

UNIVERSITÉ D'OTTAWA

Faculté des Sciences Sociales

Département d'économique

**La littérature récente sur les effets négatifs
de l'assurance-chômage : encore rien
de très concret**

Mémoire rédigé par
M. Jean-Luc Matte

Rédigé pour
M. Gilles Grenier

ECO 7997
Mémoire de Maîtrise
Août 1995

TABLE DES MATIÈRES

Introduction

Section I : Le régime d'assurance-chômage au Canada

Section II : Les effets négatifs de l'assurance-chômage

- 2.1 L'impact sur le taux de chômage
- 2.2 L'impact des prestations complémentaires régionales
- 2.3 L'impact sur la durée du chômage
- 2.4 Le taux de sortie
- 2.5 Le recours répété à l'assurance-chômage et les mises à pied temporaire
- 2.6 L'observation d'un groupe

Section III : Discussion

Conclusion

Annexe

Bibliographie

INTRODUCTION

En termes de dépenses publiques, l'assurance-chômage est le principal mécanisme mis en place dans la plupart des pays industrialisés pour atténuer les difficultés économiques et personnelles causées par le chômage. Toutefois, en cherchant à atteindre son principal objectif, ce système d'indemnisation peut avoir des effets secondaires sur le niveau et l'évolution dans le temps des taux d'activité et de chômage; nombre de ces effets sont indésirables comme par exemple, la mesure dans laquelle ce système peut être une contre-incitation au travail. Dans ces conditions, il importe d'identifier clairement ces effets secondaires. La question est aujourd'hui de grande actualité car pour un certain nombre d'observateurs, à tort ou à raison, l'impact négatif de l'assurance-chômage contribue à expliquer une partie des hauts niveaux de chômage qui tendent à perdurer dans certains pays, dont le Canada, même en période d'expansion.

Étant donné que les caractéristiques principales des régimes d'assurance-chômage (couverture, niveau, durée et conditions d'accès) varient beaucoup selon les pays, et même à l'intérieur de certains pays, les effets secondaires peuvent eux aussi varier. Bien qu'il soit difficile de chiffrer ces influences avec précision, l'incidence que les allocations de chômage peuvent avoir sur le niveau et la durée du chômage, de même que sur l'emploi, a été largement étudiée.

Nous tenterons de dégager ici les principaux résultats des plus récentes études sur l'impact de l'assurance-chômage sur l'emploi et le chômage, en accordant une plus grande importance au cas canadien. La première section

SECTION I : LE RÉGIME D'ASSURANCE-CHOMAGE AU CANADA

Les systèmes d'indemnisation du chômage peuvent relever du principe de « l'assurance » ou du principe de « l'assistance ». En règle générale, les prestations relevant de l'assurance sont liées à des cotisations passées et lorsqu'ils deviennent chômeurs, les travailleurs qui peuvent faire état d'une période d'activité suffisante reçoivent une prestation d'assurance pendant une période limitée, qui peut aller de quelques mois à quelques années. Par contre, les prestations relevant de l'assistance, d'un montant inférieur, ne sont pas liées à des cotisations passées et ne sont accordées qu'aux personnes qui, sans cela, seraient dans le besoin. Au Canada, il n'y a pas de régime d'assistance-chômage. Par contre, une fois les prestations d'assurance-chômage terminées, les individus peuvent recourir aux prestations de bien-être social. Dans la présente revue, nous nous intéressons uniquement au principe de l'assurance-chômage.

D'après la définition statistique que le Bureau international du Travail a donnée du chômage dans sa Résolution de 1982¹, une personne est au chômage si elle est sans travail et disponible pour travailler, et si elle a pris des dispositions spécifiques pour trouver un emploi au cours d'une période récente spécifiée. Toutefois, nombreuses sont les personnes qui, au chômage selon cette définition, ne perçoivent aucune prestation d'assurance pour des raisons diverses : délai de cotisation insuffisant, délai de carence ou départ volontaire. Par exemple, les personnes qui arrivent pour la première fois sur le marché du travail ou qui y reviennent ne remplissent souvent pas les conditions requises pour percevoir des prestations d'assurance. La raison en est que les régimes d'assurance-chômage doivent, au préalable, imposer des restrictions de base à tous les individus pour ne pas devenir un régime d'assistance-sociale. La deuxième raison est qu'il s'agit avant tout d'une

¹ Voir OCDE, « Perspectives de l'emploi », 1991, p. 230.

lui, lorsque l'assuré peut prévoir la fréquence de l'événement contre lequel il est assuré. Plus spécifiquement, il y a risque subjectif lorsque l'assurance elle-même incite l'assuré à poser des actions - non observées par l'assureur - qui augmentent la fréquence du phénomène contre lequel il est assuré. Étant donnée que l'assurance-chômage permet d'avoir, et du loisir et un revenu, combinaison attrayante pour certains individus, le risque subjectif implique que ces derniers auraient tendance à provoquer le chômage afin d'obtenir cette combinaison et donc, devenir ou rester prestataires d'assurance-chômage. Voilà aussi une quatrième raison pour laquelle tous les individus ne peuvent avoir recours à l'assurance-chômage sans qu'il y ait des restrictions de base. En vérité, il semble fort probable que plus un régime d'assurance-chômage s'avère généreux, plus l'importance du risque subjectif augmente. C'est ce qui expliquerait que les changements apportés au régime d'assurance-chômage canadien depuis 1972 ont généralement atténué sa générosité.⁴

Le système d'assurance-chômage au Canada a été implanté en 1940. L'objectif premier du système était d'offrir une assurance contre le risque d'une perte de revenu en cas de chômage. Au même moment, le gouvernement fédéral instaurait le Service national d'emploi afin d'offrir de l'information et des services de placement pour aider les chômeurs à retrouver de l'emploi. Par l'intermédiaire du Service national d'emploi, il allait aussi être plus facile de vérifier l'une des exigences du régime de l'assurance-chômage, soit la disponibilité, la volonté et la capacité de travailler. Ce mécanisme de vérification, toujours actuel, s'évertue à minimiser l'effet du risque subjectif et d'antisélection.

Entre 1940 et 1971, plusieurs changements furent apportés au régime, notamment, son étendue à une plus grande catégorie de travailleurs. En 1971, le

⁴ Voir Gary Dingleline (1981) « Exposé chronologique : L'évolution de l'assurance-chômage de 1940 à 1980 », Emploi et Immigration Canada, 204 p., et DRHC (1994b), « De l'assurance-chômage à l'assurance-emploi : un document d'information », 117 p.

structure en cinq phases passa à trois phases et le montant des prestations passa de 66 à 60 % du revenu d'emploi. En 1977, les prestations de prolongation fondée sur le taux de chômage régional furent définies en termes absolus et non plus par rapport à la moyenne nationale. Pour chaque point de pourcentage du taux de chômage d'une région donnée en excédent d'un seuil de 4 %, le prestataire pouvait bénéficier de quatre semaines supplémentaires de prestations, jusqu'à concurrence de 32 semaines. Changement important, la période minimale de travail pour avoir droit aux prestations passa de 10 jusqu'à 14 semaines, selon le taux de chômage régional, contre 8 semaines auparavant. En 1979, ceux travaillant moins de 20 heures par semaines furent exclus du régime et le minimum de semaines assurables pour les nouveaux bénéficiaires et les réutilisateurs passa à 20 semaines. Enfin, les utilisateurs fréquents du régime durent présenter un plus grand nombre de semaines assurables en vue d'obtenir des prestations.

Durant les années 80, les changements apportés au régime furent plutôt mineurs. Toutefois, un certain nombre de propositions furent avancées pour le réformer. En 1985, la Commission Macdonald⁶ conclut que le régime d'assurance-chômage au Canada s'était éloigné de son objectif et qu'il était devenu, de par sa générosité, un mélange douteux d'assistance-sociale et de maintien du revenu. Cette Commission proposa alors de diminuer le montant des prestations à 50 % du revenu antérieur, d'éliminer les prestations complémentaires régionales, d'augmenter la période minimale d'admissibilité de 15 à 20 semaines et d'exiger deux semaines de travail assurées pour une semaine de prestations. En 1986, la Commission Forget⁷ recommanda que l'on rétablisse le régime autour de son objectif principal, soit celui d'être strictement une assurance, en annualisant le montant des prestations, en

⁶ *Rapport de la Commission royale sur l'Union économique et les perspectives de développement du Canada*, Ottawa, Ministère des approvisionnement et services Canada, 1985

⁷ *Rapport de la Commission d'enquête sur l'assurance-chômage*, Ottawa, Ministère des approvisionnement et services Canada, 1986

A l'automne 1994, le gouvernement fédéral faisait des propositions en vue de réformer l'ensemble des mesures de sécurité sociale. En ce qui concerne l'assurance-chômage, le gouvernement proposait de discuter la possibilité d'avoir deux volets : les prestations de base et les prestations d'aide à l'adaptation. L'assurance de base serait pour les prestataires occasionnels de l'assurance-chômage, c'est-à-dire les gens qui s'en servent rarement. Pour eux, l'assurance-chômage fonctionnerait à peu près comme maintenant. L'assurance-adaptation par contre, serait destinée aux gens qui se retrouvent régulièrement au chômage. Ces prestations pourraient être plus basses que celles de l'assurance de base, mais leurs bénéficiaires recevraient plus de soutien pour se trouver un emploi.[Développement des ressources humaines Canada, 1994a]

En somme, comme on peut le voir au TABLEAU 1, le Régime d'assurance-chômage canadien a changé substantiellement depuis son introduction en 1940. Modeste à ses débuts, il devint plutôt généreux jusqu'au début des années 70 alors que l'économie mondiale entra dans une période de turbulence. Avec le temps, il devenait de plus en plus manifeste que la générosité du régime occasionnait des effets et des coûts incontrôlables. Du milieu des années 70 jusqu'à la fin des années 80, la plupart des changements, souvent mineurs, ont eu pour effet de resserrer l'utilisation du régime. A partir de la fin des années 80, des changements plus importants ont également restreint la générosité du régime. Ces changements, et toutes les discussions concernant le régime depuis, tentent, d'une part, de ralentir l'augmentation démesurée des dépenses du régime et, d'autre part, de mieux cibler les besoins des utilisateurs et d'annuler tout effet désincitatif qui, autrement, pourrait pousser le taux de chômage vers le haut. Or, lorsque l'on examine l'évolution du chômage au Canada, on pourrait avoir « l'impression » que ces changements ont peut-être eu l'effet contraire; comme le démontre le GRAPHIQUE 1, depuis le milieu des années 70 c'est-à-dire lorsqu'on commença à restreindre la générosité du régime, le niveau de chômage au Canada s'est mis à augmenter. Seulement, lorsqu'on examinera les études passées en revue dans ce texte, nous verrons que la réalité est probablement plus complexe.

Au cours des deux dernières décennies, le nombre d'emplois au Canada est passé de 8 millions en 1971 à 12 millions aujourd'hui. Pourtant, le taux de chômage est toujours en progression, augmentant chaque décennie depuis le milieu des années soixante. De plus, il y a une croissance de la durée du chômage. Plus de 14 % des personnes sans emploi en 1994 sont en chômage depuis plus d'un an, par comparaison à 4 % en 1976. Une comparaison des indices d'incidence et de durée du chômage révèle que la hausse du taux de chômage depuis le milieu des années 1970 se caractérise par des épisodes de chômage plus longs plutôt que par de fortes augmentations de la proportion de personnes ayant connu le chômage. [voir Développement des ressources humaines Canada, 1994b, p. 11]

Plusieurs facteurs peuvent expliquer la progression du chômage. Par exemple, on sait que la population active s'est accrue encore plus rapidement que l'emploi, passant de 8,6 millions à plus de 14 millions de personnes au cours de la période 1970-1994. Mais si on examine bien l'incidence et la durée du chômage, comme par exemple, l'augmentation de la durée du chômage et non l'augmentation de la quantité de gens qui se retrouvent en chômage, ils ont tendance à montrer que la hausse du chômage est de nature plus structurelle que cyclique ou démographique. Selon les estimations de Développement des ressources humaines Canada (DRHC), « *Le chômage structurel a augmenté de façon sensible au cours des deux dernières décennies au Canada, étant passé d'environ 5 p. 100 en 1970 à quelque 8 p. 100 en 1980, et demeure depuis lors très près de ce niveau.* » [DRHC, 1994b, p. 13]

Parmi les causes structurelles de l'augmentation du chômage, plusieurs auteurs¹¹ ont mentionné les régimes d'assurance-chômage. Selon eux, les effets désincitatifs de l'assurance-chômage serait un facteur ayant contribué à la hausse du chômage. Or, lorsqu'on examine le GRAPHIQUE 1, on remarque trois fortes

¹¹ Voir Atkinson, A.B. et J. Micklewright (1991), "Unemployment compensation and labour market transitions: a critical review", *Journal of Economic Literature*, no. 29, pp. 1679-1681.

critiques car l'efficacité d'un régime d'assurance-chômage dépend beaucoup de son degré de générosité. Un niveau trop élevé de générosité pourrait conduire à de multiples effets secondaires néfastes. Entre autres, les prestations d'assurance-chômage pourraient augmenter le chômage parce que :

- elles réduisent le coût du chômage en ce sens que certaines personnes qui ont déjà un emploi peuvent prendre davantage de risques qui pourraient compromettre leur emploi;
- elles peuvent offrir la possibilité d'opter pour plus de loisirs avec un faible revenu au lieu d'un travail à temps plein assorti d'un revenu élevé;
- elles peuvent allonger, sans raison apparente, la période de recherche qui s'écoule entre la perte et la reprise d'un emploi;
- elles peuvent accroître le taux de participation sur le marché du travail;
- elles peuvent conduire les employés et employeurs à utiliser l'assurance-chômage comme une forme de subvention à la mise en disponibilité des travailleurs en période de faible demande;
- Les cotisations d'assurance-chômage, lorsque trop élevées, constitueraient un frein à l'embauche.
- Pour toutes ces raisons, l'assurance-chômage peut créer un effet de persistance du chômage (effet d'hystérèse).

Plus un régime est généreux, plus le coût du chômage est réduit, plus la possibilité d'opter pour plus de loisirs augmente et plus la période de recherche d'emploi risque de s'allonger. Conséquence ultime, le chômage global peut augmenter de quelques points et même, persister à des niveaux plus élevés qu'à la normale. C'est en ces termes que la plupart des études suivantes ont observé l'impact négatif de l'assurance-chômage.

En premier lieu, nous avons regroupé neuf études qui étudient l'effet des changements de la générosité de l'assurance-chômage sur le taux de chômage. Caractérisées par l'utilisation de données chronologiques agrégées, c'est-à-dire portant sur l'ensemble de l'économie, ces recherches sont souvent motivées par des préoccupations macro-économiques. La méthodologie consiste essentiellement à faire des régressions sur un certain nombre de variables, dont l'assurance-chômage, et à examiner l'effet sur la variable « taux de chômage ».

Trois études récentes se démarquent nettement des autres en ce sens qu'elles se sont intéressées exclusivement à l'impact des prestations complémentaires régionales (PCR), que se soit sur le taux de chômage global, régional ou sur la durée du chômage. Selon les auteurs de ces études, l'impact des PCR justifie à lui seul l'influence de l'assurance-chômage sur l'emploi et le chômage. Une de ces études procède à des régressions avec des données agrégées alors que les deux autres vont plutôt analyser l'impact des PCR à l'aide de régressions utilisant des données administratives ou encore tirées de « *l'Enquête sur le marché du travail* » de Statistique Canada.

En troisième lieu, nous avons regroupé huit auteurs qui se sont intéressés à l'impact de l'assurance-chômage, non pas sur le niveau, mais sur la « durée » du chômage. A l'aide d'analyses de renseignements sur les individus, provenant essentiellement d'enquêtes ou encore de données administratives, ces recherches portent un regard plus précis sur la dynamique du marché du travail et, bien entendu, sur l'influence de l'assurance-chômage. La particularité de cette approche est qu'elle permet d'étudier les effets spécifiques de certains paramètres de l'assurance-chômage. En général, des régressions ont été faites sur un certain nombre de variables, principalement reliées à l'assurance-chômage, pour connaître leurs effets sur certaines décisions individuelles relatives au marché du travail, comme par exemple, la durée de la période de chômage. Les études que nous avons examinées se sont

femmes ou encore les individus autres que les mis à pied, a été l'objet d'intérêt pour un certain nombre d'études. A l'aide de données administratives ou de statistiques provenant d'enquêtes, ces études se sont intéressées à savoir comment l'assurance-chômage pouvait avoir un impact particulier sur le comportement de ces groupe-cibles. Intéressées à connaître les raisons de l'écart de chômage entre le Canada et les États-Unis, certaines de ces études, par exemple, ont observé que le comportement de certains groupes spécifiques de la population a pu contribuer à cet écart.

Le lecteur trouvera à l'ANNEXE 1, six tableaux qui donnent les principales caractéristiques des études (auteurs, années, données utilisées et conclusions) selon les méthodes d'approche expliquées ci-haut. Un septième tableau contient la conclusion principale de quatre autres études qui, sauf une, discutent en termes généraux de la question de l'impact de l'assurance-chômage.

La section suivante nous plonge maintenant dans la description des études comme telles.

Conscient qu'il s'agit là d'une corrélation simple, l'auteur établit ensuite une série de régressions, avec des données de 1979 et de 1985, qui tient compte d'une combinaison d'autres variables susceptibles d'influencer le taux de chômage et le taux de chômage à long terme, comme par exemple, la demande agrégée, le niveau des salaires, et l'efficacité des négociations salariales. Il en résulte que : « *...the provision of unemployment benefits, properly measures, explains a large portion of the cross-country variation of long-term and total unemployment.* » (p.410) Mais pourquoi le chômage était-il si peu élevé jusqu'au début des années 70 alors que la générosité des prestations de chômage n'a pas vraiment changée ? Burda teste l'hypothèse qu'un choc de nature externe et/ou macro-économique peut pousser à la hausse la générosité des prestations de chômage, laissant le chômage à des niveaux élevés même après que l'équilibre soit restauré. Autrement dit, les prestations peuvent influencer sur le chômage avec un retard. Pour tenir compte de cette possibilité, l'auteur intègre, dans une deuxième série de régressions, des valeurs décalées de 2 ans des taux de chômage à long terme et des indices des droits à prestations. Encore une fois, les régressions indiquent que: « *Past long-term unemployment has a significant influence on the both effective and statutory UI benefit levels, especially in recent years.* » (p.414-415)

Dans une étude similaire, l'OCDE (1991) définit, pour un grand nombre de pays, des indicateurs des montants des prestations correspondant à trois cas : cas d'un travailleur célibataire, cas d'un travailleur marié dont le conjoint travaille et cas d'un travailleur marié dont le conjoint est à charge. Dans un second temps, l'OCDE établit une relation entre les indicateurs des montants des prestations et le taux de chômage.

Le graphique de l'ANNEXE 2 établit une relation simple entre le chômage total en 1987 et une moyenne des indicateurs des montants des prestations. Le résultat indique qu'il n'y a pas de corrélation entre l'indicateur global des montants des prestations et le taux de chômage global. Dans certains pays, comme le Royaume-Uni

n'ont pas connu de hausse structurelle de leur taux de chômage durant ces années. Or, dans ces deux pays, les droits à prestations sont restés pratiquement inchangés depuis les trente dernières années. De même, le **Canada**, dont les droits à prestations ont augmentés depuis le début des années 70, a connu un écart graduel du taux de chômage par rapport à celui de son voisin durant la même période.

Malgré l'existence d'une corrélation négative au niveau global, l'OCDE observe que la tendance à la persistance d'un chômage élevé en période de reprise a souvent été plus marquée dans les pays où les droits à prestations étaient élevés. Cela peut suggérer, à l'instar de l'étude de Burda, que les prestations influent sur le chômage avec un retard. Certaines observations laisseraient suggérer par exemple qu'il s'est produit un décalage de 5 à 10 ans entre l'accroissement des droits et la forte poussée du chômage au **Canada**, comme pour un certain nombre d'autres pays. Pour tenir compte de cette possibilité, l'OCDE intègre, comme variable explicative dans une deuxième série de régressions, une moyenne décalée (2, 4 et 6 ans) de l'indicateur synthétique des droits à prestations de même qu'une moyenne des cycles économiques pour faire abstraction des fluctuations purement conjoncturelles du chômage. Les régressions indiquent que:

« Dans les données concernant 21 pays, aucune des corrélations individuelles n'est statistiquement significative au seuil de 5 pour cent. Il existe cependant de fortes corrélations si on exclut un ou deux pays seulement, dont aucun grand pays, ayant des données comparables sur le chômage et durant une période de stabilité politique, sur lesquels l'analyse se fonde normalement pour prouver l'existence de ce type de relation. »
(1994, p. 197)

Raffinant son analyse, l'OCDE procède ensuite à une troisième série de régressions, transversales groupées, dans lesquelles la variable dépendante est le logarithme des moyennes au cours des cycles des taux de chômage, et la variable explicative, la moyenne au cours des cycles, décalée, de l'indicateur des droits à

« Taux de chômage non-inflationniste (TCNI) ». Dans leur modèle d'estimation, la variable « assurance-chômage » tente de discerner la hausse du TCNI dont on pourrait théoriquement s'attendre suite à un accroissement de la générosité du régime d'assurance-chômage tel que l'on a connu en 1971. Cette variable est une mesure statutaire du montant des prestations et est définie comme le taux maximal des prestations hebdomadaires, en pourcentage des gains assurables, multiplié par la proportion de la population couverte par le régime. Or, « *The measure of Unemployment Insurance benefits proved insignificant as an explanation of the NAIRU in this work.* » (p.1) Selon Ford et Rose, ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que la variable utilisée simplifie trop les caractéristiques du régime d'assurance-chômage. Entre autres, ils reconnaissent que cette variable ne tient pas compte des prestations complémentaires régionales ou encore de la durée des prestations, «...*although they have varied from time to time and they significantly change the generosity of the system.* » (p. 10)

Dans un texte du Fonds monétaire international, David T. Coe (1989) cherche à identifier empiriquement les variables qui peuvent avoir affecté le taux de chômage naturel canadien depuis le début des années 70. Selon Coe, les variables déterminantes sont celles qui empêchent l'ajustement des salaires réels, incluant le régime d'assurance-chômage qui, de depuis le début des années 70, relie les périodes de qualifications et de prestations au taux de chômage régional et national.

L'auteur procède à l'estimation du taux de chômage naturel canadien en dérivant l'une des équations du chômage qui résout la relation à long terme entre le taux de chômage et un certain nombre de variables structurelles et cycliques. Pour calculer le degré de générosité du régime d'assurance-chômage, Coe tient compte du nombre de semaines de travail requis pour être admissibles, du montant et de la durée de versement des prestations ainsi que des prestations complémentaires régionales. Le résultat suggère que les déterminants les plus importants, tous structuraux, du taux

1987. Le blâme reviendrait plutôt essentiellement à la hausse du prix de l'énergie ainsi qu'à «...l'incapacité de l'économie de s'adapter assez rapidement aux chocs qui surviennent sur le marché du travail. » (p. 34) L'auteur attribue cette mésadaptation principalement à une divergence croissante entre les compétences des travailleurs et les besoins des employeurs, au salaire minimum, aux distorsions engendrées par le régime fiscale et au phénomène d'hystérèse.

Dans une autre recherche, Burns (1990b) fait des estimations du taux de chômage naturel pour chacune des dix provinces canadiennes au cours de la période 1963-1986. L'indice de générosité est toujours le même. Encore une fois, « *Les tests statistiques n'ont pas permis de faire ressortir que l'assurance-chômage est un facteur contribuant à l'accroissement du chômage.* » (p. ix) Parallèlement, la recherche de Myatt (1992) tente d'expliquer les raisons de la différence des taux de chômage entre les provinces canadiennes. Utilisant une mesure qui calcule l'étendue de la différence des taux de chômage, l'auteur remarque que cette mesure devient significative à partir de 1971 c'est-à-dire au moment même où le gouvernement fédéral décide d'accroître substantiellement la générosité de l'assurance-chômage. Pour évaluer l'impact véritable de l'assurance-chômage¹⁶ sur les taux de chômage provinciaux, Myatt construit un modèle de dix équations permettant d'estimer, en bout de ligne, l'écart des taux de chômage entre les provinces. Il utilise aussi l'indice développé par Fortin comme calcul de la générosité de l'assurance-chômage. Cet indice s'avère significatif dans l'estimation des taux de chômage provinciaux. Au niveau national, Myatt calcule même que les changements de 1971 ont augmenté le taux de chômage de 3,7 pour cent. L'estimation de l'équation de l'écart des taux de chômage provinciaux démontre, selon l'auteur, que Terre-Neuve est la province la plus affectée par l'assurance-chômage : « *This translates into a 9 percentage point increase in the UR in Newfoundland as a result of the 1971 revisions.* » (p. 111) En Ontario, l'impact des

¹⁶

Myatt évalue également l'impact du salaire minimum, des dépenses du gouvernement fédéral d'assistance publique, du taux de change, du prix des ressources énergétiques, etc...

suffisent pas non plus les arguments de nature démographique. Par rapport aux auteurs précédents, Keil et Symons vont tenir compte des coûts de main-d'oeuvre non salariaux qui introduisent un écart entre le coût réel du travail pour les entreprises et le salaire perçu après impôt. Selon eux, une baisse de ces coûts, suite à des changements, par exemple, dans les taxes, les contributions sociales ou encore les termes d'échange, conduit à une baisse du taux de chômage. Quoi qu'il en soit, selon ces auteurs, la détérioration du taux de chômage canadien par rapport au taux américain provient surtout de la réforme de 1971 du régime d'assurance-chômage canadien. Toutefois, l'évaluation de l'impact de cette réforme dans leur modèle est faite uniquement à partir de la hausse du montant des prestations¹⁷, hausse qui selon eux, occasionna un écart substantiel vis-à-vis le montant des prestations aux États-Unis, écart persistant même en tenant compte de la baisse du montant des prestations au Canada en 1979 .

La recherche de Keil et Symons les amène à conclure qu'au Canada, chaque hausse de 1 pour cent du montant des prestations accroît le taux de chômage d'environ 0,03 pour cent, de sorte que «...*the 1971 liberalization had increase Canadian unemployment by about two points over what it would have been had no liberalization occurred.* » (p. 10). Par contre, l'impact de cette « libéralisation » ne se fit véritablement sentir qu'après 1980 car, antérieurement, un meilleur rapport des coûts de main-d'oeuvre non salariaux au Canada compensait.

Conclusion

En général, la conclusion des études qui utilisent des données agrégées dépend beaucoup de la spécification du modèle, de la définition des variables et aussi

¹⁷ Keil et Symons utilisent le rapport entre la moyenne des prestations hebdomadaires et la moyenne de la rémunération hebdomadaire, multiplié par le pourcentage de la population active couverte par le régime d'assurance-chômage.

2.2 Impact des prestations complémentaires régionales

La structure de différenciation régionale d'allocations d'assurance-chômage, introduite en 1971 et élargie en 1977, a été examinée par un certain nombre d'auteurs. En 1977, le nombre de semaines de travail requis pour être éligible aux prestations et la durée des prestations étaient désormais reliés au taux de chômage régional en termes absolus et non plus par rapport à la moyenne nationale comme à partir de 1971. Par exemple, cette nouvelle structure, appelée « norme variable d'admissibilité » (NVA), permettait à des travailleurs des régions au prise avec un taux de chômage élevé de travailler seulement dix semaines et de recevoir jusqu'à trente-deux semaines d'allocations.

Ce système est une caractéristique très particulière du régime d'assurance-chômage au Canada. En prolongeant ainsi la durée de la période d'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage et compte tenu que les récessions ont pour effet de rendre le système d'assurance-chômage plus généreux, cette structure comporte, selon Milbourne, Purvis, et Scoones (1991), le risque d'entraîner des périodes de chômage plus longues, contribuant ainsi à augmenter et à maintenir à un niveau élevé le taux de chômage global. Selon ces auteurs, cette dynamique serait responsable des taux de chômage élevés et persistants au cours des années 80. De fait, ils remarquent que «...*this post-1977 system did give rise to significant variation in maximum benefit week [...]* » (p. 816) Coe (1989) concluait également dans son étude que, à partir de la fin des années 70, ce sont surtout les prestations complémentaires régionales qui influent sur le taux de chômage.

Pour Milbourne, Purvis, et Scoones, un modèle d'estimation du taux de chômage doit être fonction des taux de chômage antérieurs et de la durée des prestations d'assurance-chômage. Dans un premier temps, ils examinent, à l'aide de données agrégées, dans quelle mesure l'accroissement dans la persistance du chômage depuis

nombre de bénéficiaires de PCR soit assez important pour qu'il joue un grand rôle dans la dynamique du chômage. Les auteurs calculent que le nombre de prestataires ayant reçu des prestations complémentaires régionales est passé d'un peu moins de 20 % de l'ensemble des prestataires d'assurance-chômage en 1982 à une proportion d'environ 28 % vers le milieu de la décennie, pour ensuite redescendre à 23% en 1988.

TABLEAU 2
DYNAMIQUE DU CHOMAGE ET PERSONNES AYANT TOUCHÉ DES PRESTATIONS DE
PROLONGATION FONDÉE SUR LE TAUX DE CHOMAGE RÉGIONAL

Année	Taux de chômage	Population active (en milliers)	Déficit du chômage	Variation du nombre de bénéficiaires de PCR	Taux de chômage corrigé
1978	8,3	10 895	87 160	-12 220	8,4
1979	7,4	11 231	-11 231	25 810	7,2
1980	7,5	11 573	0	-10 430	7,6
1981	7,5	11 899	0	0	7,5
1982	11,0	11 926	417 410	92 650	10,2
1983	11,8	12 109	520 687	189 140	10,2
1984	11,2	12 316	455 692	150 360	10,0
1985	10,6	12 532	389 492	120 200	9,6
1986	9,5	12 746	254 920	96 410	8,7
1987	8,8	13 011	169 143	73 850	8,2
1988	7,8	13 275	39 825	55 700	7,4
1989	7,5	13 503	0	60 490	7,0

Source : Corak (1993c, p. 14. Le tableau y est plus simple que dans Corak et Jones)

Afin de bien différencier l'impact des prestations complémentaires régionales sur le chômage, Corak et Jones calculent un taux de chômage corrigé (colonne 6), en supposant que le nombre de bénéficiaires de prestations régionales complémentaires est le même qu'en 1981. Ce taux corrigé montre que le taux de chômage élevé « *persiste malgré tout* » au cours des années 80 et ne tombe sous le niveau de 1981 qu'en 1988. Corak et Jones en viennent donc à la conclusion «...*que les prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional [...] n'ont pas exercé une action directe évidente pouvant expliquer la persistance accrue du chômage au Canada durant les années 80.* » (1993c, p. 10)

d'admissibilité serait responsable d'une baisse de 0,4 % du taux de chômage dans ces régions et d'une augmentation de 1,5 semaine dans la durée moyenne de l'emploi.

Les données recueillies par Green et Riddell démontrent par contre que la majorité de ceux qui quittent leur emploi ne semblent pas le faire au moment où ils remplissent les critères d'admissibilité. Ce serait surtout dans le cas des licenciements (34,3 %) ou d'emplois saisonniers (58,1 %) qu'ils notent une tendance à durer exactement le nombre de semaines ouvrant droit à l'assurance-chômage. Comme on a vu plus haut, Green et Riddell ont remarqué que lorsque la NVA a été modifiée, la plupart de ces individus ont augmenté leurs semaines de travail juste au delà du nouveau critère d'admissibilité. Nombre d'entre eux auraient changé d'industries pour atteindre le nombre de semaines requis. Selon les auteurs, le fait que le changement dans la durée de l'emploi soit beaucoup plus prononcé dans les cas de mise à pied que dans les cas de démission «...*indicate that firms are playing an important role in the observed behaviour.* » (p. 34) Par conséquent, les résultats de leur recherche semblent indiquer aussi que les critères d'admissibilité à l'assurance-chômage ont autant un effet sur le comportement des entreprises que celui des travailleurs.

Conclusion

Selon Milbourne, Purvis et Scoones, en rendant le taux de chômage naturel dépendant des taux antérieurs, les prestations complémentaires régionales introduisent un effet de persistance du taux de chômage. Leur analyse contribuerait également à enrichir l'hypothèse d'hystérésis. Cette hypothèse suggère que, selon la structure d'une économie, un choc de nature économique et temporaire peut avoir des effets permanents. Étant donnée la structure du régime d'assurance-chômage au Canada, le choc d'une politique macro-économique restrictive, comme on a connu au début des années 80, aurait entraîné une augmentation persistante du chômage. Plus spécifiques, Green et Riddell croient qu'un resserrement des règles d'admissibilité aux

2.3 L'impact de l'assurance-chômage sur la durée du chômage

Plusieurs études s'intéressent à l'impact de l'assurance-chômage sur la durée du chômage. Par exemple, elles cherchent à savoir si une hausse du montant des prestations ou encore l'allongement de la durée des prestations a un effet positif sur la durée du chômage. Comme nous l'avons déjà signalé, ces études tirent profit de données « micro » c'est-à-dire qu'elles utilisent des renseignements sur les individus, provenant essentiellement d'enquêtes ou encore de données administratives portant sur les utilisateurs de l'assurance-chômage. Une des principales caractéristiques de ces recherches, c'est qu'elles portent un regard plus précis sur la dynamique du marché du travail et, bien entendu, sur l'influence de l'assurance-chômage. De même, en ciblant plus précisément l'objet de l'analyse, ces études permettent de mieux capter l'influence des caractéristiques du régime.

Dans un texte maintes fois cité, Ham et Rea (1987) ont étudié les périodes de chômage de bénéficiaires d'assurance-chômage de sexe masculin durant la deuxième moitié des années 70 afin d'évaluer les principaux facteurs influençant « la durée des périodes de chômage » et « les taux de sortie »¹⁸. En procédant à une analyse économétrique prenant en compte l'âge, le montant et la durée des prestations, ainsi que les taux de chômage régionaux et des secteurs d'activité, ces auteurs évaluent que si l'influence du montant des prestations semble indéterminée, la durée potentielle des prestations d'assurance-chômage influent sur la durée des périodes de chômage. Ham et Rea estiment qu'un allongement d'une semaine de la durée des prestations se traduit par un allongement probable de la durée du chômage d'environ 0,3 semaine c'est-à-dire 2,3 jours. Ils signalent également qu'une hausse d'un pour cent du chômage provincial, ou de l'industrie, peuvent aussi augmenter la durée du chômage de, respectivement, 0,22 et 0,53 semaine.

¹⁸ Les résultats de l'approche selon « les taux de sortie » sont résumés à la section suivante.

pour cent du montant des prestations conduit respectivement à une baisse de la durée moyenne des périodes de prestations de 1,2, 2,3 et 3,4 semaines. Katz et Meyer concluent qu'une augmentation de la durée des prestations de une semaine conduit à une prolongation de la durée de la période de prestations d'approximativement 0,16-0,20 semaine. Toutefois, ces auteurs tiennent à signaler que certaines variations dans la durée des prestations proviennent d'une augmentation de la durée des prestations durant des conditions macro-économiques défavorables : «...*then our estimates of the impact of increases in potential benefits duration may partially reflect that potential benefit duration is high when job availability is low.* » (p.67) Dans une autre étude,²¹ Meyer (1990) calcule qu'une hausse de 10 pour cent du montant des prestations accroîtrait la période de prestations de une à une semaine et demi. Selon Meyer, presque tout l'effet de l'assurance-chômage sur la longueur de la période de chômage provient du niveau du montant des prestations.

Atkinson et Micklewright (1991) passent en revue un bon nombre d'études sur la question de l'assurance-chômage et discutent en profondeur la plupart des problèmes reliés à ce genre d'études. Selon les études qui s'appuient sur des données concernant les États-Unis et le Royaume-Uni²², les estimations des élasticités de la durée de chômage par rapport au montant des prestations sont généralement de l'ordre de 0.3 à 1; pour les autres pays, il est souvent difficile d'obtenir des élasticités significativement supérieures à zéro. Cela est un peu étonnant si on considère que les régimes d'assurance-chômage du continent européen sont généralement plus généreux qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni. Toutefois, concernant la méthodologie utilisée par la majorité de ces études, ils signalent que «...*the theoretical literature on unemployment benefit largely ignores important institutional features of actual social security schemes.* » (p. 1688) En vérité, l'irréalisme des hypothèses

²¹ Pour plus de détail sur cette étude, voir p. 49.

²² Voir Atkinson et Micklewright, pp. 1711-1712.

Les études précédentes semblent donc toutes conclure que plus le montant et la durée des prestations s'avèrent généreux, plus la durée du chômage s'allonge. Les recherches faites par Phipps (Phipps 1990, 1991a, 1991b) réfutent cette conclusion. Indiquons toutefois que sa méthodologie est dissemblable des auteurs précédents. Comme nous allons voir, Phipps utilise des fonctions d'offre de travail pour prédire le comportement des agents.

L'auteur suppose un monde où chacun des individus est contraint par un budget d'une année et choisit de maximiser son utilité par des semaines de travail et de chômage. La forme du budget est déterminée par le salaire brut, les autres revenus, et les principaux paramètres du régime d'assurance-chômage canadien. Si le nombre réel de semaines de travail est le même que le nombre désiré, Phipps considère que les individus ne sont pas limités dans leur choix et qu'ils choisissent comme périodes de loisirs les périodes où ils ne travaillent pas. Toutefois, Phipps signale que dans la réalité, les semaines de travail sont fréquemment moindres que les semaines désirées. Par conséquent, les individus qui sont dans cette situation sont involontairement sans emploi, forcés d'accepter moins de travail qu'ils le désirent en raison de la rareté des emplois. «...it seems likely that some unemployment is not the result of labour-supply choice: that some people are unemployed because there is insufficient demand for their services. » (Phipps, 1991a, p.35)

Phipps (1993) fait l'inventaire de douze recherches récentes sur les contraintes quantitatives auxquelles fait face le côté de la demande du marché du travail. Ces contraintes, dont la plus évidente est la pénurie d'emplois, font en sorte que pas moins de un tiers des individus employés au Canada et aux États-Unis, individus généralement désavantagés, ne peuvent travailler plus qu'ils ne le désirent. Selon l'auteur, il y a 82,7 % de probabilité qu'une femme et 79.4 % qu'un homme célibataire en chômage préférerait plus de semaines de travail. La probabilité de faire face à des contraintes du côté de la demande de travail pour un couple en chômage est de 97,5 %

TABLEAU 3
EFFET SIMULÉ DES RÉFORMES SUR LA MOYENNE ANNUELLE DES SEMAINES DE CHOMAGE
(Célibataire en chômage, mesure en semaines)

	Avant la réforme	Macdonald	Forget	Projet de loi C-21
Hommes				
Chômage volontaire	19,1	16,2	14,2	
Chômage involontaire	21,9	22,7	22,0	21,8
Femmes				
Chômage volontaire	19,0	15,7	15,1	
chômage involontaire	23,8	24,2	23,8	23,7

Source : Phipps (1990b, 1991a)

la durée du chômage dans le modèle qui suppose un certain niveau de chômage involontaire et pourrait même l'augmenter légèrement. Ces résultats suggèrent que les effets démobilisateurs de l'assurance-chômage ne sont pas un facteur important lorsque le chômage est involontaire. Selon Phipps, ce constat indique que dans une économie où le chômage est élevé, une diminution de la générosité de l'assurance-chômage ne conduira pas à réduction de la durée du chômage (Phipps, 1991a, p. 51).

Comme Phipps, Portugal et Addison (1990) expriment quelques critiques face aux études sur l'impact négatif de l'assurance-chômage. Ces auteurs discutent par exemple des risques de n'inclure dans l'échantillon d'analyse que les bénéficiaires de prestations. Leur échantillon, extrait d'une enquête américaine sur les travailleurs licenciés en 1982 et 83 (Displaced Workers Survey), comprend des individus qui se trouvent en chômage, dont certains sans prestations. Un taux de compensation hypothétique d'assurance-chômage est alors calculé pour les non-prestataires. Pour l'ensemble de l'échantillon, ce taux de compensation a un effet significatif sur la durée du chômage. Une hausse de 1 pour cent du montant des prestations conduit à une hausse de 1.4 % de la période de chômage. Toutefois, dans des estimations distinctes

conclusions des études qui utilisent cette approche semblent également peu convaincantes. Bon nombre de ces études simplifient beaucoup trop la réalité dans laquelle évolue les régimes d'assurance-chômage. Par exemple, les contraintes administratives, les restrictions à l'admissibilité, les disqualifications pour refus d'emplois ou pour avoir quitté un emploi ne sont pas ou peuvent difficilement être pris en compte ce qui pourrait modifier complètement les résultats. Tout comme l'évaluation de l'impact sur le chômage global, l'évaluation de l'impact de l'assurance-chômage sur la durée du chômage dépend beaucoup aussi de la période examinée. En effet, le résultat des estimations qui perçoivent un impact positif peut refléter simplement le fait que la durée des prestations est élevée lorsque la disponibilité des emplois est basse. L'étude de Katz et Meyer, par exemple, couvre notamment la récession de 1981-82. D'autre part, ces derniers signalent également, dans un esprit critique, qu'une réduction de la durée du chômage des uns (due à des prestataires d'assurance-chômage moins généreuses) pourrait avoir comme conséquence de prolonger le chômage des autres (non-prestataires d'assurance-chômage). Dans ce contexte, une politique d'assurance-chômage moins généreuse pourrait avoir un impact positif sur le plan micro-économique, mais neutre sur le plan macro-économique.

En somme, bien que les résultats ne soient pas toujours identiques, la plupart des études utilisant cette approche semblent reconnaître un certain impact positif de la durée des prestations d'assurance-chômage sur la durée du chômage. Toutefois, les méthodes d'analyse sont parfois discutables. Autrement dit, de nouvelles études utilisant des méthodes d'analyses encore plus raffinées permettraient peut-être d'obtenir des conclusions définitives.

chômage à environ 3.5 pour cent entre la 20ème et la 30ème semaine de chômage, puis remonte à environ 12 pour cent lorsqu'on arrive à l'épuisement des prestations d'assurance. Ham et Rea concluent que, lorsque la fin de l'admissibilité aux prestations approche, les chômeurs ont tendance à chercher plus activement un emploi ou à accepter plus volontairement des offres d'emploi. La durée des périodes de chômage serait donc inversement proportionnelle au nombre de semaines de prestations. Cependant, Ham et Rea reconnaissent qu'il fut «...*not possible in many cases to determine the labor force status in the weeks after unemployment insurance benefits are exhausted.* » (p. 334) Ainsi, les différences entre les travailleurs qui se retirent du marché du travail ou qui continuent à se chercher de l'emploi et ceux qui se trouvent de l'emploi s'avèrent insaisissables. Elles sont pourtant essentielles pour déterminer l'impact de l'assurance-chômage. Atkinson et Micklewright (1991) soulignaient pertinemment que «...*exit from unemployment may have quite different consequences depending on the destination.* » (p.1721)

Les données administratives utilisées par Alba-Ramirez et Freeman [1990 (dans OCDE, 1991, p.224)] et par Meyer (1990) ne permettent pas non plus de connaître la direction que prennent les prestataires lorsqu'ils cessent de recevoir des prestations. Alba-Ramirez et Freeman analysent les résultats de l'enquête « *Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo (ECVT)* » qui fournit des informations sur les travailleurs espagnols et qui retrace l'évolution de leur situation sur le plan du chômage pour la période 1981-1985. La durée potentielle de versement des prestations au début d'une période de chômage varie de 0 à 18 mois selon les personnes, en fonction de leurs antécédents d'emploi (la durée maximum a été portée à 24 mois en 1985). Les données font nettement apparaître un lien entre la durée des droits à prestations et le taux de sortie. Par exemple, le groupe des travailleurs pouvant prétendre à des prestations sur une durée de 9 ou 12 mois et le groupe des travailleurs pouvant prétendre à des prestations sur une durée de 15 ou 18 mois ont commencé par suivre un parcours analogue : 6 mois après que leur emploi eût été supprimé, 80 pour cent

pouvoirs publics, systématiquement offerts aux travailleurs dont les droits à prestations sont sur le point de s'éteindre. Ainsi, si la cessation des prestations peut forcer un travailleur à trouver un emploi aux conditions du marché, cela peut aussi simplement le conduire à quitter la vie active ou à cesser de s'inscrire comme chômeur. Dans certaines cas, cela peut conduire les travailleurs à occuper des emplois spéciaux financés par les pouvoirs publics ou à bénéficier d'un traitement préférentiel lorsque le service public de placement a un emploi à pourvoir.

Aux États-Unis, comme le démontre l'étude suivante de Katz et Meyer (1990a), ce serait vers de nouveaux emplois mais aussi, observation intéressante, vers l'employeur précédent que se dirige les chômeurs à la fin de leur période de prestations. Ces auteurs utilisent les données de l'enquête américaine « *Panel Survey of Income Dynamics* » qui fournit des informations sur les chefs de famille prestataires et les chef de famille non-prestataires d'assurance-chômage après un licenciement ou une fermeture d'entreprise en 1980-81 et qui ont ensuite retrouvé un nouvel emploi ou ont été rappelés. Katz et Meyer veulent aussi démontrer que les chômeurs non-indemnisés ont un comportement très différent des prestataires. En effet, si la plupart des recherches ont tendance à conclure que la probabilité de sortir du chômage fait généralement un bond en avant vers la fin de la période d'indemnisation, la plupart de ces études sont fondées sur des données qui ne tiennent compte que des prestataires d'assurance-chômage, sans tenir compte des chômeurs non-indemnisés. Katz et Meyer observent que pour la fraction de l'échantillon (environ 37 pour cent) qui ne percevait aucune prestation de chômage, le taux de sortie constaté empiriquement diminue régulièrement à mesure que s'allonge la période de chômage, tombant à environ 1 pour cent par semaine après la 30ème semaine de chômage. Pour la fraction de l'échantillon qui percevait des prestations, le taux est le même au cours des 18 premières semaines de chômage, mais il augmente notablement entre la 25ème et la 40ème semaine. Pour Katz et Meyer, cela constitue une forte évidence de l'impact de la durée des prestations d'assurance-chômage sur la volonté des travailleurs de

les deux cas lorsque la fin de l'admissibilité approche. Lorsque l'on s'intéresse au taux de sortie, il faut non seulement considérer la durée du chômage mais aussi regarder dans quelle direction se dirigent les chômeurs lorsqu'ils sortent du chômage, et pour quelles raisons. Comme le remarque Andersen, la fin de l'admissibilité aux prestations ne signifie pas nécessairement qu'un travailleur a trouvé un emploi. Il peut aussi avoir quitté la vie active ou avoir cessé de s'inscrire comme chômeur. Katz et Meyer ajoutent aussi que, dans une certaine mesure, ces sorties sont composées de cas où les travailleurs sont rappelés par leurs anciens employeurs. On peut alors supposer aussi que l'augmentation des taux de sorties à la fin de la période d'admissibilité aux prestations peut s'expliquer par le fait qu'un certain nombre de travailleurs ont convenu qu'ils ne seront pas rappelés et qu'ils doivent donc se chercher un nouvel emploi. Ces observations s'ajoutent à celle de Green et Riddell, mentionnée dans la conclusion de la section 2.2, à savoir que l'assurance-chômage influence autant le comportement des entreprises que celui des travailleurs. Elles apportent des éléments nouveaux au débat et permettent, à notre avis, de mieux cerner le périmètre de l'impact véritable de l'assurance-chômage, du moins au Canada. En fait, comme on va le voir dans la sous-section suivante, les mises à pied temporaires et les cas de rappel sont une source importante du recours répété à l'assurance-chômage.

générosité du programme d'assurance-chômage n'a pas une grande incidence sur la probabilité d'avoir recours de nouveau au régime. Les variables les plus importantes sont plutôt liées aux antécédents d'emploi - « *This makes it, next to province of residence, one of the most influential factors in determining the probability of repeat use* » (1993a, p. 171) - et aux antécédents de perception d'assurance-chômage. En fait, bien que la relation ne soit pas claire selon l'auteur, ces antécédents auraient une incidence déterminante; la participation passée à l'assurance-chômage créerait les conditions préalables à la participation future.

S'interrogeant (dans 1993b, 1992d) sur la relation entre les antécédents d'emploi, les antécédents de perception d'assurance-chômage et le recours répété au régime, l'auteur «...*observe un accroissement de la durée des prestations à chaque demande d'assurance-chômage successive.* » (1992d, p. 30) Ceux qui demandent de l'assurance-chômage pour la première fois en reçoivent pendant environ 22 à 23 semaines, mais ce chiffre augmente graduellement avec chaque demande successive. Ceux qui en sont à leur cinquième demandes touchent des prestations pendant 25 à 27 semaines. Pour Corak, il est clair qu'avec chaque période de prestations, les demandeurs sont plus susceptibles de présenter une nouvelle demande, pour laquelle ils recevront des prestations encore plus longtemps. Cependant, l'auteur ne comprend pas la ou les causes de ce phénomène, bien qu'il évoque deux possibilités : ou bien les individus sont plus enclins à avoir recours au régime parce qu'ils apprennent à le connaître et l'apprécient de plus en plus, ou bien les employeurs sont moins enclins à engager des individus qui ont des périodes répétées au régime. Fait important, l'auteur constate que les fluctuations dans la demande de main-d'oeuvre selon la structure industrielle sont un facteur important du recours répété à l'assurance-chômage. En fait, la probabilité de présenter des demandes répétées est déterminée par des facteurs saisonniers à court terme et par des effets de l'industrie à long terme.

« *Dans l'ensemble, la probabilité que l'on répète une demande de*

distinction entre les mises à pied temporaires ex ante et ex post. Les premières représentent le cas de travailleurs qui s'attendent à être rappelés par leur employeur précédent tandis que les secondes représentent le cas des travailleurs dont la période de chômage se termine effectivement par un rappel. Selon eux, cette distinction est très importante parce que l'espérance d'être rappelé affecte le comportement des chômeurs. « *Those expecting recall spend less time searching for new jobs than do other UI recipients and tend to have extremely long unemployment spells if they are not actually rehired by their former employer.* » (1990b, p. 999) Katz et Meyer trouvent qu'environ 75 pour cent des bénéficiaires d'assurance-chômage s'attendent à être rappelés par leurs employeurs précédents, 18 % ont même une date précise et 57 % ont été effectivement rappelés durant leur période de chômage. De plus, la période de chômage des individus qui au départ s'attendent à être rappelés, est beaucoup plus longue que celle des individus qui finissent par être rappelés. Cette différence vient du fait que ceux qui, au départ s'attendent à être rappelés mais ne le sont pas, ont tendance à avoir des périodes de chômage extrêmement longues étant donné qu'ils n'ont pas tendance à chercher un nouvel emploi aussi longtemps qu'ils gardent espoir d'être rappelés.²⁵

Katz et Meyer analysent aussi en détail les cas de rappel et de nouveaux emplois comme moyen de sortir du chômage afin d'étudier l'impact des attentes de rappel des travailleurs, des caractéristiques des emplois et des régimes d'assurance-chômage sur la durée des périodes de chômage. Ils observent que les cas de rappel et les cas de nouveaux emplois ont des comportements différents dans le temps et sont souvent affectés de manière opposée par les variables explicatives. En particulier, le taux de rappel est très élevé au début de la période de chômage, puis diminue substantiellement, alors que le taux de nouveaux emplois s'accroît avec la durée de la période de chômage jusqu'à la cessation des prestations. Ils observent aussi que, qu'il

25

Voir Gray, M. et Grenier, G. (1994) pour contribution récente sur ce.

que les réitérants présentent des demandes motivés par des emplois auprès de la même entreprise. Fait important à signaler, l'auteur note qu'il s'agit actuellement de la seule étude détaillée de l'effet de l'assurance-chômage sur le comportement des entreprises au Canada. En liant les renseignements administratifs sur les entreprises à un échantillon longitudinal des données administratives sur l'assurance-chômage, Corak observe que près de 60 % des travailleurs mis à pied sont rappelés par leur employeur. Peut-être plus important encore, 80 % de ceux-ci s'attendent d'être rappelés au moment de la mise à pied. Autre observation importante, plus de 40 % des travailleurs ayant présenté cinq demandes ou plus durant la période 1978-1989 ont occupé un emploi chez au plus trois employeurs. Environ 12 à 14 % des personnes ayant présentées de cinq à neuf demandes ont justifié toutes leurs demandes par un travail chez le même employeur. Ce chiffre se situe à 21,3 % et diminue à 17 % pour ceux qui ont présenté respectivement 14 et 15 demandes. D'autre part, les individus qui espéraient être rappelés et qui le seront reçoivent en moyenne 14 semaines de prestations alors que ceux qui ne s'attendaient pas d'être rappelés et qui ne le seront effectivement pas en reçoivent en moyenne 28 semaines. Pour Corak, les chiffres démontrent clairement que : « *Les principaux facteurs explicatifs de la durée des prestations durant une période de chômage sont le type de mises à pied, et les prévisions des travailleurs quant à la possibilité d'être rappelés.* » (1994b, p. 3.1)

Conclusion

Bien qu'il observe un accroissement de la durée des prestations à chaque demande d'assurance-chômage successive, Corak croit que la générosité du régime n'a pas une grande incidence sur la probabilité d'avoir recours de nouveau au régime. Autrement dit, l'utilisation abusive ou répétitive de l'assurance-chômage ne serait pas liée à sa générosité. Le recours répétitif à l'assurance-chômage reflèterait beaucoup plus la structure des marchés du travail, elle-même dépendante de la structure des

2.6 Observation du comportement de groupe-cibles

Dans les analyses suivantes de Green et Riddell (1993a), de Card et Riddell (1993), de Fortin ((1994) et de Moorthy (1989), les auteurs choisissent d'examiner la question de l'impact de l'assurance-chômage par une analyse fondée sur l'observation d'un ou de groupes spécifiques de la population active. L'impact du retrait du droit à l'allocation de chômage au plus de 65 ans, en 1976, est le champ d'étude de Green et Riddell alors que Moorthy, Card et Riddell ainsi que Fortin, tout cherchant à expliquer dans quelle mesure le régime d'assurance-chômage canadien a pu être responsable pour l'écart des taux de chômage entre le Canada et les États-Unis, découvrent que le comportement de certains groupes a probablement contribué à cet écart. Il y a là un intérêt certain pour ce genre d'analyse parce qu'il permet de voir l'effet de l'assurance-chômage sur un groupe de travailleurs spécifique qui, par exemple, ne démontrerait pas un attachement solide à la population active.

Moorthy part du principe que le régime d'assurance-chômage canadien est beaucoup plus généreux et cela devrait conduire à un chômage plus élevé pour les catégories de travailleurs qui peuvent obtenir des prestations au Canada et pas aux États-Unis. Selon l'auteur, deux catégories de travailleurs ont contribué substantiellement à l'écart du chômage entre le Canada et les États-Unis : ceux qui quittent leur emploi et les travailleurs « secondaires » c'est-à-dire ceux qui ont un attachement moindre au marché du travail (entre autres, les femmes et les jeunes). Pour vérifier le comportement de la première catégorie, l'auteur établit une comparaison des raisons pour lesquelles les individus sont en chômage : avoir quitté son emploi; avoir été mis à pied; être un nouveau venu sur le marché du travail ou encore; y retourner. Or, entre 1975 et 1988, le taux de chômage canadien fut 1,5 pour cent plus élevé qu'aux États-Unis bien que le taux de ceux qui ont perdu leur emploi n'est que de 1 pour cent plus élevé. Par contre, le taux d'abandon d'emploi se situe à 1,7 pour cent au Canada, soit un taux deux fois plus élevé qu'aux États-Unis (0,8 pour

plus susceptibles à classer leur temps inactif comme du chômage. En fait, «...*up to three-quarters of the growth in the unemployment gap between Canada and the United States in the 1980s is attributable to a relative increase in the fraction of nonworking time that is classified as unemployment.* » (p. 179) Ce phénomène serait particulièrement important chez les hommes avec 0 semaine de travail au cours de l'année précédente, et dans une moindre mesure, chez ceux avec 10 ou 12 semaines de travail. Selon Card et Riddell, le comportement des « 0 semaine de travail » compte même pour la moitié de la hausse relative du chômage chez les hommes durant les années 80. Chez les femmes, le phénomène semble mieux réparti au cours de l'année bien qu'il touche des sommets lorsqu'elles ont 0, 10-12 et 20 semaines de travail.

Selon les auteurs, la raison la plus évidente pour laquelle les individus auraient tendance à déclarer leur temps inactif comme du chômage s'explique par la plus grande générosité du régime d'assurance-chômage canadien et, en partie, par les changements apportés en 1977. Le rapport entre la moyenne des semaines de prestations à la moyenne des semaines de chômage, par exemple, démontre la plus grande accessibilité à l'assurance-chômage au Canada. Ainsi, un tiers seulement des prestataires américains sont du nombre des chômeurs alors que les prestataires canadiens représentent plus de 85 pour cent des chômeurs au Canada, atteignant même 100 pour cent en 1989. Un taux d'admissibilité à l'assurance-chômage plus élevé au Canada et l'observation selon laquelle un grand nombre de canadiens et canadiennes classé « hors de la population active » reçoivent quand même des prestations (en congé de maternité, en formation, etc..) peuvent expliquer ce phénomène.

Cependant, les auteurs observent aussi que les taux relatifs d'admissibilité aux prestations a chuté durant les années 80 pour les individus avec peu de semaines de travail annuel. Or, puisque les individus (surtout les hommes) avec 0 semaine de travail déclarant leur temps inactif comme du chômage semblent être une source

de cette période puis, soit de prendre sa retraite ou de recevoir de l'assurance-chômage. Toute chose étant égale par ailleurs, le retrait du droit à l'allocation de chômage en 1976 enleva cette dernière possibilité.

L'analyse empirique de Green et Riddell démontre une baisse substantielle du taux de chômage et du taux de participation chez les hommes de 65 ans et plus à partir de 1976. Les auteurs signalent même que, étant donnée le faible taux de chômage de cette population après 1976, Statistique Canada décida de ne plus le publier. Il est clair selon ces auteurs que le retrait du droit aux allocations de chômage chez les 65 ans et plus en 1976 a conduit ces derniers à réduire leur participation sur le marché du travail et plus particulièrement leur recherche de travail. Mais Green et Riddell veulent aussi savoir quelle a été la réaction exacte des personnes âgées : ont-elles choisi d'être à la retraite ou se sont-elles trouvées un emploi permanent ?

Pour répondre à la question, ils utilisent des données transversales d'un échantillon de 801 individus en 1973, de 799 individus en 1975 et de 1 008 en 1977 provenant d'une enquête supplémentaire à « *L'enquête sur la population active* ». Ils découvrent que 11,6 % des hommes entre 66 et 69 ans avait un emploi en 1977 contre 13,6 % en 1975 (13,7 % en 1973) et que 77,6 % de ces mêmes personnes était à la retraite en 1977 contre 72,6 % en 1975 (72 % en 1973). Green et Riddell vont calculer, à l'aide de régressions, la probabilité que les individus se retrouvent avec un emploi, ou avec un emploi entrecoupé de périodes sans emplois, ou à la retraite, à partir de variables comme le revenu, l'âge, l'éducation et la profession. Les auteurs trouvent par exemple que, en 1975, les revenus non gagnés (comme l'assurance-chômage) accroissent la probabilité de choisir les alternatives à la retraite alors qu'en 1977 c'est le contraire. De même, les individus qui, en 1975 ont des emplois saisonniers, ont beaucoup plus tendance à avoir un emploi entrecoupé de périodes sans emplois qu'en 1977. D'autres types de régressions vont produire, à degrés divers, le même type de résultat : le retrait du droit aux allocations de chômage incitent les travailleurs âgés à

SECTION III : DISCUSSION

L'un des gros problèmes que posent les études sur l'impact de l'assurance-chômage est de savoir comment il convient de mesurer la générosité des prestations. L'utilisation de données agrégées exige souvent l'élaboration d'une mesure sommaire quelconque ou moyenne de la générosité du programme qui puisse servir d'approximation de la situation réelle des individus. Or ces approximations n'ont souvent aucun lien avec les circonstances réelles et peuvent exagérer les effets dissuasifs du régime. Des informations détaillées sur les conditions d'éligibilité permettent de comprendre que les prestations de chômage ne peuvent pas toujours être correctement exprimées par des chiffres simples concernant le montant et la durée qui sont les deux paramètres le plus souvent utilisés. Dans plusieurs pays par exemple, les prestations de chômage diminuent progressivement avec le temps, de sorte que des statistiques simples du montant et de la durée des prestations ne correspondent pas à la réalité. Dans ce contexte, les études de la section 2.1 sur l'impact de l'assurance-chômage sur le taux de chômage ne peuvent pas vraiment nous aider. De plus, ce genre d'approche ne permet pas de distinguer clairement quel paramètre de l'assurance-chômage semble le plus déterminant. Il semble plus pertinent de tester ces hypothèses à l'aide de micro-données sur les prestataires, puis, éventuellement, de les extrapoler au niveau agrégé.

Les résultats des sections 2.2 à 2.4 et 2.6 permettent plus solidement d'affirmer que certaines indications laissent suggérer qu'une trop grande générosité de l'assurance-chômage, comme par exemple l'octroi de prestations à ceux qui quittent leur emploi (Moorthy), peut inciter un certain nombre d'individus à profiter du régime pour réorganiser plus longuement la période pendant laquelle ils sont sans emploi.

Toutefois, il importe de ne pas oublier que les conclusions de ces études sont souvent partagés et surtout, que les analyses elles-mêmes ne sont pas exemptées de

contexte, l'assurance-chômage ne peut être considéré strictement comme un frein au retour à l'emploi car il modifie non seulement le comportement des travailleurs mais aussi celui des employeurs. Par ailleurs, s'il est vrai que les prestataires peuvent refuser des offres d'emploi, les non-prestataires peuvent par contre les accepter. La durée des périodes de chômage des prestataires sera peut-être plus longue mais celle des non-prestataires serait plus courte. L'effet de l'assurance-chômage ici est peut-être positif sur le taux de chômage des prestataires mais l'effet net sur le nombre de sans-emploi n'est pas clair. Cela implique que si l'on ne tient compte que du nombre de prestataires pour estimer l'effet de l'assurance-chômage, on évacue complètement l'effet net sur le nombre des sans-emploi et donc l'effet réel sur le taux de chômage. Ainsi, « *If UI has an effect on the number of unemployed workers at all, it is because uninsured workers are drawn into the labor market by the prospect of easier job finding!* » (Burtless, 1990, p. 86)

D'autre part, de nombreux effets positifs de l'assurance-chômage ne sont pas toujours pris en compte; puisque le montant des prestations dépend du revenu antérieur des individus, ceux-ci peuvent être incités à s'améliorer constamment, par exemple en recourant à de la formation, afin de gagner plus durant leur période de travail; l'assurance-chômage peut également augmenter l'attrait pour les secteurs d'emploi où le risque de chômage est élevé et qui autrement n'attireraient personne. Il se pourrait aussi que la générosité du régime attirent certains individus travaillant au noir dans la population active. Or si ce phénomène augmente le taux de chômage, il n'est pas certain qu'on puisse alors qualifier l'impact de « négatif ». De même, le fait que la générosité du régime puisse augmenter la durée de la période pour la recherche d'emploi peut également permettre au chômeur d'accroître ses chances de trouver un emploi qui lui convienne vraiment, d'augmenter la durée de son emploi et, par conséquent, diminuer la probabilité qu'il recoure de façon répétée à l'assurance-chômage. A cet égard, Wadsworth (1990) constate, sur la base de données britanniques, que les prestataires recherchent du travail plus activement et qu'ils

employeur sont des facteurs récemment reconnus de l'utilisation répétée de l'assurance-chômage. Les incitations générées par le système de prestations semblent pousser employeurs et employés à s'entendre implicitement pour faire usage du système d'indemnisation en période de ralentissement de la demande. D'autres études plus poussées sur cet aspect s'avèrent obligatoires si on veut intelligemment mesurer l'impact véritable de l'assurance-chômage. Mais quelle que soit la durée des prestations, 20 semaines ou 50 semaines, rien n'empêchera les entreprises d'adapter leurs politiques de mise à pied/rappel à la durée des prestations. Dans ce cas, une législation du travail qui rend difficile les licenciements sélectifs pour raison de sureffectifs pourrait peut-être limiter les prestations de l'assurance-chômage aux victimes de défaillances d'entreprises ou de fermetures de grands établissements.

Le chômage est un risque qui varie énormément en fonction d'une foule de caractéristiques reliées tant aux individus qu'aux entreprises, aux industries, aux facteurs saisonniers, aux cycles de l'économie, etc. On peut certes essayer de comprendre, mais il sera toujours impossible de prévoir tous les facteurs susceptibles d'inciter les individus à recourir au régime d'assurance-chômage. Si on pouvait exclure tous ces facteurs, le régime ne couvrirait probablement plus personne. Puisque ce n'est pas le cas, il faut donc s'attendre à ce qu'il soit utilisé, parce qu'il sert de palliatif, de coussin, aux erreurs des lois du marché. Par exemple : « *Les arrêts de travail décidés par les entreprises sont une cause importante des emplois de courte durée qui sont utilisés pour établir le droit aux prestations d'assurance-chômage, et le recours répété à l'assurance-chômage est lié dans une certaine mesure aux mises à pied temporaires et aux rappels.* » (Corak, 1994a, p. 52) Or, les recherches commencent tout juste à accorder de l'attention à la façon dont le régime d'assurance-chômage influence les décisions de mise à pied et d'embauche des entreprises. Osberg observe la même chose : « *...the explanatory variables in most microeconomics studies are limited to the supply-side characteristics of individuals, to the exclusion of any possible demand-side influences of UI on firm behaviour.* » (Osberg, 1993, p. 3)

A notre avis, la majorité du chômage, hormis le chômage frictionnel, est attribuable à la rareté des emplois. Certes, sous certaines réserves exprimées dans la section III, la plupart des études examinées dans cette revue de littérature démontre qu'une trop grande générosité de l'assurance-chômage peut effectivement avoir des effets négatifs sur l'offre de travail. Mais pourquoi l'offre de travail serait-elle la seule à être blâmer ? Ce que de nouvelles études doivent également démontrer avec plus de certitudes et de détails c'est qu'un bon nombre d'entreprises utilisent le régime d'assurance-chômage pour subventionner leur trop plein de main-d'oeuvre. Évidemment, dans une situation de pénurie d'emploi, autant les individus que les entreprises profitent des possibilités qu'offrent l'assurance-chômage. Toutefois, on peut supposer que sans le problème de pénurie d'emplois, les entreprises n'auraient

RÉFÉRENCES

Alba-Ramirez et Freeman, dans OCDE (1991), « Principes de l'indemnisation du chômage et politique du marché du travail », chapitre 7, Perspectives de l'emploi, p. 224.

Andersen, dans OCDE (1991), « Principes de l'indemnisation du chômage et politique du marché du travail », chapitre 7, Perspectives de l'emploi, p. 225.

Atkinson, A.B. et J. Micklewright (1991), "Unemployment compensation and labour market transitions: a critical review", *Journal of Economic Literature*, 29, pp. 1679-1727.

Baldwin Grossman, J. (1989), "The Work Disincentives Effect of Extended Unemployment Compensation: Recent Evidence", *Review of Economics and Statistics*, pp. 159-164.

Bougrine, H., Seccareccia, M. (1994), « L'assurance-chômage est-elle responsable de la persistance des taux de chômage élevés ? Études du cas canadien depuis 1947 », Recherche, Département d'économie, Université d'Ottawa

Burda, M (1988), "Unemployment", *Economic Policy: A European Forum*, Vol. 3, no. 2, octobre, pp. 391-425.

Burns, Andrew (1990a), « Le chômage au Canada : aspects frictionnels, structurels et conjoncturels », Conseil économique du Canada, Document de travail no.1, 73 p.

Burns, Andrew (1990b), « Le taux de chômage naturel : une analyse par région », Conseil économique du Canada, Document de travail no.2, 112 p.

Burtless, Gary (1990), "Unemployment Insurance and Labor Supply: A Survey", in W. Lee Hansen and James F. Byers (ed.), *Unemployment Insurance: The Second Half Century*, Madison: University of Wisconsin Press.

Calvo, G. (1978) "Urban Unemployment and Wage Determination in LDCs: Trade Unions in the Harris-Todaro Model", *International Economic Review*.

Card, David and Craig, Riddell (1993), "A Comparative Analysis of Unemployment in Canada and the United States", in David Card and Richard B. Freeman (ed.), *Small Differences that Matters: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*, Chicago: University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.

Coe, David T. (1990), "Structural Determinants of the Natural Rate of Unemployment in Canada", *IMF Staff Papers*, Vol. 37, No. 1 (March), pp. 94-115.

Corak, M. (1994a), « Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : un survol », *Statistique Canada*, Document de recherche no. 62, 62 p.

Corak, M. (1994b), « Assurance-chômage, mises à pied temporaires, et prévisions de rappel », *L'Observateur économique canadien*, *Statistique Canada*, no. 11-101, mai, pp. 3.1-3.14.

Green, D.A. et Riddell C. (1993b), "Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis", Department of Economics, University of British Columbia, Discussion Paper No. 93-33, 59 p.

Ham, C. et Rea, S.A. (1987), "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada", *Journal of Labour Economics*, 5:3, pp. 325-353.

Harris J., M. Todaro (1970) "Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis", *American Economic Review*.

Katz, L.F. et B.D. Meyer (1990a), "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Public Economics*, vol. XLI, pp. 45-72.

Katz, L.F. et B.D. Meyer (1990b), "Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes", *Quarterly Journal of Economics*, Vol 105, novembre, pp. 973-1002.

Keil, M.W. et J.S.V. Symons (1990), "An Analysis of Canadian Unemployment", *Canadian Public Policy*, Vol. 16, No. 1, pp. 1-16.

« GM tient mordicus à l'assurance-chômage », *Le Devoir*, 20 octobre 1994, p. B3.

Gray, M., Grenier G. (1994) « Fermetures d'usines et durées sans emploi : signaux et comportement de recherche d'emploi au Canada », dans *Économie et prévision*, no. 113-114, 1994/2-3, pp. 207-217.

« 40 % des assistés sociaux proviennent de l'assurance-chômage », *Le Devoir*, 11 avril 1995, p. A4.

Mcdonald I., Solow R. (1981) "Wage Bargaining and Employment" *American Economic Review*.

Meyer, Bruce D. (1990) "Unemployment insurance and Unemployment Spells", *Econometrica* 58: pp. 757-782.

Milbourne, R.D., D.D. Purvis et W.D. Scoones (1991), "Unemployment Insurance and Unemployment Dynamics", *Canadian Journal of Economics*, XXIV/4, pp. 804-826.

Moorthy, V. (1990), "Unemployment in Canada and in the United States: The Role of Unemployment Insurance Benefits", *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, pp. 48-60.

Myatt, Anthony (1992), "Provincial Unemployment Rate Disparities: A Case of No Concern", *Revue canadienne des sciences régionales*, XV:1(Printemps), pp. 101-119.

Myatt, A. (1993), "The 1971 UI Reforms - 22 years later: What do we really know", Texte présenté à la conférence de l'Université Laurentian, mars 1993.

OCDE (1990) « Le marché du travail : quelles politiques pour les années 90 ? », Paris, 142 p.

OCDE (1991), « Principes de l'indemnisation du chômage et politique du marché du travail », chapitre 7, *Perspectives de l'emploi*, pp. 217 à 260.

ANNEXE 1

PRINCIPALES CARACTÉRISTIQUES DES ÉTUDES SELON LES MÉTHODES D'APPROCHE

- Impact de l'assurance-chômage sur le taux de chômage

ÉTUDES	TYPE DE DONNÉES ET PÉRIODE	RÉSULTATS
Burda (1988)	Données agrégées de l'OCDE <u>Différent pays de l'OCDE</u> 1979 et 1985	<i>« The results [...] suggest that the provision of unemployment benefits, properly measures, explains a large portion of the cross-country variation of long-term and total unemployment. »</i>
OCDE (1991, 1994)	Données agrégées de l'OCDE <u>Différent pays de l'OCDE</u> 1961-1993	<i>«...les montant des prestations et la durée de versement des prestations peuvent influencer sur les taux de chômage avec une élasticité égale à l'unité ou légèrement supérieure. »</i>
Ford et Rose (1989)	Données agrégées de Statistique <u>Canada</u> 1966-1987	<i>« The measure of Unemployment Insurance benefits proved insignificant as an explanation of the NAIRU...»</i>
Coe (1989)	Données agrégées de Statistique Canada et de la Banque du <u>Canada</u> 1971-1988	Le régime d'assurance-chômage serait responsable d'une hausse de 1 pour cent du taux de chômage naturel.
Fortin (1989)	Données agrégées. <u>Canada</u> 1961-1985	Le régime d'assurance-chômage aurait haussé le taux de chômage naturel canadien de 0.6%.
Burns (1990)	Données agrégées du Conseil économique du <u>Canada</u> 1963-1987	Le régime d'assurance-chômage n'est pas un facteur ayant contribué à l'accroissement du chômage.
Myatt (1992)	Données agrégées de Statistique <u>Canada</u> et du Conference Board 1966-1990	Les changements de 1971 ont augmenté le taux de chômage de 3,7 pour cent.
Fortin, Keil et Symons (1993)	Données agrégées de l'UQAM et de Statistique <u>Canada</u> 1963-1990	<i>«...we attribute a 3.6 percent increase in the all Canada equilibrium unemployment rate to the 1971 liberalisation. »</i>
Keil et Symons (1990)	Données agrégées de Statistique <u>Canada</u> 1955-85	<i>«...the 1971 liberalization had increase Canadian unemployment by about two points over what it would have been had no liberalization occurred. »</i>

- *Impact de l'assurance-chômage sur la « durée » du chômage*

ÉTUDES	TYPE DE DONNÉES ET PÉRIODE	RÉSULTATS
Ham et Rea (1987)	Données longitudinales sur les individus provenant d'un échantillon d'hommes du fichier d'Emploi et Immigration <u>Canada</u> sur la population active De janvier 1975 à décembre 1980	Un allongement d'une semaine de la durée des prestations se traduit par un allongement probable de la durée du chômage d'environ 0,3 semaine, c'est-à-dire 2,3 jours.
Corak (1992a)	Même données que Ham et Rea, plus des observations sur les femmes De janvier 1971 à mars 1990, au <u>Canada</u>	Chez les femmes, chaque modification de cinq points du montant des prestations entraîne une modification de trois semaines dans la durée de la période de chômage. Aucun impact chez les hommes.
Katz et Meyer (1990a)	Données sur les bénéficiaires seulement, tirées de l'enquête <i>Continuous Wage and Benefit History</i> de 12 États américains De 1978 à 1983, aux <u>États-Unis</u>	Une augmentation de la durée des prestations de une semaine conduit à une prolongation de la durée de la période de prestations d'approximativement 0.16-0.20 semaine.
Meyer (1990)	Données administratives tirées de l'enquête américaine <i>Continuous Wage and Benefit History</i> De 1978 à 1983, aux <u>États-Unis</u>	Une hausse de 10 pour cent du montant des prestations accroîtrait la période de prestations de 1 à une semaine et demi.
Atkinson et Micklewright (1991)	Synthèse d'études américaines et européennes	«...the findings are far from robust.»
Grossman (1989)	Données sur les bénéficiaires seulement, tirées de l'enquête <i>Continuous Wage and Benefit History</i> de 2 États américains De juin 1981 à mars 1984. <u>États-Unis</u>	«...an additional week of FSC benefits [...] translates into 0.91 week increase in unemployment spells.»
Phipps (1990, 1991a, 1991b, 1993)	Données de 1981 sur les individus tirées de l'enquête sur les <i>Finances des consommateurs</i> de Statistique <u>Canada</u>	Des réformes qui diminueraient la générosité de l'assurance-chômage n'auraient pratiquement aucun effet sur la durée du chômage.
Portugal et Addison (1990)	Données sur les individus tirées du supplément <i>Displaced Worker</i> de l'enquête américaine <i>Current Population Survey</i> De 1979 à 1984, aux <u>États-Unis</u>	« It is therefore clear that estimates of jobless duration based on samples of recipients alone will produce a considerable overstatement of unemployment duration. »

- Le recours répété à l'assurance-chômage et les mises à pieds temporaires

ÉTUDES	TYPE DE DONNÉES ET PÉRIODE	RÉSULTATS
Corak (1994a, 1993a, 1992b, 1992c)	Données tirées des registres de l'administration chargée de l'assurance-chômage au <u>Canada</u> De 1971 à 1990	La générosité du programme d'assurance-chômage n'a pas une grande incidence sur la probabilité d'avoir recours de nouveau au régime.
Corak (1993b, 1992d)	Données tirées des registres de l'administration chargée de l'assurance-chômage au <u>Canada</u> De 1971 à 1990	«...observe un accroissement de la durée des prestations à chaque demande d'assurance-chômage successive. »
Robertson (1989)	Données tirées des registres de l'administration chargée de l'assurance-chômage au <u>Canada</u> Données de 1984	«Those who had been laid off constitute about 70 per cent of all UI return employment. »
Katz et Meyer (1990b)	Échantillon de bénéficiaire tiré de l'enquête américaine <i>Continuous Wage and Benefit History</i> de 2 États De 1979 à 1981, aux <u>États-Unis</u>	« ...conclude that a substantial proportion of insured unemployment in both United States and Canada appears to be related to the layoff-recall process. »
Corak (1994b)	Échantillon longitudinal des données administratives de l'assurance-chômage et renseignements administratifs sur les entreprises au <u>Canada</u> De 1978 à 1989	«...c'est souvent la décision conjointe des travailleurs et de leurs employeurs qui détermine la façon dont le programme d'assurance-chômage est utilisé, c'est-à-dire qu'à la fois l'offre et le demande du travail important. »
Atkinson et Mickleright (1991)	Synthèse d'études américaines et européennes	« There is evidence that benefits may influence temporary layoff in the US but with the effect coming from the demand side rather than the supply side. »

- Discussion (section III)

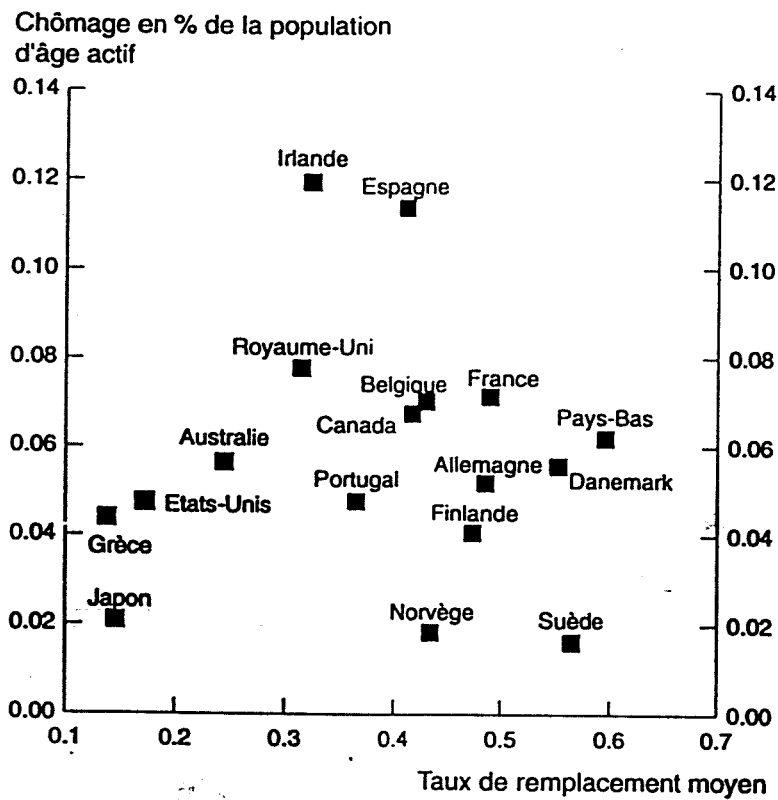
ÉTUDES	TYPE DE DONNÉES ET PÉRIODE	RÉSULTATS
Wadsworth (1991)	Échantillon sur prestataires et non-prestataires tiré du <i>Labour Force Survey</i> du <u>Royaume-Uni</u> Données de 1984	« <i>The net effect of benefit receipt on search effort, taking into account all the interaction terms, remains strongly positive.</i> »
Burtless (1990)	Discussion	« <i>Neither theory nor available empirical evidence permits us to predict unequivocally the net effect of unemployment insurance on labor supply.</i> »
Myatt (1993b)	Discussion	« <i>...it seems that twenty two years after the 1971 UI reforms we are still not sure of their impact, if any!</i> »
Osberg (1993)	Discussion	« <i>This article has quoted at length from several recent surveys in order to make the point that there is much more nuanced perspective on the impacts of UI.</i> »
Bougrine et Seccareccia (1994)	Données sur les individus provenant de <i>Statistique sur l'assurance-chômage, Statistiques chronologiques sur la population active, La population active, de Statistique Canada</i> , et données agrégées, également de <i>Statistique Canada (CANSIM)</i> Données de 1947 à 1992	« <i>... l'assurance-chômage peut en fait réduire le chômage par son effet contracyclique.</i> »

ANNEXE 2

Le graphique ci-dessous établit une relation entre le chômage total en 1987 et une moyenne des indicateurs des montant des prestations²⁷.

GRAPHIQUE 2

Chômage en proportion de la population d'âge actif et taux de remplacement moyen^a



27

Les indicateurs pour les hommes, pour les femmes, pour le chômage de courte durée et pour le chômage de longue durée sont affectés d'un poids égal, indépendamment du poids effectif de chacun de ces éléments dans le chômage à l'échelon national. Source : Perspectives de l'emploi 1991, OCDE, p. 226.

