le taux de chômage est un des indicateurs les plus importants de la performance macroéconomique d'un pays. Cet indicateur montre une détérioration relative marquée de l'économie canadienne par rapport aux États-Unis depuis le début des années 80, ce qui a, à juste titre, attiré beaucoup d'attention. Cette étude suggère, comme d'autres l'ont déjà avancé d'ailleurs, une double cause à l'apparition soudaine de cette augmentation relative de l'incidence du chômage au Canada. Le taux de chômage structurel canadien s'est fortement accru dans les années 70 et la détérioration relative de la conjoncture canadienne au début des années 80 a subitement révélé l'ampleur de cette hausse du taux de chômage structurel.

L'essentiel de l'argumentation repose sur une méthode graphique qui permet de décomposer les variations de l'écart de taux de chômage provenant de chocs sur l'emploi et de chocs sur le taux d'activité. Elle révèle que le taux d'activité s'est accru de façon inhabituelle entre 1972 et 1980, que cette hausse du taux d'activité fut de dimension nationale et qu'elle a fait augmenter le taux de chômage structurel d'environ 3 points de pourcentage. En outre, le choc sur le taux d'activité des hommes fut plus faible que celui des femmes. Le candidat le plus

susceptible d'expliquer l'ensemble de ces observations est la réforme de 1971 de l'assurance-chômage. Il est en effet difficile d'imaginer quel autre phénomène aurait pu induire un tel accroissement de l'attachement au marché du travail dans l'ensemble du pays pendant une période aussi circonscrite dans le temps.

FIGURE 9

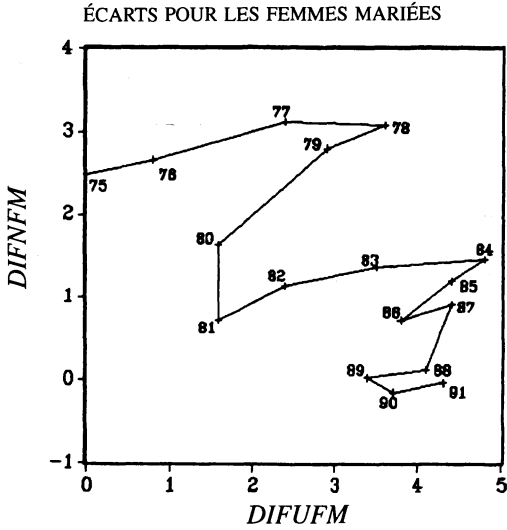
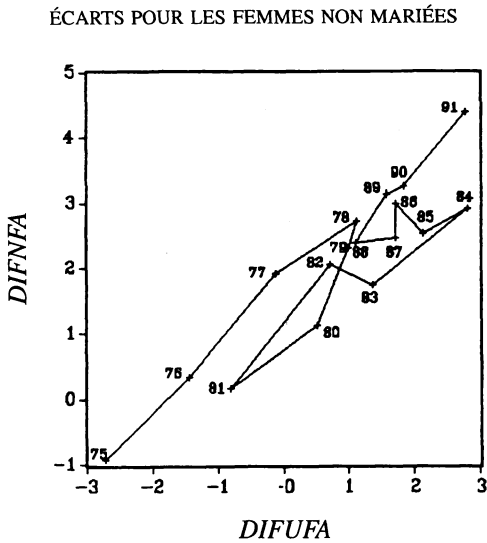


FIGURE 10



Par ailleurs, les changements de l'écart du taux de chômage des hommes entre le Canada et les États-Unis qui se sont produits depuis 1978 sont entièrement compatibles avec les variations de l'emploi dans les deux pays. Les causes de l'écart de taux de chômage des femmes sont cependant moins claires. Si l'assurance-chômage, et particulièrement la réforme de 1971, est responsable de l'augmentation du taux de chômage structurel canadien, on devrait s'attendre à ce que les femmes mariées aient réagi davantage que les autres groupes. La présente étude révèle des différences de comportement des femmes mariées entre le Canada et les États-Unis qui sont beaucoup plus prononcées que pour tout autre groupe. Les femmes mariées canadiennes ont un taux de chômage nettement plus élevé que celui des femmes mariées américaines alors que, parallèlement, elles accroissent plus rapidement leur taux d'activité. Ceci est en partie compatible avec l'effet prévisible de l'assurance-chômage. Cependant, s'il n'y avait que ce seul facteur qui jouait, le choc sur le taux d'activité devrait être d'une durée davantage circonscrite dans le temps. Il apparaît donc difficile de responsabiliser uniquement le programme d'assurance-chômage canadien. Un élément de réponse possible peut provenir de la diminution importante de l'incidence du chômage chez les femmes mariées américaines. Il est en effet troublant de constater que leur taux de chômage était à la fin des années 80 inférieur de plus de 2 points de pourcentage à celui des hommes. Cela a pu contribuer à accentuer l'écart grandissant entre les taux de chômage des femmes mariées au Canada et aux États-Unis.

ANNEXE 1

SOURCE DES DONNÉES

Les données sur l'emploi, la population de 15 ans et plus, le taux d'activité et le taux de chômage au Canada, ainsi que ces données pour les hommes, les femmes et les femmes mariées proviennent toutes de la base CANSIM. Les données des femmes non mariées sur la population active, l'emploi, le chômage et la population de 15 et plus ont été calculées par différence entre les données sur l'ensemble des femmes et celles mariées. Les taux d'activité, de chômage ainsi que le rapport emploi/population des femmes non mariées ont été calculés en utilisant les définitions de ces concepts. La base CANSIM a également été utilisée pour les données sur l'Ontario. Les données sur l'emploi, la population de 15 ans et plus et la population active pour le Canada excluant l'Ontario ont été calculées par différence entre les données canadiennes et ontariennes. Le taux de chômage et le rapport emploi/population ont été ensuite établis à partir de ces données suivant les formules appropriées.

Les données américaines ont été tirées de 3 sources distinctes. Les données sur le taux de chômage agrégé, celui des hommes et celui des femmes proviennent du *The Economic Report of the President 1992*. Cette même source fut utilisée pour les rapports emploi/population et les taux d'activité. Les données sur

les taux de chômage des femmes mariées proviennent de plusieurs numéros de la *Monthly Labor Review*. Les taux d'activité des femmes mariées ont été tirés du tableau 619 du *The Statistical Abstract of the United States 1992*. Le rapport emploi/population des femmes mariées a été calculé à partir des données sur le taux de chômage et le taux d'activité ($e = a(1 - u)$). Le tableau 619 donne aussi la population active féminine totale et celle mariée. Cela permet de calculer la part des femmes mariées dans la population active féminine α . Le taux d'activité des femmes non mariées fut calculé par la formule $TACTFAUS = (TACTFUS - \alpha TACTFMUS)/(1 - \alpha)$. Une démarche similaire a permis de calculer le taux de chômage des femmes non mariées. Finalement, le rapport emploi/population des femmes non mariées fut calculé en suivant la même formule que celle utilisée pour les femmes mariées.

BIBLIOGRAPHIE

- ASHENFELTER, O., et D. CARD (1986), « Why Have Unemployment Rates in Canada and the United States Diverged ? », *Economica*, 53 : 171-175.
- BLANCHARD, O. J., et P. DIAMOND (1989), « The Beveridge Curve », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 : 1989, 1-60.
- BURNS, A. (1990), « Le chômage au Canada : aspects frictionnels, structurels et conjoncturels », Document de travail No. 1, Conseil économique du Canada.
- CARD, D., et W. C. RIDDELL (1992), « A Comparative Analysis of Unemployment in Canada and the United States », Working Paper 297, Industrial Relations Section, Princeton University.
- COE, D. T. (1990), « Structural Determinants of the Natural Rate of Unemployment in Canada », *IMF Staff Papers*, 37(1): 94-115.
- CORAK, M. (1992a), « La durée des prestations d'assurance-chômage », Document de travail No. 42, Conseil économique du Canada.
- CORAK, M. (1992b), « Pièges et cercles vicieux : analyse longitudinale du recours répété à l'assurance-chômage », Document de travail No. 31, Conseil économique du Canada.
- CORAK, M., et S. R. G. JONES (1992), « The Persistence of Unemployment : How Important were Regional Extended Unemployment Insurance Benefits ? », Document de travail, McMaster University.
- FORTIN, M. (1993), « The Impact of Unemployment Insurance on the Unemployment Rate », Cahier de recherche 93-02, Département d'économique, Université de Sherbrooke.
- FORTIN, P. (1989), « How Natural is Canada's High Unemployment Rate ? », *European Economic Review* 33 : 89-110.
- FORTIN, P. (1984), « Unemployment Insurance Meets the Classical Labor Supply », *Economics Letters*, 14 : 275-281.

- GRUBEL, H. G. et J. BONNICI (1986), *Why is Canada's Unemployment Rate so High? A Labour Market and Technology Explanation of the Divergence of Unemployment Rates in Canada and the U.S.*, Fraser Institute, Vancouver.
- KEIL, M. W., et J.S.V. SYMONS (1990), « An Analysis of Canadian Unemployment », *Canadian Public Policy*, 16(1): 1-16.
- MCCALLUM, J. (1987), « Unemployment in Canada and the United States », *Canadian Journal of Economics*, 20(4): 802-822.
- MCCALLUM, J. (1988), « Les taux de chômage canadien et américain dans les années 1980 : un test de trois hypothèses », *L'Actualité économique, Revue d'analyse économique*, 64(4): 494-508.
- MILBOURNE, R. D., D. D. PURVIS, et W.D. SCOONES (1991), « Unemployment Insurance and Unemployment Dynamics », *Canadian Journal of Economics*, 24(4): 804-826.
- MOORTHY, V. (1990), « Unemployment in Canada and the United States: The Role of Unemployment Insurance Benefits », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 14: 48-61.
- REA, S. (1977), « 1988 », « Unemployment Insurance and Labour Supply: A Simulation of the 1971 Unemployment Insurance Act », *Canadian Journal of Economics*, 10(2): 263-78.
- ROSE, D. E. (1988), « The NAIRU in Canada: Concepts, Determinants and Estimates », Rapport technique No. 50, Banque du Canada.
- SETTERFIELD, M.A., D. V. GORDON, et L. OSBERG (1992) « Searching for a Will o' the Wisp: An Empirical Study of the NAIRU in Canada », *European Economic Review*, 36(1): 119-136.
- STORER, P. (1992), « Persistent Unemployment and Sectoral Shocks in the Wake of the 1982 Recession », Document de travail, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal.
- ZAGORSKY, J.L. (1992), « Job Vacancies in the U.S. and Canada », Working paper, Department of Economics, Boston University.