

# AC

*La durée d'emploi et  
l'assurance-chômage :  
emplois saisonniers et  
non saisonniers*

**par David A. Green et  
Timothy C. Sargent**



Développement des  
ressources humaines Canada

Human Resources  
Development Canada

**Incidence de  
l'assurance-chômage  
sur le comportement  
des travailleurs**

**Canada**

AC

*La durée d'emploi et  
l'assurance-chômage :  
emplois saisonniers et  
non saisonniers*

**par David A. Green et  
Timothy C. Sargent**

Université de la Colombie-Britannique

Incidence de  
l'assurance-chômage  
sur le comportement  
des travailleurs

Mai 1995  
Also available in English.  
IN-AH-204F-05-95

### **Remerciements**

Le présent document est le cinquième d'une série de publications parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Nous aimerions remercier Craig Riddell, Denise Doiron, Kevin Lang et Paul Beaudry avec qui nous avons eu des discussions fructueuses. Nous tenons également à remercier Stephan Roller, de Statistique Canada, de nous avoir permis d'accéder aux données nécessaires à la réalisation de cette étude. Nous remercions encore une fois Craig Riddell qui nous a autorisés à « emprunter » le tableau 1. Nous sommes reconnaissants aux personnes qui ont participé à l'atelier de l'Association canadienne d'économie, en juin 1994, à Calgary, pour leurs commentaires judicieux. Nous exprimons notre gratitude à Développement des ressources humaines Canada pour l'aide qui nous a été fournie. Les auteurs assument la responsabilité de leurs opinions et de toute erreur qui aurait pu se glisser dans cette étude.

**\*\*La mise en page de ce document a été refaite pour faciliter la diffusion électronique. Veuillez cependant noter que, pour fin de référence, la pagination de la version originale a été conservée.**

## **Série d'évaluations de l'assurance-chômage**

Dans le cadre de sa politique et de ses programmes, Développement des ressources humaines Canada (DRHC) s'engage à aider tous les Canadiens et les Canadiennes à vivre une vie productive et enrichissante et à promouvoir un milieu de travail juste et sécuritaire, un marché du travail compétitif avec équité en matière d'emploi et une solide tradition d'acquisition du savoir.

Afin de s'assurer qu'il utilise à bon escient les fonds publics pendant qu'il remplit cet engagement, DRHC évalue de façon rigoureuse dans quelle mesure les objectifs de ses programmes sont atteints. Pour ce faire, le Ministère recueille systématiquement des renseignements qui lui permettent d'évaluer le programme, son incidence nette et des solutions de rechange aux activités subventionnés par l'État. Les renseignements obtenus servent de point de départ pour mesurer le rendement et évaluer les leçons tirées en matière de politique stratégique et de planification.

Dans le cadre de ce programme de recherche évaluative, le Ministère a préparé une importante série d'études en vue de l'évaluation globale du programme de prestations ordinaires d'assurance-chômage. Les études ont été réalisées par les meilleurs experts en la matière, provenant de sept universités canadiennes, du secteur privé et de la Direction générale de l'évaluation. Même si chacune des études constitue une analyse distincte portant sur un point particulier de l'assurance-chômage, elles reposent toutes sur le même cadre analytique. L'ensemble de ces études représente la plus importante recherche évaluative en matière d'assurance-chômage jamais faite au Canada et s'avère par le fait même un ouvrage de référence capital.

La série d'évaluations de l'assurance-chômage permet d'éclairer le débat public sur une composante principale du système de sécurité sociale canadien.

I.H. Midgley  
*Directeur général,  
Évaluation*

Ging Wong  
*Directeur,  
Programmes d'assurance*



## *Table des matières*

Résumé .....	7
Introduction .....	9
1. Le régime d'assurance-chômage en 1989 .....	12
2. Modèles théoriques .....	14
3. Données .....	25
4. Résultats empiriques .....	29
5. Conclusion .....	50
Annexe A – Constitution de l'échantillon .....	53
Annexe B – Élaboration de la fonction de vraisemblance .....	56
Bibliographie .....	58
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage .....	59

## *Liste des tableaux*

Tableau 1	Incidence de la norme variable d'admissibilité (NVA) et de la durée maximale des prestations sur les contraintes budgétaires dans un modèle statique de l'offre de main-d'œuvre.....	34
Tableau 2	Estimation des covariables au moyen du modèle de durée – Emplois saisonniers, 1989.....	39
Tableau 3	Estimation des covariables au moyen du modèle de durée – Emplois non saisonniers, 1989.....	41
Tableau 4	Estimation des covariables au moyen du modèle de durée – Départs volontaires, 1989 .....	43
Tableau 5	Taux de probabilité ajusté avec et sans assurance-chômage.....	45

## *Liste des figures*

Figure 1	Contrainte budgétaire – Région caractérisée par un taux de chômage de 8 p. 100 (Horizon d'un an) .....	15
Figure 2	Contrainte budgétaire – Région caractérisée par un taux de chômage de 8 p. 100 (Horizon de deux ans).....	18
Figure 3	Forme prévue de la fonction du taux de probabilité – Régime d'assurance-chômage en vigueur en 1989.....	31
Figure 4	Taux d'insuccès empirique – Mises à pied saisonnières et non saisonnières, 1989 .....	31
Figure 5	Taux d'insuccès empirique – Départs volontaires, 1989 .....	32
Figure 6	Taux d'insuccès empirique – Mises à pied saisonnières, 1989 – Régions d'admissibilité maximale et autres régions.....	32
Figure 7	Taux d'insuccès empirique – Mises à pied non saisonnières, 1989 – Régions d'admissibilité maximale et autres régions.....	37
Figure 8	Probabilité de base – Mises à pied saisonnières, 1989 – Avec et sans effets de l'assurance-chômage .....	46
Figure 9	Probabilité de base – Mises à pied non saisonnières, 1989 – Avec et sans effets de l'assurance-chômage .....	46



## Résumé

Dans ce document, on se demande si le régime d'assurance-chômage peut avoir d'importantes incidences néfastes sur la durée des emplois saisonniers et non saisonniers. Cette distinction, dans le domaine des emplois, est faite pour des raisons de politique et de théorie. Divers groupes d'utilisateurs voudront peut-être attribuer différentes valeurs aux prestations d'assurance-chômage si ces dernières offrent des revenus de substitution au cours d'une période de non-emploi prévue à l'avance par rapport à une période non prévue de chômage. Toute preuve d'incidences importantes de l'assurance-chômage sur la durée des emplois aurait des répercussions sur les politiques touchant les emplois saisonniers et non saisonniers. Du point de vue théorique, on pourrait prédire qu'un nombre disproportionné de périodes d'emplois se termineraient juste au moment de la condition d'exercice. En outre, la probabilité qu'une période de travail se termine au cours d'une semaine donnée sera plus élevée au cours des semaines suivant la condition d'exercice par rapport aux semaines précédant la condition d'exercice. Étant donné que les travailleurs saisonniers prennent leurs décisions en matière d'emploi dans une perspective d'une année seulement, il est utile de faire une comparaison avec les structures de demandes de prestations provenant des employés non saisonniers afin de déterminer s'il y a des concentrations de périodes de travail au moment de la condition d'exercice et des admissibilités au maximum des prestations, et de voir si les risques de fins d'emplois augmentent pour toutes les semaines qui suivent le point de condition d'exercice.

Pour effectuer cette évaluation, notre approche est de nous servir des différences qui se sont manifestées, en 1989, dans le programme d'assurance-chômage, au sein des 48 régions, et de déterminer ainsi les incidences de l'assurance-chômage sur la durée des emplois. Nous utilisons un important échantillon d'emplois créés en 1989 en empruntant à l'Enquête sur l'activité (EA), où l'on trouve un échantillon important de travailleurs canadiens. Utilisant un modèle de risque choisi au hasard, nous estimons les effets de la condition d'exercice, l'admissibilité maximale et le maximum de points année qui varient selon les taux régionaux de chômage, ainsi que d'autres covariables. Nous constatons qu'il n'y a pas de preuve d'une incidence de la condition d'exercice sur la durée des emplois pour les emplois saisonniers. Cependant, il y a une importance statistique et économique très significative (le rapport est aussi fort que de 1 à 50) pour la durée des emplois saisonniers se terminant au point année maximum, au moment où les travailleurs sont admissibles à un nombre suffisant de semaines de prestations pour compléter le reste d'une période de 52 semaines. En outre, le plus haut niveau de probabilité de fins d'emplois se manifeste lorsque la durée de l'emploi a déjà dépassé le maximum des points année. Cela peut indiquer un ajustement important des emplois saisonniers au régime d'assurance-chômage. Pour les emplois non saisonniers, il y a également une preuve statistiquement évidente de concentrations de fins d'emplois au moment de condition d'exercice et du maximum des points d'admissibilité. Cependant, ces effets sont moindres en termes absolus, correspondant à des changements dans la probabilité des fins d'emplois de beaucoup moins de un pour cent.



## Introduction

Une des grandes questions que l'on s'est posée récemment dans les débats sur les régimes publics d'assurance-chômage est la suivante : le régime d'assurance-chômage canadien joue-t-il bien le rôle d'une assurance comme on le prétend? Certains chercheurs soutiennent qu'au Canada, l'assurance-chômage ressemble plus à un instrument (sans doute fort imparfait) de répartition qu'à une assurance au véritable sens du terme (voir le rapport de la Commission Macdonald et une partie de l'analyse de Green et Riddell (1993a) publiée dans le volume du *Journal of Labor Economics*). L'existence même de prestations spéciales pour les pêcheurs accorde du crédit à ce point de vue. Dans une certaine mesure cependant, il s'agit d'un problème empirique.

L'argument voulant que le régime canadien ne constitue pas vraiment un régime d'assurance dérive en partie de l'allégation que les personnes qui savent d'avance qu'elles vont perdre leur emploi ou qui prévoient une période de non-emploi réussissent à toucher des prestations. Pour ces personnes, les prestations d'assurance-chômage ne constituent pas une assurance dans le sens où elles les aident à traverser une période difficile. Pour les travailleurs saisonniers qui occupent uniquement des emplois saisonniers, peu importe l'existence ou la non-existence d'un régime d'assurance-chômage, les prestations peuvent effectivement constituer un transfert direct<sup>1</sup>. Peut-être, alors, serait-il bon de revoir la structure du régime à l'égard de tels travailleurs.

La possibilité que certaines personnes adaptent leur comportement afin d'exploiter le régime nous préoccupe cependant davantage. Pareille situation pourrait se produire si de plus en plus de personnes en venaient à adopter un travail saisonnier parce que, essentiellement, le régime subventionne ce type de travail. La même situation pourrait survenir lorsqu'une personne songe à quitter son emploi dans le seul but de recevoir des prestations. Il s'ensuivrait une répartition inefficace du travail. Dans le présent document, nous nous efforcerons de fournir les preuves à cet égard en examinant l'incidence de divers paramètres du régime sur la répartition des périodes d'emploi en 1989. Le régime d'assurance-chômage engendre une distorsion statistiquement révélatrice (mais pas toujours économiquement révélatrice) au niveau de la cessation d'emploi. Dans notre analyse, nous examinerons séparément le travail saisonnier et non saisonnier, d'une part parce que l'incidence théorique de l'assurance-chômage sur chaque groupe diffère, et d'autre part parce que l'analyse de la politique devrait être différente pour chaque groupe.

Un des objectifs de l'étude est de comprendre de quelle façon les grandes théories économiques permettent de prévoir l'incidence du régime d'assurance-chômage canadien sur la durée de l'emploi. Après avoir effectué les prévisions nécessaires, nous chercherons des preuves qui nous diront si ces prévisions se concrétisent ou non. Théoriquement, on devrait relever un nombre disproportionné de cessations d'emploi au point correspondant au nombre de

*Une des grandes questions que l'on s'est posée récemment dans les débats sur les régimes publics d'assurance-chômage est la suivante : le régime d'assurance-chômage canadien joue-t-il bien le rôle d'une assurance comme on le prétend? Certains chercheurs soutiennent qu'au Canada, l'assurance-chômage ressemble plus à un instrument de répartition qu'à une assurance au véritable sens du terme.*

<sup>1</sup> Il convient cependant de souligner qu'un tel transfert peut ne pas affecter les travailleurs si les prestations d'assurance-chômage plus élevées ne font que rétrécir l'écart de l'indemnité applicable à la nature saisonnière de l'emploi.

*...aucune preuve n'indique que la norme d'admissibilité influe sur la durée de l'emploi quand celui-ci débouche sur une mise à pied saisonnière, mais on observe un effet au point où les travailleurs atteignent le nombre exact de semaines de prestations qui leur permettrait d'achever la période de 52 semaines...*

semaines où le travailleur devient admissible aux prestations et à celui où il a droit au nombre maximal de semaines de prestations. Par ailleurs, lorsqu'une personne dispose d'une période de temps fixe dans laquelle répartir travail et loisirs (ce qui pourrait être le cas des travailleurs saisonniers), la théorie prévoit une plus grande concentration de cessations d'emploi au moment où la personne concernée devient admissible à des prestations suffisantes pour lui permettre de parvenir au terme de sa période de planification. Le travailleur se dit qu'au-delà de ce point, chaque semaine de travail supplémentaire réduit d'autant ses semaines de prestations jusqu'à la fin de la période planifiée (c'est-à-dire jusqu'au début de la nouvelle saison, dans le cas des travailleurs saisonniers). Si les travailleurs saisonniers planifient leurs activités en fonction d'une période fixe d'un an, comparativement aux travailleurs des autres secteurs dont la période de planification s'avère plus difficile à définir, les concentrations mentionnées précédemment devraient être manifestes pour le premier groupe mais pas pour le second. C'est pourquoi l'échantillon a été divisé entre travailleurs saisonniers et non saisonniers.

Soulignons que toutes les prévisions peuvent être obtenues au moyen d'un modèle simple de l'offre, comme on le fait couramment, ou au moyen d'un modèle incluant les décisions des entreprises. Le premier modèle a tendance à attribuer aux travailleurs la responsabilité des réactions abusives envers le régime, mais le régime canadien crée également de sérieux incitatifs au niveau des entreprises. Le type de réaction au régime d'assurance-chômage observé est vraisemblablement une réaction combinée des entreprises et des travailleurs à ces incitatifs.

Notre analyse empirique repose sur les données de la version 1988-1990 de l'Enquête sur l'activité (EA), vaste échantillon longitudinal de travailleurs canadiens incluant des renseignements détaillés sur les caractéristiques personnelles et professionnelles. Nous avons eu la chance d'accéder à une version de l'EA où le lieu de résidence correspond à la région de l'assurance-chômage de l'intéressé et non à la province. Puisque la valeur de certains paramètres de l'assurance-chômage dépend du taux de chômage dans la région de l'assurance-chômage, un tel codage géographique s'avère nécessaire à une analyse précise du régime canadien. Comme l'explique la partie théorique du document, une analyse méticuleuse exige également la répartition des données entre travail saisonnier et travail non saisonnier. Puisque l'EA n'inclut aucune variable pour le travail saisonnier, nous nous sommes servis des raisons mentionnées pour expliquer la cessation d'emploi et avons analysé séparément les emplois qui se terminent ou non par une mise à pied saisonnière. En vertu d'une telle taxonomie, les départs volontaires créent des complications dont nous traitons dans le présent document.

Les principales conclusions tirées de l'exercice sont les suivantes. En premier lieu, aucune preuve n'indique que la norme d'admissibilité influe sur la durée de l'emploi quand celui-ci débouche sur une mise à pied saisonnière, mais on observe un effet au point où les travailleurs atteignent le nombre exact de semaines de prestations qui leur permettrait d'achever la période de 52 semaines, c'est-à-dire au point  $H_{mxyr}$ , et au cours des semaines subséquentes. Selon une série d'estimations, près d'un emploi saisonnier sur 20 prend fin au point  $H_{mxyr}$  en raison des incitatifs du régime. Les effets du régime sont également manifestes au niveau des emplois qui se terminent par une mise à pied non saisonnière ou un départ volontaire. Toutefois, en termes absolus (à savoir, par rapport au

nombre d'emplois en cours en 1989), ces effets paraissent minimes. Par conséquent, si on détient les preuves que certaines personnes, comme le veut la croyance populaire, adaptent leur comportement en fonction du régime d'assurance-chômage (c'est-à-dire n'utilisent pas le régime comme une assurance), les estimations donnent à penser que cet effet n'est guère important pour les travailleurs non saisonniers. Point plus important, rien n'indique vraiment que la norme d'admissibilité est le paramètre auquel on devra porter attention lorsqu'on étudiera l'utilisation du régime à d'autres fins qu'une assurance.

Le présent document est divisé en cinq parties. Dans la première partie on décrit le régime d'assurance-chômage canadien tel qu'il existait en 1989. Cette description est nécessaire si on veut comprendre l'analyse des effets potentiels du régime ainsi que l'approche empirique retenue et ses résultats. Dans la deuxième partie, il est question de l'incidence potentielle du régime d'assurance-chômage sur la durée de l'emploi en vertu de trois modèles théoriques. Dans la troisième partie on examine en détail les données. La quatrième dévoile la méthode empirique et les résultats. Enfin, la dernière partie regroupe les conclusions et récapitule l'analyse.



## 1. Le régime d'assurance-chômage en 1989

*Des conditions particulières s'appliquaient aux réitérants (bénéficiaires fréquents) et aux personnes arrivant sur le marché du travail.*

Le régime d'assurance-chômage de 1989 peut être caractérisé grâce à quelques paramètres primaires : le taux des prestations, la norme d'admissibilité, les paramètres relatifs au calcul du nombre de semaines d'admissibilité et ceux qui concernent l'exclusion. Puisque nous cherchons surtout à déterminer l'influence du régime sur la durée de l'emploi, les paramètres de la norme d'admissibilité et du calcul du nombre de semaines d'admissibilité sont ceux qui présentent le plus d'intérêt. Plusieurs de ces paramètres varient avec le taux de chômage dans la région de l'assurance-chômage où vit le prestataire. À l'exception de l'Île-du-Prince-Édouard, ces régions correspondent à des zones géographiques sous-provinciales. On comptait 48 régions de ce genre en 1989 et dans chacune d'elles, les mêmes paramètres fondamentaux s'appliquaient à tous les travailleurs.

Pour recevoir des prestations d'assurance-chômage, une personne devait avoir travaillé durant au moins un nombre précis de semaines dans un emploi admissible au cours de la période d'admissibilité, c'est-à-dire les 52 semaines précédant directement la présentation d'une demande ou le laps de temps écoulé depuis le début de la demande la plus récente, la période la plus courte s'appliquant. Par emploi admissible, on entendait un emploi d'au moins 15 heures de travail par semaine où l'intéressé gagnait au moins 20 p. 100 de la rémunération assurable minimale par semaine. Le travail autonome et le bénévolat ou le travail familial non rémunéré n'ouvraient pas droit aux prestations. La norme d'admissibilité du régime variait avec le taux de chômage régional de la façon suivante :

<u>Taux de chômage régional (en pourcentage)</u>	<u>Nombre minimum de semaines ouvrant droit aux prestations</u>
6,0 ou moins	14
6,1 à 7,0	13
7,1 à 8,0	12
8,1 à 9,0	11
plus de 9,0	10

Des conditions particulières s'appliquaient aux réitérants (bénéficiaires fréquents) et aux personnes arrivant sur le marché du travail. Les entrants (parfois appelés rentrants), c'est-à-dire les personnes ayant travaillé moins de 14 semaines admissibles au cours des 52 semaines précédant la période d'admissibilité, devaient garder leur emploi pendant 20 semaines au moins avant de pouvoir réclamer des prestations. L'admissibilité des réitérants, à savoir les personnes qui avaient touché des prestations durant la période d'admissibilité de la nouvelle demande, était déterminée au moyen d'une formule dans laquelle intervenaient le taux de chômage de la région d'assurance-chômage et le nombre de semaines durant lesquelles des prestations avaient été perçues. La norme d'admissibilité des réitérants variait de 10 semaines (pour ceux venant de régions où le taux de chômage dépassait 11,5 p. 100, peu importe le montant des prestations reçues) à 20 semaines (pour les prestataires des régions où le taux de chômage

était inférieur à 6 p. 100 et qui avaient touché 20 semaines ou plus de prestations durant la période d'admissibilité)<sup>2</sup>.

Pour une personne admissible aux prestations d'assurance-chômage, le nombre de semaines ouvrant droit aux prestations était calculé en trois étapes :

- 1) Phase I : période de prestations initiales, à raison d'une semaine de prestations par semaine de travail assurable, jusqu'à concurrence de 25 semaines;
- 2) Phase II : période de prestations complémentaires pour la catégorie, à raison d'une semaine de prestations supplémentaires par période de deux semaines de travail assurables au-delà de 26 semaines, jusqu'à concurrence de 13 semaines;
- 3) Phase III : période de prestations complémentaires pour une région, à raison de deux semaines de prestations par demi-pour cent de taux de chômage régional au-dessus de 4 p. 100, jusqu'à concurrence de 32 semaines.

La durée maximale des prestations pour les trois périodes était de 50 semaines. Si on ajoute à cela le délai de deux semaines durant lequel il n'y a aucun versement, la durée totale de la demande s'établit à 52 semaines. La période d'attente de deux semaines pouvait être prolongée jusqu'à un maximum de six semaines pour les personnes quittant leur emploi sans motif raisonnable (le nombre de semaines de prestations diminuait alors d'autant sans qu'il y ait de versement au cours de cette période). La durée de la pénalité pour départ volontaire était discrétionnaire.

À l'époque, le taux des prestations correspondait à 60 p. 100 de la rémunération hebdomadaire moyenne durant la période d'admissibilité jusqu'à concurrence de la rémunération hebdomadaire maximale, les prestations demeurant au même montant par la suite. Il est important que les prestations reposent sur la rémunération hebdomadaire plutôt qu'horaire, car ainsi les travailleurs peuvent accroître leurs prestations en travaillant davantage durant la semaine, à un salaire donné.

Dans le contexte d'un tel régime, le taux de chômage régional de 11,5 p. 100 constitue un véritable point de démarcation. En effet, dans les régions où le taux de chômage dépasse ce point, le nombre de semaines admissibles en vertu de la période de prestations complémentaires pour la région atteint un maximum (32), alors que la norme d'admissibilité se trouve à son minimum (10) et que les dispositions relatives aux réitérants ne s'appliquent plus. Par conséquent, une fois passé ce seuil, la fluctuation du taux de chômage n'a aucun effet sur les paramètres principaux du régime. C'est pourquoi nous avons appelé ces régions « régions d'admissibilité maximale ».

---

<sup>2</sup> La formule complète apparaît dans Dingleline (1981), annexe 1. Nous l'utilisons pour calculer la norme d'admissibilité des personnes qualifiées de réitérants dans l'ensemble de données.



## 2. Modèles théoriques

*Nous débuterons par le modèle statique de l'offre de main-d'œuvre, car c'est lui qui expose le plus clairement les effets potentiels du régime.*

Dans cette partie, nous examinerons l'incidence du régime d'assurance-chômage décrit précédemment sur les décisions relatives à l'emploi dans le cadre de trois grands modèles théoriques : les modèles statiques de l'offre de main-d'œuvre, les modèles de recherche et les modèles à convention implicite. Les conclusions de l'analyse sont récapitulées à la fin de la présente partie. Nous débuterons par le modèle statique de l'offre de main-d'œuvre, car c'est lui qui expose le plus clairement les effets potentiels du régime.

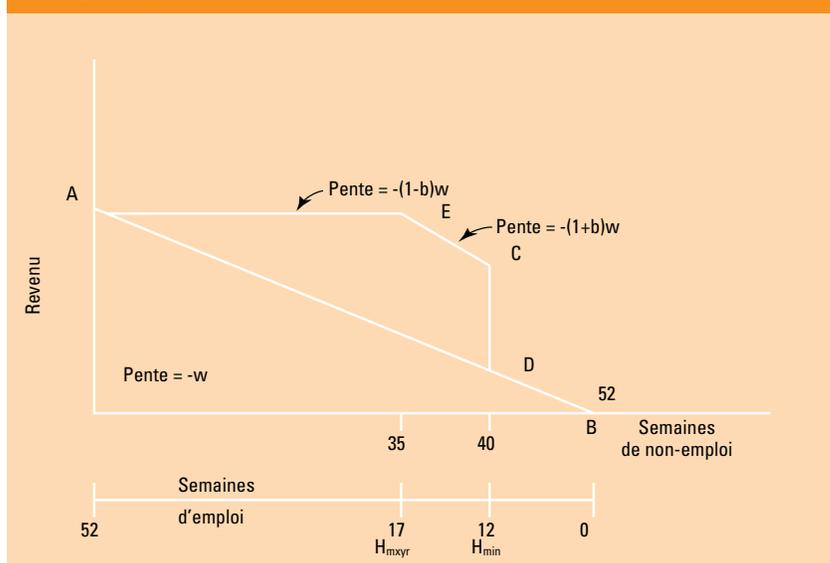
Supposons qu'une personne doive déterminer la combinaison du nombre de semaines de travail et du niveau de consommation qu'elle préfère pour une période donnée (p. ex. un an). Selon le modèle statique de l'offre de main-d'œuvre, cette personne parviendra à une telle décision en maximisant son utilité par rapport à une contrainte budgétaire. Le modèle est statique en ce sens que la période indiquée constitue le seul facteur à intervenir : il n'existe pas de raison d'économiser, ni aucune possibilité de consommer plus que le revenu réalisé durant cette période ou d'acquérir la formation nécessaire pour que la situation change lors des périodes subséquentes. La préférence de l'intéressé correspond à  $U(C,L)$ , où  $C$  représente le niveau de consommation général,  $L$  le nombre de semaines de loisirs et  $U(.,.)$  la fonction d'utilité qui permet au sujet d'évaluer toutes les combinaisons de  $C$  et  $L$  d'après leur utilité. On présume qu'une hausse de  $C$  et de  $L$  augmente l'utilité.

L'autre grand facteur qui influera sur la décision de l'intéressé est la contrainte budgétaire. Celle-ci détermine la combinaison de  $C$  et  $L$  que l'intéressé peut se permettre étant donné sa rémunération  $w$ , son revenu non salarial en dehors des prestations d'assurance-chômage et ses prestations éventuelles, telles qu'établies par les paramètres du régime. La période sur laquelle porte la décision joue un rôle capital dans l'établissement de la contrainte budgétaire. À notre connaissance, toutes les analyses empiriques antérieures du régime portant sur les effets de la contrainte budgétaire supposaient une période d'un an.

Pour vérifier les effets d'une telle hypothèse, prenons une personne qui n'a jamais réclamé de prestations d'assurance-chômage et qui travaille depuis au moins deux ans (donc qui ne peut être qualifiée ni de réitérant, ni d'entrant), et qui habite dans une région d'assurance-chômage où le taux de chômage atteint 8 p. 100. Supposons maintenant que cette personne envisage une période d'un an. La contrainte budgétaire applicable apparaît à la figure 1. On présume que l'intéressé ne reçoit aucun revenu non salarial à l'exception des éventuelles prestations d'assurance-chômage. Remarquons que chaque semaine de l'année peut être soit vendue comme travail, soit achetée comme loisirs; il n'existe pas de semaines de travail à temps partiel. Si on compte  $L$  semaines de loisirs durant l'année, restent  $H=52-L$  semaines de travail. À la figure 1, les semaines de travail sont indiquées de droite à gauche ( $H=0$  quand  $L=52$ ).  $H_{min}$  correspond au nombre de semaines de la norme d'admissibilité et  $AB$ , à la contrainte budgétaire en l'absence d'assurance-chômage. Si la personne en question travaille moins de  $H_{min}$  semaines, son niveau de consommation se limite au salaire qu'elle gagne, qui est identique à la somme reçue en l'absence de prestations d'assurance-

chômage. À  $H_{min}$  semaines, l'intéressé devient admissible à l'assurance-chômage et la contrainte budgétaire augmente d'une valeur égale aux prestations qu'il pourrait recevoir à ce moment spécifique. Dans notre exemple,  $H_{min}=12$ . La personne concernée a donc droit à 12 semaines de prestations de la phase I décrite plus haut. En raison du taux de chômage, la même personne a droit à 16 semaines complémentaires en vertu de la phase III, ce qui donne un total de 28 semaines. Si le salaire hebdomadaire de l'intéressé est inférieur au maximum établi, la contrainte budgétaire augmente de  $0,6*w*28$ . Donc, si cette personne a travaillé 12 semaines durant l'année, son revenu total (son niveau de consommation, en supposant l'absence d'économies) s'établit à  $12*w+0,6*w*28$ . Tel est son budget à 12 semaines.

**Figure 1**  
**Contrainte budgétaire**  
**Région caractérisée par un taux de chômage de 8 p. 100**  
**Horizon d'un an**



Durant les semaines suivant  $H_{min}$ , chaque nouvelle semaine de travail rapportera  $1,6*w$ , car le travailleur ne réalisera pas seulement sa rémunération hebdomadaire mais aussi le droit à une semaine de prestations supplémentaires en vertu de la phase I. Au bout de 17 semaines, le travailleur est admissible à 33 semaines de prestations. Lorsqu'on y ajoute la période d'attente de deux semaines, le nombre de semaines travaillées et le nombre de semaines de prestations éventuelles totalisent 52. Avec un horizon d'un an, l'intéressé reconnaît que chaque semaine de travail au-delà de ce point lui assure une semaine de salaire supplémentaire, mais le prive d'une semaine de prestations durant le temps qu'il lui reste jusqu'à la fin de la période d'un an. À compter de 17 semaines, la contrainte budgétaire a donc une pente de  $(1-0,6)*w$ . Les points au-delà desquels le travailleur est pénalisé pour son travail en raison des prestations perdues durant la période fixée, comme celui de 17 semaines dans notre exemple, correspondent à un point maximum et apparaissent comme  $H_{mxyr}$  dans toutes les figures.

Une personne choisira le point de la contrainte budgétaire qui lui garantit une utilité maximale. Sous forme de diagramme, on représente l'utilité individuelle

par des courbes d'indifférence, c'est-à-dire une courbe reliant toutes les combinaisons de  $C$  et  $L$  donnant le même niveau d'utilité. Plus la courbe d'indifférence est éloignée de l'origine, plus le niveau d'utilité est élevé. La solution du problème consiste donc à trouver à quel endroit la plus haute courbe d'indifférence effleure la contrainte budgétaire. Lorsqu'on compare la contrainte budgétaire sans assurance-chômage (ligne  $AB$  de la figure 1) à la contrainte budgétaire avec assurance-chômage, on constate que l'introduction du régime modifie la contrainte de telle sorte que les intéressés pourraient choisir une autre combinaison de  $C$  et  $L$  afin de parvenir au niveau d'utilité le plus élevé. Ce changement résulte des incitatifs inhérents au régime, qui modifient la forme de la contrainte budgétaire. Les incitatifs créés par la contrainte budgétaire sont simples et ont été analysés dans de nombreux articles et ouvrages (Mortensen, 1990, Phipps, 1990 et 1991, Moffitt et Nicholson, 1982, Gunderson et Riddell, 1993).

Le relèvement de la contrainte budgétaire à  $H_{min}$  semaines encourage les personnes qui ne travailleraient pas du tout ou travailleraient moins de  $H_{min}$  semaines en l'absence d'assurance-chômage, à augmenter le nombre de leurs semaines de travail (ou les incite à travailler) suffisamment pour recevoir des prestations. Entre 12 et 17 semaines, deux effets se compensent : d'une part, le relèvement de la contrainte budgétaire attribuable au paiement des prestations d'assurance-chômage modifie le revenu, ce qui amène les travailleurs à réduire le nombre de leurs semaines de travail s'ils font un usage normal des loisirs (en d'autres termes, les travailleurs peuvent consacrer plus de temps aux loisirs car ils touchent une indemnité); d'autre part, la plus forte pente de la contrainte budgétaire résultant de l'effet combiné du salaire et de l'augmentation du nombre de semaines admissibles crée un effet de substitution dont la conséquence est une hausse du nombre de semaines de travail (c'est-à-dire, ne pas travailler durant cette période s'avère plus coûteux, car une semaine de travail supplémentaire rapporte plus que le salaire hebdomadaire). Entre ces deux points, l'effet net est incertain. Au-delà de 17 semaines, l'effet des prestations d'assurance-chômage sur le revenu et l'effet de substitution induit par la réduction du salaire net ont une incidence négative sur le nombre de semaines travaillées. Durant cette période, l'intéressé estime qu'il gagnera moins à travailler, car pour chaque semaine de travail supplémentaire, il touchera son salaire hebdomadaire mais perdra une semaine de prestations dont il aurait pu profiter.

Quelques remarques s'imposent sur l'usage d'un modèle statique de l'offre de main-d'œuvre. En premier lieu, il est important de se rappeler qu'il s'agit d'un modèle purement lié à l'offre. Les particuliers peuvent choisir un nombre de semaines de loisirs, donc fixer le nombre de semaines d'offre de main-d'œuvre, comme ils l'entendent, sans restriction. Il n'y a aucune incertitude quant au nombre de semaines de travail, le chômage est volontaire. Deuxièmement, le modèle est entièrement statique. Ainsi, ne tient-il pas compte du coût à long terme des semaines de loisirs supplémentaires prises durant la période analysée, par exemple l'effritement des compétences ou la mauvaise impression laissée aux futurs employeurs en ce qui concerne l'attitude au travail. En troisième lieu, en rapport avec les deux points qui précèdent, on ignore exactement quel rôle l'assurance-chômage devrait jouer dans un tel système, outre celui d'un transfert pur : en effet, l'absence d'incertitude au niveau de l'emploi ne justifie pas la mise en vigueur d'un régime d'assurance et, le modèle étant statique, il n'est pas

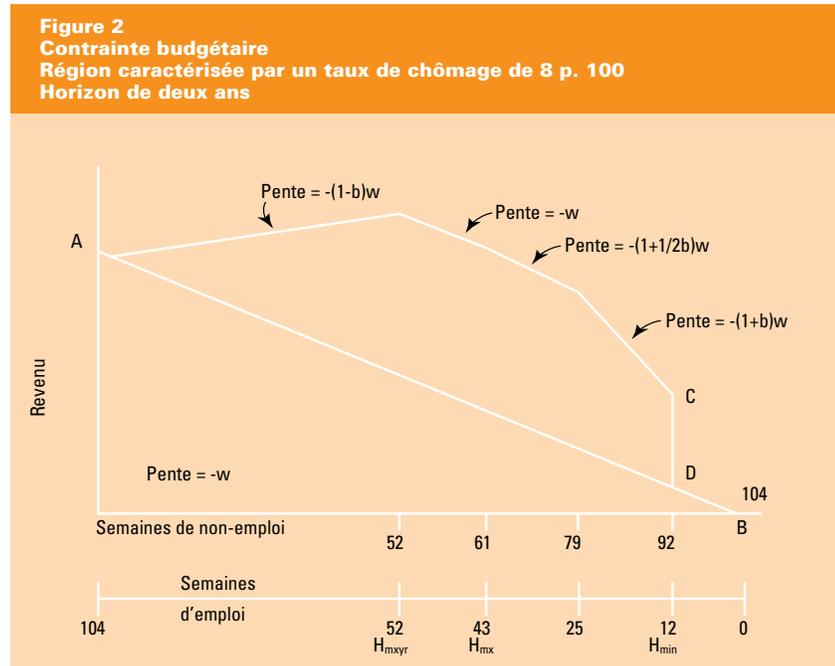
nécessaire d'aider les particuliers aux prises avec des problèmes d'emprunt. En dépit des remarques qui précèdent, le modèle reste efficace et utile lorsqu'il s'agit de résumer les incitatifs inhérents au régime. Lorsqu'on l'utilise, le risque subsiste néanmoins qu'on prenne le modèle pour une représentation du monde et qu'on jette entièrement le blâme sur le travailleur pour la façon dont le marché du travail réagit à ces variables. Nous reviendrons à cet aspect plus loin.

De quelle façon peut-on prévoir la durée d'un emploi au moyen d'un tel modèle? Comme nous l'avons vu, les incitatifs du système amènent certaines personnes à augmenter le nombre de leurs semaines de travail durant l'année dans l'espoir de devenir admissibles aux prestations d'assurance-chômage. Ces personnes devraient donc travailler exactement  $H_{min}$  semaines (puisque leur seul but est d'être admissibles aux prestations). De plus, l'effet sur le revenu (le fait qu'on verse une indemnité pour le temps consacré aux loisirs) conduira certaines personnes, qui auraient normalement travaillé plus de  $H_{min}$  semaines en l'absence de régime d'assurance-chômage, à raccourcir leur année de travail. Ces personnes ne travailleront pas moins de  $H_{min}$  semaines cependant, car dans ce cas elles n'auraient pas droit aux prestations. Un certain nombre de personnes qui travailleraient plus de  $H_{min}$  semaines en l'absence d'un régime d'assurance-chômage interrompront donc leur année de travail exactement à  $H_{min}$  semaines. Pour ces raisons, on pourrait s'attendre à voir un nombre disproportionné d'emplois se terminer exactement à  $H_{min}$  semaines. Nous appellerons un tel regroupement une crête.

Outre la crête à  $H_{min}$  semaines, on peut effectuer plusieurs autres prévisions. Tout d'abord, on pourrait s'attendre à ce que très peu d'emplois prennent fin juste avant la norme d'admissibilité, à  $H_{min}-1$  semaines par exemple. En effet, tant et aussi longtemps que le travail n'est pas très bien rémunéré, le gain réalisé par une semaine supplémentaire de travail (accès à 28 semaines de prestations d'assurance-chômage dans notre exemple) devrait largement compenser la désutilité d'une semaine additionnelle de labeur. En second lieu, en raison de l'effet sur le revenu dont nous avons déjà parlé, plus d'emplois prendront fin au-delà du point  $H_{min}$  qu'en l'absence d'un régime d'assurance-chômage. Par conséquent, non seulement observera-t-on un regroupement des cessations d'emploi à  $H_{min}$ , mais bon nombre d'emplois qui dureraient plus longtemps en d'autres circonstances seront abrégés par les travailleurs qui souhaitent profiter dans une certaine mesure de ces loisirs rémunérés. Enfin, les effets sur le revenu et l'effet de substitution mentionnés plus tôt inciteront les personnes qui travailleraient normalement plus de 17 semaines à abréger la durée de leur emploi dans notre exemple. Un certain nombre de travailleurs pourraient donc interrompre leurs activités au point  $H=17$  et un autre groupe au point  $H_{mxyr}$ . La figure 2 indique la proportion prévue d'emplois se terminant au cours de chaque semaine possible de l'année.

L'analyse empirique qui suit repose sur les taux de probabilité. Le taux de probabilité d'une semaine quelconque correspond à la probabilité qu'un emploi prenne fin au bout de  $x$  semaines, pourvu que l'emploi ait duré au moins  $x$  semaines. Ainsi, le taux de probabilité à  $H_{min}$  semaines est-il égal au nombre d'emplois ayant duré exactement  $H_{min}$  semaines divisé par le nombre d'emplois ayant duré  $H_{min}$  semaines, ou plus. Cette méthode donne des résultats identiques à la déter-

mination de la proportion d'emplois prenant fin au bout d'un nombre quelconque de semaines, mais donne lieu à quelques-unes des propriétés empiriques intéressantes dont il est question plus loin. Le taux de probabilité prévu au moyen du modèle statique de l'offre de main-d'œuvre pour une période d'un an assume essentiellement la forme qui apparaît à la figure 2.



Prenons maintenant le même travailleur dans la même région mais pour une période de deux ans. Dans notre exemple, nous supposerons que l'emploi est continu, ce qui élimine la possibilité de plusieurs périodes de chômage visant à maximiser les prestations. Un travailleur qui divise la durée de son emploi de cette façon adopte en réalité une période de planification plus courte. La contrainte budgétaire de la nouvelle situation est illustrée à la figure 2. Comme cela s'est produit à la figure 1, la contrainte budgétaire se relève à  $H_{min} = 12$  semaines. Néanmoins, l'intéressé n'est plus soumis à la contrainte qui l'obligeait à utiliser les semaines de prestations auxquelles il a droit avant la fin de l'année, donc la pente de la courbe ne change pas à 17 semaines. Le travailleur préfère continuer à toucher son salaire hebdomadaire et cumuler ses semaines de prestations jusqu'à 25, point où prend fin la phase I du régime. Au cours des semaines subséquentes, le travailleur gagne son salaire hebdomadaire et devient admissible à des semaines de prestations complémentaires au taux inférieur de la phase III, c'est-à-dire à raison d'une semaine de prestations pour deux semaines travaillées. À la 43<sup>e</sup> semaine, si les semaines complémentaires pour la région s'appliquent, l'intéressé aura droit au maximum de semaines de prestations, soit 50.

À compter de ce moment, chaque semaine de travail additionnelle ne rapportera que  $w$ , les prestations pour la période ne pouvant augmenter davantage. Comme on l'avait constaté dans l'exemple précédent, la courbe de la contrainte budgétaire présente une anomalie au point où le travailleur réalise qu'au-delà d'un certain nombre de semaines (52 dans le cas présent), chaque semaine de travail

additionnelle constitue en fait une semaine de prestations de moins durant la période examinée. Par conséquent,  $H_{mxyr}$  correspond ici à 52.

Comme cela se produit avec la période d'un an, les incitatifs liés à la contrainte budgétaire de la figure 2 conduisent à penser qu'on devrait noter une crête dans la durée de l'emploi à chaque point correspondant à une variation de la contrainte budgétaire. Le taux de probabilité de l'emploi devrait donc révéler une crête à 12, 25, 43 et 52 semaines. Le point capital est qu'à l'exception de l'effet créé par la norme d'admissibilité, les crêtes que devrait révéler la courbe de probabilité associée à l'emploi dans cet exemple diffèrent de celles qui sont relevées dans l'exemple précédent. Il est troublant que cette variation résulte entièrement d'une modification de la période de planification hypothétique, soit d'un facteur impossible à observer, même si on sait qu'il existe et que son application est uniforme.

Les deux cas précédents, à savoir la période d'un an et celle de deux ans, supposent une période d'attente de deux semaines. Ce délai signifie qu'une personne travaillant 51 ou 52 semaines dans l'année (horizon d'un an) connaît la même contrainte budgétaire, avec ou sans régime d'assurance-chômage. L'assertion est exacte, car les personnes qui quittent leur emploi au bout de 51 semaines passeront le reste de l'année à attendre les prestations et ne les recevront pas avant la fin de l'année. Tel qu'indiqué précédemment, la période d'attente des personnes qui quittent leur emploi sans motif valable pouvait être prolongée jusqu'à un maximum de six semaines en 1989. Avec la pénalité maximale, la crête correspondant à  $H_{mxyr}$  survient donc six semaines plus tôt. Les départs volontaires devraient donc être traités différemment des mises à pied.

La difficulté est que la pénalité relative au départ volontaire varie de zéro à six semaines. Rien dans les données qui sont à notre disposition ne permet de deviner la sanction qui a été imposée dans chaque cas. De plus, les travailleurs eux-mêmes ignorent quelle pénalité ils devront accepter avant de se rendre au bureau d'assurance-chômage. Par conséquent, même si nous connaissions la pénalité imposée, les travailleurs pourraient quitter leur emploi en fonction d'un calcul tout à fait différent.

L'analyse empirique qui suit fait donc une distinction entre les départs volontaires et les mises à pied. Soulignons que les départs volontaires ne modifient pas l'emplacement de la variation associée à la norme d'admissibilité sur la courbe et n'agissent pas sur le point où le nombre de semaines admissibles atteint son maximum.

Les modèles de recherche permettent d'analyser les effets du régime sur la durée de l'emploi sous un angle différent. Ces modèles se distinguent du modèle statique de l'offre de main-d'œuvre en ce sens que les décisions des intéressés ne portent pas sur une période prédéterminée. Les travailleurs modifient plutôt leurs décisions de semaine en semaine, en fonction des données dont ils disposent. Les décisions doivent être réexaminées chaque semaine car, contrairement à ce qui se produit avec le modèle statique, le modèle de recherche intègre un élément d'incertitude. Dans le modèle le plus simple correspondant à notre problème, les observations débutent immédiatement au moment où une personne trouve un emploi qui lui rapporte chaque semaine le salaire  $w$ . Pour chaque semaine subséquente, cette personne doit décider si elle garde son emploi ou non. Elle

*Certaines personnes qui, en l'absence d'un régime d'assurance-chômage, décideraient de mettre fin à leur emploi avant  $H_{min}$  semaines pourraient choisir d'en prolonger la durée afin d'être admissibles aux prestations.*

parvient à cette décision en comparant l'utilité de garder l'emploi actuel le reste de sa vie à l'utilité de le quitter pour en chercher un autre tout en touchant des prestations d'assurance-chômage. Au départ, la meilleure option du travailleur consiste à garder son emploi. La chose est évidente puisque c'est lui qui décide d'accepter cet emploi. Au cours de chaque semaine suivante cependant, de nouvelles données peuvent surgir et l'amener à changer d'opinion sur l'utilité de l'emploi. Un recul de la demande pour les produits de l'entreprise, par exemple, pourrait entraîner une réduction de salaire, ce qui pourrait convaincre le travailleur d'abandonner son emploi.

Un régime d'assurance-chômage assorti d'une norme d'admissibilité peut influencer directement sur la durée prévue de l'emploi dans un tel modèle. Supposons qu'une personne doit décider si elle quittera son emploi avant  $H_{min}$  semaines. La valeur de l'option non-emploi repose sur l'utilisation des économies éventuelles accumulées par le travailleur et la valeur accordée à la recherche d'un nouvel emploi durant la période de chômage (qui dépend des espoirs du travailleur quant à la découverte d'un emploi plus rémunérateur). Si la même personne prend la même décision une semaine après  $H_{min}$ , à la valeur du non-emploi s'ajoutent les prestations d'assurance-chômage auxquelles elle a désormais droit. La valeur de l'option non-emploi augmentant après  $H_{min}$ , on pourrait donc s'attendre à ce qu'un plus grand nombre d'emplois prennent fin après  $H_{min}$  semaines. Certaines personnes qui, en l'absence d'un régime d'assurance-chômage, décideraient de mettre fin à leur emploi avant  $H_{min}$  semaines pourraient choisir d'en prolonger la durée afin d'être admissibles aux prestations. Tout comme pour le modèle statique de l'offre de la main-d'œuvre, on pourrait donc s'attendre à observer une crête au point  $H_{min}$  et à ce que la probabilité que l'emploi prenne fin soit plus élevée après  $H_{min}$  semaines. Pour des raisons similaires à celles que l'on évoque avec le modèle statique, on pourrait également s'attendre à observer une crête à  $H_{mx}$  semaines, soit au nombre de semaines de travail qui ouvre droit au plus grand nombre de prestations. Le modèle ne permet cependant pas de prévoir une crête au point  $H_{mxyr}$ . De fait, quand on ne fixe aucune période précise pour la prise d'une décision, le point  $H_{mxyr}$  semble disparaître.

Enfin, on analyse les effets du régime d'assurance-chômage au moyen d'un modèle à convention implicite. Dans les deux modèles qui précèdent, le travailleur est le seul à intervenir dans la décision de quitter son emploi. Un modèle intégrant les décisions de l'entreprise paraît plus plausible, surtout dans un système où c'est l'entreprise qui signale le départ du travailleur aux services responsables de l'assurance-chômage.

Supposons donc un modèle en vertu duquel une entreprise locale utilise un bassin fixe de  $N$  travailleurs envisageables. L'entreprise œuvre dans un milieu instable où la demande pour son produit peut augmenter ou diminuer durant l'année. On connaît la valeur moyenne et la variation de la demande, mais pas la valeur exacte que celle-ci prendra au cours d'une année donnée. L'entreprise dresse un plan pour chaque niveau de demande probable. On estime que le stock de capital de l'entreprise est fixe, mais que cette dernière peut s'adapter à une fluctuation de la demande en modifiant le salaire hebdomadaire  $w$ , le nombre de semaines de travail par année  $H$  des employés et le nombre d'employés  $L$ .

On présume au départ que les techniques de production permettent à l'entreprise de s'adapter à une fluctuation de la demande en modifiant indifféremment le nombre de semaines de travail par employé ou le nombre d'employés. Il ne s'agit cependant pas d'un modèle simple de la demande : tout ajustement effectué par l'entreprise doit tenir compte des préférences des  $N$  travailleurs envisageables. Plus précisément, on suppose que les travailleurs ont accès à d'autres possibilités que travailler pour l'entreprise en question, possibilités qui leur assurent un degré d'utilité  $U^*$ . Afin de disposer d'un bassin de main-d'œuvre suffisant pour la production, l'entreprise doit faire en sorte que tous ses choix permettent à ses employés de parvenir à un degré d'utilité au moins égal à  $U^*$ . Par conséquent, les employés et l'entreprise concluent une convention (on suppose qu'elle est implicite dans les industries non syndicalisées) établissant  $w$ ,  $H$  et  $L$  pour tous les niveaux possibles. La convention est formulée de telle sorte que l'entreprise peut maximiser ses bénéfices pourvu que les employés atteignent un degré d'utilité au moins égal à  $U^*$ . La convention est établie avant que le niveau de la demande soit connu. Par la suite, l'entreprise et les travailleurs respectent la partie pertinente de la convention.

Il convient de souligner qu'avec ce modèle normalisé, si l'entreprise reste indifférente au risque alors que les employés tentent de l'éviter, la convention peut dans une certaine mesure faire office d'assurance. On se rappellera qu'un ajustement de  $L$  ou de  $H$  ne fait aucune différence pour l'entreprise. Il n'en va pas de même cependant pour les travailleurs : les ajustements apportés à  $L$  (mises à pied) débouchent sur une plus grande variation de la consommation, donc beaucoup plus d'incertitude. Essentiellement, les travailleurs seraient prêts à accepter une baisse de salaire pour que seul  $H$  soit modifié. L'entreprise acceptera donc de ne pas effectuer de mises à pied en échange d'une réduction de salaire, l'une ou l'autre solution lui convenant pareillement.

Qu'arrive-t-il lorsqu'un régime réaliste d'assurance-chômage se greffe au modèle? Tout d'abord, on constate que pour un salaire donné et une convention d'une durée fixe, par exemple un an, la contrainte budgétaire des travailleurs est la même que celle du modèle statique de l'offre de main-d'œuvre. Essentiellement, les contraintes et les préférences des travailleurs examinées dans le modèle de l'offre de main-d'œuvre réapparaissent dans le genre de convention envisagé ici. Ainsi, supposons-nous que pour une demande donnée, l'entreprise doive choisir entre embaucher des travailleurs pour  $H_{min}$  semaines ou  $H_{min}-1$  semaines. Dans les deux cas, les travailleurs doivent atteindre le degré d'utilité  $U^*$ . Dans le premier, certains toucheront des prestations d'assurance-chômage en plus de leur salaire, mais pas dans le second.

Par conséquent, l'entreprise devrait verser aux travailleurs engagés pour  $H_{min}-1$  semaines un salaire hebdomadaire plus élevé que celui des travailleurs dont on aura retenu les services pour  $H_{min}$  semaines, afin de les indemniser pour les prestations d'assurance-chômage non reçues. Dans l'exemple utilisé avec le modèle statique de l'offre de main-d'œuvre, où une personne a droit à 28 semaines de prestations dès qu'elle respecte la norme d'admissibilité, le salaire payé aux travailleurs qui ne touchent pas de prestations devrait être sensiblement plus élevé. Les incitatifs qui s'appliquaient aux travailleurs en raison de la contrainte budgétaire du modèle statique sont donc valables pour l'entreprise.

*Le régime d'assurance-chômage permet aux travailleurs saisonniers de toucher une indemnité lorsqu'ils ne travaillent pas, ce qui réduit dans une certaine mesure la prime que doit verser l'entreprise pour attirer de la main-d'œuvre.*

Le modèle à convention implicite prévoit donc des crêtes aux mêmes endroits que le modèle statique, y compris au point  $H_{mxyr}$  correspondant de la période de la convention.

Le modèle à convention implicite permet de tirer plusieurs autres conclusions intéressantes. Tout d'abord, comme l'avaient mentionné Feldstein (1976) et d'autres, un régime d'assurance-chômage sans taux particuliers amène les entreprises non saisonnières à subventionner les industries saisonnières. En l'absence d'assurance-chômage, les entreprises saisonnières seraient contraintes de verser un salaire hebdomadaire plus élevé à leurs employés, pour compenser le fait qu'ils ne travaillent qu'une partie de l'année. Sans cela, elles ne pourraient concurrencer les offres des entreprises non saisonnières, donc verraient leur bassin de main-d'œuvre disparaître<sup>3</sup>.

Le régime d'assurance-chômage permet aux travailleurs saisonniers de toucher une indemnité lorsqu'ils ne travaillent pas, ce qui réduit dans une certaine mesure la prime que doit verser l'entreprise pour attirer de la main-d'œuvre. Puisque les entreprises saisonnières n'ont rien à payer pour utiliser le régime de cette façon, les entreprises non saisonnières qui ne font pas un si grand usage de l'assurance-chômage subventionnent les premières en les autorisant à verser un salaire inférieur à ce qu'il devrait être. Théoriquement, un régime d'assurance-chômage sans taux particuliers pourrait déséquilibrer la structure industrielle.

Une deuxième conclusion est qu'un régime d'assurance-chômage assorti d'une norme d'admissibilité pourrait inciter les entreprises à effectuer des mises à pied. La forte hausse de salaire qui s'avère nécessaire lorsqu'une entreprise propose  $H < H_{min}$  signifie que réduire le nombre de semaines à la suite d'une faible demande coûte cher. L'entreprise peut compenser le recul de la demande par des mises à pied. Puisque les travailleurs n'aiment pas le risque, pareille stratégie exige le paiement de salaires plus élevés aux travailleurs durant la période où on les emploie, mais à certains degrés d'aversion pour le risque et pour certains paramètres de production, les mises à pied peuvent quand même s'avérer intéressantes pour l'entreprise. Ce cas diffère totalement de celui où n'existe pas de régime d'assurance-chômage, où on ne recourt pas à des mises à pied et où on ajuste le nombre de semaines de travail en fonction des fluctuations de la demande. Le régime d'assurance-chômage génère donc des frais quand on abaisse le nombre de semaines de travail au point  $H_{min}$ , ce qui pourrait signifier que certaines entreprises s'adaptent à un recul de la demande en employant quelques travailleurs pendant  $H_{min}$  semaines et en licenciant le reste.

Ce modèle à convention implicite diffère de tout autre modèle à convention implicite connu, assorti de prestations d'assurance-chômage. Plus exactement, les autres modèles établissent que le régime d'assurance-chômage verse des prestations aux personnes mises à pied ( $H=0$  particuliers) (p. ex. : Feldstein, 1976, Burdett et Hool, 1983). Dès qu'on connaît les restrictions relatives à l'admissibilité qui font partie du régime d'assurance-chômage canadien, on constate cependant qu'une telle supposition est incorrecte. Le régime d'assurance-chômage

3 Notons qu'il ne serait pas nécessaire de payer un salaire plus élevé s'il existait un groupe de travailleurs très intéressés aux loisirs, donc qui préféreraient travailler pour une industrie saisonnière leur permettant de prendre congé une partie de l'année.

n'est pas une assurance contre la mise à pied (ou, plus exactement, l'impossibilité de trouver un emploi) mais plutôt contre la fluctuation du nombre de semaines de travail par année. Par conséquent, à l'inverse du résultat bien connu obtenu par Feldstein (1976), l'assurance-chômage n'incite pas les entreprises à mettre des employés à pied pour compenser une fluctuation de la demande, mais encourage le partage du travail à condition qu'on respecte les restrictions relatives au nombre minimum de semaines de travail. Les travailleurs sont plus enclins à partager leur emploi, car le gouvernement les met à l'abri de la fluctuation du nombre de semaines de travail. Dans notre modèle, un régime d'assurance-chômage similaire à celui du Canada n'encourage pas les mises à pied, mais bien les mises à pied saisonnières. Quoi qu'il en soit, il introduit des coûts qui peuvent eux aussi déboucher sur des mises à pied.

## **Incidences du modèle théorique**

### **Modèle statique de l'offre de main-d'œuvre**

- 1) Le taux de probabilité résultant de l'emploi devrait présenter une crête à  $H_{min}$  (nombre de semaines correspondant à la norme d'admissibilité), à  $H_{mxyr}$  (nombre de semaines ouvrant droit au nombre de semaines de prestations qui permettra au travailleur de se rendre au bout de la période couverte par sa décision) et à  $H_{mx}$  (nombre de semaines où une personne devient admissible au nombre maximal de semaines de prestations).
- 2) À l'exception de  $H_{min}$ , l'emplacement et la pertinence des crêtes dépendent de la période de temps sur laquelle porte la décision (p. ex. : un an ou deux).
- 3) Le taux de probabilité devrait être plus élevé pour toutes les semaines suivant  $H_{min}$ .

### **Modèle de recherche**

- 1) On devrait également trouver une crête aux points  $H_{min}$  et  $H_{mx}$ , mais sans période de décision fixe, on ne prévoit aucune crête au point analogue à  $H_{mxyr}$ .
- 2) Encore une fois, la probabilité devrait être plus élevée après  $H_{min}$ .

### **Modèle à convention implicite**

- 1) Si la période visée par la convention coïncide avec la période de décision du modèle statique de l'offre de main-d'œuvre, on observera les mêmes crêtes exactement aux mêmes endroits. On prévoit aussi une probabilité plus élevée qu'auparavant, après  $H_{min}$ .
- 2) Le modèle prévoit également que le régime d'assurance-chômage subventionne les entreprises saisonnières et que la réduction du nombre de semaines de travail sous  $H_{min}$  générera des coûts qui inciteront les entreprises à recourir davantage aux mises à pied (ou plus exactement à moins embaucher).

Une question d'intérêt immédiat pour la mise en œuvre empirique consiste à se demander s'il est raisonnable de chercher la crête  $H_{mxyr}$  dans les données ou s'il est préférable de supposer qu'il s'agit d'un sous-produit irréaliste de modèles trop stylisés. Pour beaucoup de travailleurs, cette crête ressemble à une prévision théorique irréaliste : il est peu probable que la majorité des personnes agissent comme si elles ne disposaient que d'une période de temps limitée durant laquelle

utiliser les prestations d'assurance-chômage. Pour les entreprises et les travailleurs saisonniers cependant, une telle prévision paraît plausible.

Supposons un groupe de personnes qui travaillent et acquièrent le droit de recevoir des prestations d'assurance-chômage au cours d'une « saison » annuelle dont les dates varient relativement peu d'une année à l'autre. Étant donné la période d'admissibilité de 52 semaines, ces travailleurs constateraient qu'ils doivent interrompre leurs prestations et trouver un emploi en début de saison s'ils veulent continuer de travailler et de recevoir des prestations l'année suivante. Même l'hypothèse d'une entreprise disposant d'un bassin fixe d'employés dans un modèle à convention implicite semble plus ou moins raisonnable dans ce cas, puisque le travail saisonnier est souvent associé aux petites agglomérations. Dans ce cas, il est frappant de voir que pour travailler un laps de temps suffisant en vue de toucher des prestations d'assurance-chômage durant l'année, les membres de la communauté doivent partager le travail entre eux.

D'aucuns prétendent qu'on assiste effectivement à un tel partage dans les villes qui vivent de l'exploitation des ressources, en particulier dans les provinces de l'Atlantique. C'est pourquoi nous croyons à l'utilité des prévisions obtenues au moyen du modèle à convention implicite d'un an dans l'étude du travail saisonnier. Peut-être ces prévisions se confirmeront-elles dans d'autres secteurs que l'exploitation saisonnière des ressources, si la main-d'œuvre traverse une succession annuelle de périodes de chômage et d'emploi.

Pour la majorité des travailleurs des autres secteurs cependant, le modèle de recherche simple semble plus efficace, car ces travailleurs ne disposent pas d'une période de planification naturelle à partir de laquelle on pourrait concevoir un modèle, mais traversent le temps dans un monde incertain, un peu comme c'est le cas avec le modèle de recherche. On ne prévoirait donc pas de crête de probabilité au point  $H_{mxyr}$  en ce qui concerne les travailleurs non saisonniers. L'analyse empirique qui suit fait une distinction entre travailleurs saisonniers et non saisonniers car, à notre avis, des modèles différents s'y appliquent.



### 3. Données

Les données utilisées dans l'étude proviennent de l'Enquête sur l'activité (EA) de 1989, enquête longitudinale touchant environ 60 000 personnes et effectuée en complément de l'Enquête sur la population active.

Les personnes de l'échantillon ont été interrogées entre janvier et mars 1989 au sujet de leur travail en 1988 et questionnées de nouveau durant les premiers mois de 1990 et de 1991 sur leurs activités de l'année civile antérieure. L'enquête comporte des questions sur des caractéristiques personnelles (âge, niveau de scolarité, sexe, situation familiale et statut d'immigrant) et sur les emplois occupés au cours de l'année antérieure (jusqu'à cinq par personne). Les paramètres associés au travail comprennent la date où l'emploi a débuté et s'est terminé (la semaine de l'année), la rémunération horaire moyenne, le nombre d'heures de travail moyen par semaine, la taille de l'entreprise et la situation syndicale.

La version de cette base de données destinée au public précise le lieu de résidence, c'est-à-dire le code de la province où habitait le répondant au moment du sondage. Utiliser cette variable quand on désire étudier les effets du régime d'assurance-chômage peut induire en erreur, car les principaux paramètres du régime sont établis au niveau régional, et les provinces regroupent habituellement plusieurs régions. Nous avons eu la chance d'accéder à une version de l'EA où le lieu de résidence est codé en fonction des régions d'assurance-chômage<sup>4</sup>.

Les étudiants à temps plein durant l'année d'échantillonnage ont été exclus de l'échantillon final, car on ne verse pas de prestations d'assurance-chômage durant les périodes de non-emploi incluant des études. Nous avons aussi exclu les personnes de plus de 65 ans, inadmissibles aux prestations en 1989. Pour le reste, nous avons retenu les emplois donnant une rémunération hebdomadaire supérieure à 15 \$<sup>5</sup>. Enfin, la définition d'« emploi » de l'EA autorise jusqu'à cinq cessations d'emploi non permanentes durant l'année d'échantillonnage, y compris les mises à pied temporaires. Puisqu'on peut toucher des prestations d'assurance-chômage lors d'une mise à pied temporaire, nous avons séparé les périodes d'emploi incluant une mise à pied temporaire en périodes distinctes, avant et après la mise à pied. Toutes les périodes d'emploi sont traitées comme des observations indépendantes, la seule exception ayant trait au calcul de la période ouvrant droit à l'assurance-chômage, dont il est question plus bas.

Nous disposons donc d'un échantillon de périodes d'emploi pour 1989. La sélection finale des données consiste à éliminer les périodes d'emploi qui ont débuté avant le 1<sup>er</sup> janvier 1989, de manière à éviter les problèmes d'échantillonnage attribuables au biais résultant d'une longueur normalisée (Lancaster, 1990, p. 95). L'échantillon composé d'emplois qui ont débuté en 1989 débouche sur des résul-

*Toutes les périodes d'emploi sont amputées à la fin de 1989, car les changements apportés à la norme variable d'admissibilité (NVA) en 1990 ont modifié l'incidence du régime sur l'emploi.*

4 La version de l'EA utilisée comprenait aussi des données sur la taille de l'entreprise pour laquelle travaillait l'intéressé, données qui n'apparaissent pas dans la base de données destinée au public, et sur l'âge, en tant que variable continue. Nous remercions la Division des enquêtes spéciales de Statistique Canada de nous avoir permis d'accéder à cet ensemble de données et d'extraire cet échantillon grâce à leur ordinateur.

5 Le travail autonome et les emplois dont la rémunération hebdomadaire est inférieure à 15 \$ n'ouvrant pas droit à l'assurance-chômage.

tats généralisables quand le processus qui génère les nouvelles périodes d'emploi est stationnaire dans le temps<sup>6</sup>. L'échantillon définitif comprenait 8 902 périodes d'emploi ayant débuté en 1989. Toutes les périodes d'emploi sont amputées à la fin de 1989, car les changements apportés à la norme variable d'admissibilité (NVA) en 1990 ont modifié l'incidence du régime sur l'emploi (voir Green et Riddell, 1993b, et Baker et Rea, 1993, pour une analyse des changements survenus en 1990). L'EA suréchantillonne les régions rurales, mais des facteurs de pondération ont été appliqués à chaque personne pour corriger la sélection non aléatoire. Nous nous sommes servis des facteurs de pondération dans les calculs relatifs aux tableaux qui apparaissent dans le document ainsi que pour obtenir la fonction de vraisemblance logarithmique<sup>7</sup>. Les détails relatifs à la fonction de vraisemblance sont donnés à l'annexe B.

Comme on l'indique à la partie précédente, nous pensons que les emplois saisonniers et non saisonniers devraient être analysés séparément. Un ensemble idéal de données inclurait une variable qui saisiserait la saisonnalité de chaque emploi. Malheureusement, ce n'est pas le cas de l'EA. Néanmoins, la nature longitudinale des données nous indique pourquoi chaque emploi s'est terminé avant la fin de 1990. Une des raisons mentionnées est la « mise à pied saisonnière ». Nous la considérons comme l'équivalent d'une variable indiquant la saisonnalité. La difficulté que pose une telle étiquette est qu'on ne peut en vérifier la véracité qu'au moment où cesse l'emploi. Cette vérification est donc impossible pour les emplois qui n'avaient pas pris fin au terme de la période d'échantillonnage de l'EA (fin de 1990). Avec une année de données supplémentaires au-delà de la période d'échantillonnage, le problème ne semble toutefois pas trop grave. Nous présumons que chaque emploi qui a débuté en 1989 et ne s'était pas terminé à la fin de 1990 ne constitue pas un emploi saisonnier, ce qui est vrai par définition, l'emploi ayant duré plus d'un an. Cette approche nous interdit d'utiliser les données de 1990 sur les périodes d'emploi, mais assure une meilleure division de l'échantillon d'après la saisonnalité.

Notre définition d'emploi saisonnier exige que le travailleur fasse cette déclaration au moment de l'enquête. Ceci veut dire en partie qu'on évite de définir de façon explicite ce qu'est un travail saisonnier. Pareille définition pourrait reposer sur les tendances en matière d'emploi observées dans les professions et les industries pertinentes au cours des années antérieures. Le risque, lorsqu'on tente de parvenir à une telle définition, est que celle-ci pourrait elle-même être endogène par rapport à l'analyse du régime d'assurance-chômage : ainsi, pourrait-on qualifier certains emplois de saisonniers dans une industrie où les tendances suggèrent une adaptation au régime d'assurance-chômage ou son exploitation. Notre approche suppose que la personne sait d'emblée si son travail est saisonnier; le seul obstacle est qu'elle ne le dévoile pas avant que l'emploi ait pris fin.

Par emploi non saisonnier, on entend un emploi qui se termine pour une autre raison qu'une mise à pied saisonnière ou qui se poursuivait encore à la fin de 1990.

6 L'autre approche à l'échantillonnage biaisé en fonction de la longueur consiste à modéliser un processus non stationnaire pour la création des périodes d'emploi. La nôtre évite les principales hypothèses d'une telle modélisation par une forte hypothèse de stationnarité.

7 Nous avons d'abord normalisé les facteurs de pondération afin que leur somme pour l'ensemble des travailleurs corresponde à la taille véritable de l'échantillon.

Les emplois saisonniers et les emplois non saisonniers sont considérés comme des entités distinctes : un travail non saisonnier ne peut devenir un travail saisonnier en cours de route. Ainsi, l'analyse est plus directe, mais on suppose qu'un travail qualifié de saisonnier au départ ne peut se terminer par une mise à pied avant la fin de la « saison », parce qu'un établissement est détruit par un incendie, par exemple. Notons qu'on s'attend toujours à ce que les travailleurs qualifient de saisonnier un emploi qui se termine prématurément en raison d'une piètre demande ou d'une pénurie du principal facteur de production (p. ex. : tourisme ou poisson). Dans ce cas, il s'agirait simplement d'une « saison » plus courte que la normale.

Avec une telle taxonomie, les départs volontaires posent une difficulté. En effet, à moins de supposer que les travailleurs saisonniers ne quittent jamais leur emploi volontairement, certains emplois saisonniers ne pourront recevoir cette étiquette parce que le travailleur quitte son emploi de son plein gré avant la mise à pied qui survient en fin de saison. Au sens strictement statistique, la donnée est annulée à cause du départ volontaire. Notre approche estimative règle ce problème.

La dernière étape à franchir pour obtenir l'ensemble de données consiste à attribuer une valeur aux paramètres de l'assurance-chômage pour chaque emploi. Nous avons créé trois variables factices qui prennent la valeur 1 dans les semaines de la période d'emploi correspondant aux points  $H_{min}$ ,  $H_{mxyr}$  et  $H_{mx}$ , respectivement. Comme on l'indique à la partie 2 qui précède, les points  $H_{min}$  et  $H_{mxyr}$  varient avec la façon dont le travailleur utilise l'assurance-chômage. Malheureusement, bien que l'EA comprenne des données sur les prestations touchées durant chaque période de non-emploi dans l'année échantillonnée, on ne semble pas signaler de façon systématique le recours à l'assurance-chômage (Baker et Rea, 1993, Green et Riddell, 1993b). Sachant qu'au-delà de 90 p. 100 des personnes au chômage touchent des prestations (Green et Riddell, 1993a), on détermine le taux d'utilisation du régime en supposant que toute période de non-emploi de plus de deux semaines suivant un emploi ouvrant droit à l'assurance-chômage (c'est-à-dire un travail non autonome, quand les exigences minimales relatives à la rémunération et au nombre d'heures sont satisfaites)<sup>8</sup> débouche sur le versement de prestations. Une fois calculées les périodes durant lesquelles des prestations ont été touchées, on établit la norme d'admissibilité de chaque emploi d'après les dispositions applicables aux réitérants. On tient compte du fait que la mesure dans laquelle l'assurance-chômage est utilisée durant la période d'admissibilité peut changer avec chaque semaine d'emploi en laissant la période d'admissibilité évoluer avec la durée de l'emploi<sup>9</sup>. De même, la norme d'admissibilité et les autres paramètres fondamentaux de l'assurance-chômage qui déterminent l'emplacement des crêtes peuvent changer au cours d'une période d'emploi si le taux de chômage se modifie dans la région.

8 Nous ne tenons pas compte de l'exigence qui veut que la période d'emploi antérieure dure au moins  $H_{min}$  semaines, car les travailleurs peuvent devenir admissibles au terme d'une série d'emplois successifs.

9 On se rappellera que la période d'admissibilité correspond aux 52 semaines qui précèdent la présentation d'une demande ou au temps écoulé depuis la présentation de la demande la plus récente, selon la période la plus courte.

Pour bien saisir les incitatifs auxquels font face les particuliers, nous avons recalculé la valeur des variables factices  $H_{min}$ ,  $H_{mxyr}$  et  $H_{mx}$  chaque semaine de la période d'emploi d'après le taux de chômage régional établi par Statistique Canada. Enfin, les règles du régime d'assurance-chômage ne stipulent pas que les semaines d'admissibilité doivent toutes venir du même emploi. Nous avons donc établi la période d'admissibilité en fonction du nombre de semaines des périodes d'emploi (presque) continues, peu importe le nombre d'emplois regroupés dans une même période. On trouvera à l'annexe A des explications sur la façon dont on a établi la période d'admissibilité et les diverses variables associées à l'assurance-chômage.

## 4. Résultats empiriques



Le but du travail empirique consistait à analyser la variation de la durée d'emploi en 1989 en vue de déterminer les effets éventuels du régime d'assurance-chômage. Nous voulions notamment déterminer si le nombre d'emplois se terminant telle ou telle semaine (p. ex. : au point  $H_{min}$ ) donnait une crête, l'amplitude des crêtes existantes et les facteurs à l'origine d'une telle amplitude. Nous voulions aussi chercher les signes d'autres anomalies que les crêtes (par exemple la probabilité décroissante de quitter un emploi à mesure que  $H$  se rapproche de  $H_{min}$ ), tout en nous attendant qu'elles soient plus difficiles à déceler.

La principale hypothèse nulle est donc qu'il n'existe aucune preuve de crête dans l'amas de périodes d'emploi complètes aux points où ces crêtes devraient théoriquement apparaître, donc que l'assurance-chômage n'a pas d'effet systématique sur les décisions concernant l'abandon d'un emploi. L'autre hypothèse est que ces crêtes (et d'autres anomalies, induites par l'assurance-chômage) existent bel et bien, tel que prévu.

L'instrument le plus simple pour étudier l'incidence du régime d'assurance-chômage sur la durée de l'emploi est la fonction empirique du taux de probabilité (également appelée estimateur de Kaplan-Meier). Il s'agit d'un estimateur non paramétrique du taux de probabilité défini précédemment qui censure la distribution vers la droite<sup>10</sup>. Le taux de probabilité empirique de  $H$  est égal au nombre de périodes d'emploi qui se terminent réellement au cours de la semaine  $H$ , exprimé proportionnellement par rapport au nombre de périodes d'emploi qui pourraient prendre fin durant la semaine  $H$  (à savoir, les périodes d'emploi qui n'ont pas pris fin et ne sont pas censurées). La probabilité empirique permet d'étudier la forme de la probabilité associée à un emploi sans imposer à la fonction de forme spécifique susceptible de fausser les conclusions.

Comme il en a été question à la partie 2, nous croyons que les emplois saisonniers et non saisonniers doivent être analysés séparément. Dans la première partie, nous définissions un emploi saisonnier comme un emploi se terminant par une mise à pied saisonnière et un emploi non saisonnier comme un emploi auquel on a mis fin pour une autre raison ou qui a été censuré au-delà de 1990. La saisonnalité des emplois qui se terminent par un départ volontaire est difficile à définir. En tout, 1 581 périodes d'emploi ont pris fin par une mise à pied saisonnière, 5 960 se sont terminés par une mise à pied non saisonnière et on a dénombré 1 352 départs volontaires.

Les mises à pied saisonnières ne représentant qu'environ 20 p. 100 de l'ensemble des mises à pied et, ainsi que nous le verrons bientôt, les caractéristiques personnelles et professionnelles associées aux emplois qui se terminent par un départ volontaire ressemblant en moyenne davantage aux caractéristiques des emplois qui aboutissent à une mise à pied non saisonnière, nous avons émis l'hypothèse

*Le but du travail empirique consistait à analyser la variation de la durée d'emploi en 1989 en vue de déterminer les effets éventuels du régime d'assurance-chômage.*

<sup>10</sup> Dans les échantillons dont la date finale est fixe, la durée d'un emploi  $H$  pourrait résulter de la cessation de l'emploi à la semaine  $H$  ou du fait que la semaine  $H$  coïncide avec la dernière semaine de la période d'échantillonnage. La durée de l'emploi dans le second cas pourrait être supérieure à  $H$ , et être censurée du côté droit.

qu'aucun emploi abandonné volontairement n'aurait entraîné une mise à pied saisonnière pour calculer la probabilité empirique. Puisque nous supposons également que la saisonnalité d'un emploi ne peut changer en cours de route, les emplois se terminant par une mise à pied saisonnière sont analysés comme un échantillon distinct. Si elle paraît restrictive, cette approche l'est moins dans le modèle sur la durée, dont il est question ci-après.

Tous les emplois qui se terminent d'une autre manière que par une mise à pied saisonnière sont regroupés sous l'appellation d'emplois non saisonniers. Toutefois, pour des raisons purement reliées au régime d'assurance-chômage (voir partie 1), les emplois qui prennent fin par un départ volontaire devraient subir un traitement distinct de ceux qui aboutissent à une mise à pied. Nous avons donc retenu l'approche des probabilités concurrentielles mais indépendantes pour calculer le taux d'insuccès des emplois qui débouchent sur un départ volontaire ou une mise à pied non saisonnière<sup>11</sup>.

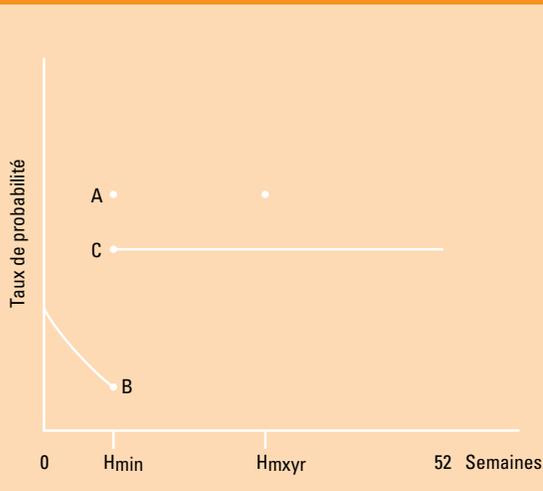
La figure 3 donne le tracé du taux de probabilité empirique des mises à pied saisonnières et l'intensité de transition empirique des mises à pied non saisonnières au Canada en 1989. L'écart entre le taux d'insuccès des deux groupes est frappant. Le taux d'insuccès des emplois non saisonniers se situe sous celui des emplois saisonniers et les deux divergent considérablement au-delà de la 10<sup>e</sup> semaine. Ce résultat est conforme aux prévisions puisque les emplois saisonniers durent moins d'un an par définition et qu'aucune restriction similaire ne s'applique aux emplois non saisonniers. La figure 4 trace la courbe de l'intensité de transition empirique des départs volontaires. Le graphique se rapproche davantage de celui des mises à pied non saisonnières mais reste inférieur au taux d'insuccès des deux fonctions précédentes.

Trouve-t-on des indices relatifs aux effets du régime d'assurance-chômage dans ces figures? Il existe bien des crêtes à 10 et à 14 semaines pour la probabilité de mise à pied saisonnière, soit aux points qui correspondent à la norme d'admissibilité dans certaines régions. Cependant, rien ne nous permet de conclure que ces particularités résultent d'effets causés par le régime : il est impossible d'associer les crêtes au régime d'assurance-chômage plutôt qu'à une autre cause de nature indéterminée. La forme que prend la fonction du taux d'insuccès des mises à pied saisonnières, à savoir une valeur élevée qui augmente rapidement jusqu'à la 32<sup>e</sup> semaine, donne également à penser qu'on devra agir avec prudence pour déceler les « crêtes » liées au régime d'assurance-chômage.

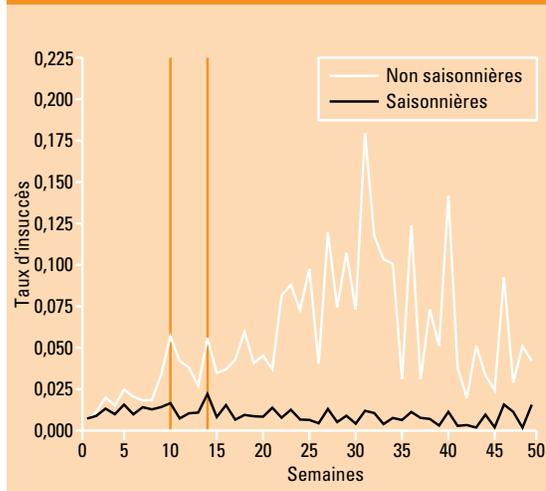
---

11 Selon la méthode des probabilités concurrentielles, on estime que les processus qui aboutiront à une mise à pied non saisonnière ou à un départ volontaire se déroulent parallèlement, le premier à déclencher l'abandon de l'emploi étant celui qu'on observe. Ainsi, lorsqu'on note un départ volontaire, on présume que le processus de mise à pied aurait ultérieurement débouché sur l'abandon de l'emploi sans qu'on puisse préciser à quel moment la chose se serait produite. Pareillement, avec le processus de mise à pied non saisonnière, tous les départs volontaires sont considérés comme des observations censurées. En vertu d'une telle méthode, on se sert de la formule de calcul du taux de probabilité empirique décrite plus haut pour déterminer la probabilité qu'un emploi entraînera une mise à pied non saisonnière au bout de  $H$  semaines, pourvu qu'il ait duré au moins  $H$  semaines (ce qu'on appelle l'intensité de transition des mises à pied non saisonnières). L'échantillon utilisé pour ce calcul comprend toutes les mises à pied non saisonnières et tous les départs volontaires. L'intensité de transition des départs volontaires a la même définition et procède du même échantillon, mais les emplois qui se terminent par une mise à pied non saisonnière sont traités comme des données censurées.

**Figure 3**  
Forme prévue de la fonction du taux de probabilité  
Régime d'assurance-chômage en vigueur en 1989



**Figure 4**  
Taux d'insuccès empirique  
Mises à pied saisonnières et non saisonnières, 1989

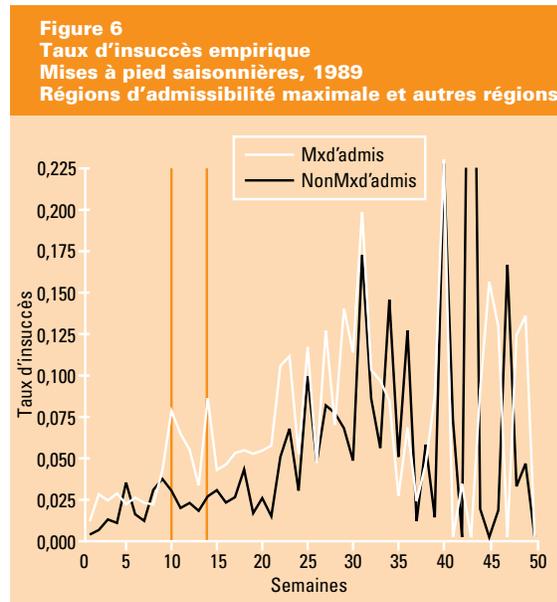
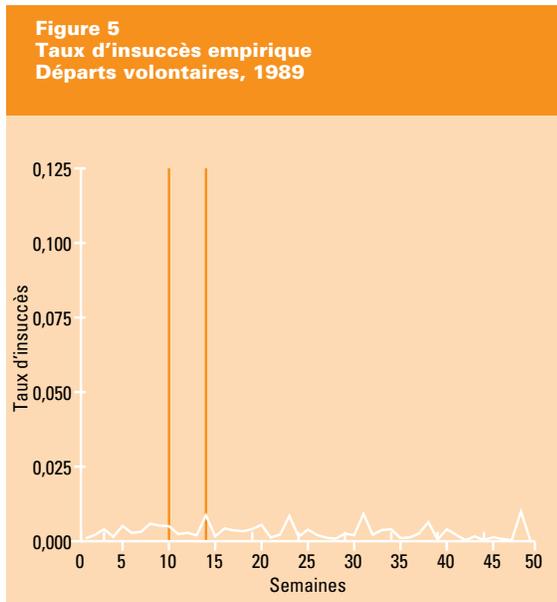


Les régions d'admissibilité maximale, c'est-à-dire celles où le taux de chômage dépasse les 11,5 p. 100, forment un groupe spécial au sein du régime. À l'inverse des autres régions, les paramètres de l'assurance-chômage n'y fluctuent pas avec le taux de chômage régional (en supposant que celui-ci ne tombe pas sous 11,5 p. 100) et les dispositions relatives aux réitérants ne s'y appliquent pas. Dans ces régions, les travailleurs disposent donc d'un régime stable et fort généreux.

On pourrait s'attendre à noter une réaction maximale au régime dans ces régions, surtout lorsque les travailleurs ont besoin d'un peu de temps pour apprendre les rouages du régime et s'y adapter. La figure 5 présente le tracé du taux d'insuccès des emplois saisonniers dans les régions d'admissibilité maximale et les autres régions<sup>12</sup>. La figure 6 donne le même tracé, mais pour les emplois sans mise à pied saisonnière. À la figure 5, on remarque une nette différence entre le taux d'insuccès dans les deux types de région : les taux sont approximativement les mêmes jusqu'à 10 semaines, mais de la 10<sup>e</sup> à la 24<sup>e</sup>, le taux d'insuccès est plus élevé dans les régions d'admissibilité maximale. Les données ne nous permettent pas de dire si cette réaction provient du régime d'assurance-chômage, mais les résultats laissent croire qu'on pourrait se tromper en supposant que les deux types de région peuvent être traités de façon identique. Plus loin dans l'analyse, nous présenterons des estimations reposant sur des données qui couvrent le Canada en entier et les régions d'admissibilité non maximale, afin d'éviter les erreurs qui pourraient résulter d'un traitement identique des deux types de région<sup>13</sup>.

<sup>12</sup> Par région d'admissibilité maximale, on entend les régions d'assurance-chômage où le taux de chômage mensuel dépassait 11,5 p. 100 en 1989.

<sup>13</sup> Remarquons que les régions d'admissibilité maximale ne sont pas analysées séparément car les paramètres de l'assurance-chômage qui permettraient de dégager les effets du régime ne varient pas dans ces régions.



Nous passons ensuite aux modèles d'estimation de la durée, qui permettent d'évaluer le tracé du taux d'insuccès tout en contrôlant les caractéristiques personnelles et professionnelles observables. Dans notre étude, les principales covariables sont celles qui reflètent les incitatifs créés par le régime. Ainsi que nous l'avons vu précédemment, l'estimation d'un simple taux de probabilité empirique ne peut à elle seule dégager les effets de tels incitatifs. Il est également bon de vérifier l'existence d'autres covariables pour s'assurer que les effets observés, et attribués au régime d'assurance-chômage, ne résultent pas d'une variation attribuable à d'autres propriétés observables.

Le modèle de durée le plus courant est celui des probabilités proportionnelles<sup>14</sup> dans lequel :

$$h_i(H) = h_0(H) e^{x_i(H)\beta} \quad (1)$$

où  $h_i(H)$  est la fonction de probabilité du sujet  $i$ ,  $h_0(H)$  est la probabilité « de base » commune à tous les sujets,  $x_i(H)$  est le vecteur des caractéristiques observables, qui peut varier avec  $H$ <sup>15</sup>, et  $\beta$  est le vecteur du paramètre. Pour différentes valeurs de  $x_i(H)\beta$ , la fonction de probabilité du sujet  $i$  se déplace proportionnellement vers le haut ou vers le bas par rapport à la probabilité de base.

Puisque nous nous intéressons à l'emplacement des crêtes le long de la fonction de probabilité, une méthode d'estimation des probabilités proportionnelles qui permet l'examen direct de la probabilité de base est préférable aux méthodes qui imposent une forme paramétrique à la fonction de base ou qui l'éliminent purement et simplement. De plus, dans la situation qui nous intéresse, une représenta-

<sup>14</sup> Dans cette partie de l'analyse, les expressions taux de probabilité et taux d'insuccès sont utilisées indifféremment.

<sup>15</sup> En pratique, les variables continues de  $x_i(H)$  sont exprimées sous forme d'écart par rapport à la moyenne de l'échantillon, de telle sorte que la probabilité de base correspond à celle d'une personne pour laquelle toutes les variables ont une valeur moyenne.

tion souple mais uniforme de la probabilité de base, par exemple celle qui est obtenue par application de polynômes de degré élevé pour la durée, ne donnerait pas nécessairement de bons résultats. Le tracé du taux d'insuccès empirique révèle manifestement que les fonctions du taux d'insuccès intègrent de nombreuses crêtes. On remarquera notamment l'apparition fréquente d'une crête à 14 et à 25 semaines. Certaines crêtes peuvent correspondre à une période d'emploi débutant dans les premières semaines du mois et se terminant dans les dernières (voir Green et Riddell, 1993b). Avec une probabilité de base uniforme, le risque existe que les variables factices conçues pour dégager les effets du régime d'assurance-chômage saisissent aussi ces effets du « calendrier ». Pour ces deux raisons, nous avons donc retenu une formule décrite par Meyer (1990) qui permet l'estimation d'une fonction similaire à la fonction de probabilité empirique et des éléments du vecteur  $\beta$ . Cette formule permet d'estimer directement toutes les crêtes « naturelles » de probabilité sans qu'on les confonde avec les effets de l'assurance-chômage.

On procède à l'estimation au moyen de l'approche de vraisemblance maximale décrite à l'annexe B. La principale difficulté dérive du traitement uniforme des périodes d'emploi qui se terminent par un départ volontaire. Comme indiqué précédemment, une période d'emploi peut être saisonnière ou non selon qu'elle prend fin ou non par une mise à pied saisonnière. Pour les départs volontaires cependant, la « saisonnalité » ne s'applique pas. La fonction de vraisemblance permet donc de calculer la probabilité que le départ volontaire se rapporte à un emploi saisonnier plutôt qu'à un autre et la valeur résultante sert à déterminer si les renseignements relatifs à un emploi donné, se terminant par un départ volontaire, serviront à établir le taux de probabilité saisonnier ou non saisonnier<sup>16</sup>. Le tableau A.1 de l'annexe A donne la définition et la valeur des variables utilisées dans les modèles de durée pour l'échantillon.

Au cœur de l'analyse se trouvent les variables associées aux incitatifs du régime d'assurance-chômage :  $HMIN$ , qui est égal à 1 la semaine où la norme d'admissibilité est atteinte et à zéro les autres semaines;  $HMX_{YR}$ , qui est égal à 1 au point  $H_{m_{xyr}}$  pour les sujets qui disposent d'une période de planification d'un an; et  $HMX$ , qui est égal à 1 au point  $H_{mx}$ . Ces effets sont déterminés de trois façons. En premier lieu, la valeur de la norme d'admissibilité et des prestations complémentaires pour la région (donc la valeur de  $H_{min}$ ,  $H_{m_{xyr}}$  et  $H_{mx}$ ) varie d'une région à l'autre avec la fluctuation du taux de chômage. Deuxièmement, la valeur des paramètres du régime varie à l'intérieur d'une région à mesure que le taux de

16 Avec l'approche de la vraisemblance maximale, on cherche la série de paramètres ( $\beta$  et paramètres de la probabilité de base dans le cas qui nous intéresse) qui maximisera la probabilité de relever la série d'observations de l'échantillon avec la variable dépendante (ici, la durée de l'emploi). L'apport de chaque observation à la fonction de vraisemblance correspond à la probabilité de relever la valeur observée de la variable dépendante, compte tenu des valeurs attribuées aux paramètres du modèle. La fonction de vraisemblance totale est le produit des apports de chaque observation. Ainsi, la contribution d'une mise à pied saisonnière correspond à la probabilité que l'emploi saisonnier ait la durée observée, et il en va autant pour les mises à pied non saisonnières. On pourrait cependant utiliser un départ volontaire pour définir les paramètres des emplois saisonniers et non saisonniers. Nous laissons les départs volontaires jouer un rôle dans les deux processus, mais pondérons leur apport dans les deux cas. Par conséquent, la durée probable de l'emploi qui débouche sur un départ volontaire fait partie du bras de la fonction de vraisemblance se rapportant aux emplois saisonniers, mais elle est multipliée par la probabilité prévue que l'emploi soit un emploi saisonnier. Voir l'annexe B, intitulée Évaluation de la fonction de vraisemblance, pour plus de détails.

**Tableau 1**  
**Incidence de la norme variable d'admissibilité (NVA) et de la durée maximale des prestations sur les contraintes budgétaires dans un modèle statique de l'offre de main-d'œuvre**

Crêtes prévues (déviations de la contrainte budgétaire)						
TAUX DE CHÔMAGE	SEMAINES MIN. (NVA)	PRESTATIONS MAX. PHASE III	HORIZON UN AN	RAISON	HORIZON ILLIMITÉ	RAISON
>11,5	10	32	10	NVA	10 18	NVA 50 semaines d'a.-c.
11,1 à 11,5	10	30	10	NVA	10 20	NVA 50 semaines d'a.-c.
10,6 à 11,0	10	28	10 11	NVA 52 sem. util.	10 22	NVA 50 semaines d'a.-c.
10,1 à 10,5	10	26	10 12	NVA 52 sem. util.	10 24	NVA 50 semaines d'a.-c.
9,6 à 10,0	10	24	10 13	NVA 52 semaines	10 25 27	NVA Fin phase I 20 semaines d'a.-c.
9,1 à 9,5	10	22	10 14	NVA 52 semaines	10 25 31	NVA Fin phase I 50 semaines d'a.-c.
8,6 à 9,0	11	20	11 15	NVA 52 semaines	11 25 35	NVA Fin phase I 50 semaines d'a.-c.
8,1 à 8,5	11	18	11 16	NVA 52 semaines	11 25 39	NVA Fin phase I 50 semaines d'a.-c.
7,6 à 8,0	12	16	12 17	NVA 52 semaines	12 25 43	NVA Fin phase I 50 semaines d'a.-c.
7,1 à 7,5	12	14	12 18	NVA 52 semaines	12 25 47	NVA Fin phase I 50 semaines d'a.-c.
6,6 à 7,0	13	12	13 19	NVA 52 semaines	13 25 51	NVA Phase I 50 semaines d'a.-c.
6,1 à 6,5	13	10	13 20	NVA 52 semaines	13 25 51	NVA Fin phase I Fin phase II
5,6 à 6,0	14	8	14 21	NVA 52 semaines	14 25 51	NVA Fin phase I Fin phase II
5,1 à 5,5	14	6	14 22	NVA 52 semaines	14 25 51	NVA Fin phase I Fin phase II
4,6 à 5,0	14	4	14 23	NVA 52 semaines	14 25 51	NVA Fin phase I Fin phase II
4,1 à 4,5	14	2	14 24	NVA 52 semaines	14 25 51	NVA Fin phase I Fin phase II
≤4,0	14	0	14 25	NVA 52 semaines	14 25 51	NVA Fin phase I Fin phase II

chômage évolue durant l'année<sup>17</sup>. Enfin, la norme d'admissibilité des réitérants varie d'une personne à l'autre en fonction du montant des prestations touché l'année antérieure et du taux de chômage régional.

Le tableau A.1 de l'annexe A décrit en détail la relation entre le taux de chômage régional et la norme d'admissibilité (des non-réitérants) ainsi que les prestations complémentaires pour la région. La colonne la plus à gauche donne la fourchette réelle des taux de chômage utilisés dans le calcul des prestations complémentaires pour la région. La partie droite du tableau présente la valeur des anomalies pertinentes de la contrainte budgétaire avec une offre statique de main-d'œuvre. Ces anomalies sont présentées séparément pour les travailleurs qui utilisent une période de planification d'un an et ceux dont l'horizon temporel n'est pas limité. Dans le premier cas, les anomalies surviennent aux points  $H_{min}$  et  $H_{mxyr}$  (« 52 semaines utilisées » dans le tableau). Ces deux points coïncident dans les régions où le taux de chômage est élevé. Avec un horizon illimité, les anomalies se situent à  $H_{min}$ , à  $H_{mx}$  et au point marquant le passage de la phase I à la phase II dans le calcul des prestations. Étant donné les énormes difficultés que nous avons éprouvées à cerner les effets relatifs à ce dernier point, nous l'avons omis de l'analyse. D'après le tableau A.1, il est clair qu'il existe une forte variation au sein du régime.

Parvenus à ce point, il vaut la peine de revenir à la figure 3 pour définir plus précisément ce qu'on s'efforce de mesurer. Prenons, par exemple, l'effet de la norme d'admissibilité. Si on ne tient compte que de la variable  $HMIN$ , pour les personnes qui vivent dans une région d'admissibilité maximale, où la norme d'admissibilité est la plus faible, on établira le coefficient de  $HMIN$  en comparant le taux de probabilité à 10 semaines de ces personnes au taux de probabilité à 10 semaines des personnes des autres régions. Ces dernières n'étant pas encore admissibles aux prestations au bout de 10 semaines, il est possible de mesurer la hauteur de la crête au point  $H_{min}$ , comparativement à ce qu'elle serait en l'absence d'assurance-chômage. Le résultat donne exactement la hauteur  $AB$ .

Parallèlement, pour les travailleurs des régions où la norme d'admissibilité est la plus sévère (14 semaines en 1989), on calcule l'effet de la variable  $HMIN$  en comparant le taux de probabilité de ces personnes à 14 semaines à celui des travailleurs des autres régions. Puisque ces derniers toucheront des prestations avant 14 semaines, leur taux de probabilité se trouvera au niveau le plus élevé après la norme d'admissibilité. L'utilisation de la variable  $HMIN$  à elle seule par les travailleurs des régions à norme d'admissibilité la plus sévère donnera une estimation de la hauteur  $AC$ .

Puisque l'échantillon comprend des personnes des deux régions, plus des personnes venant de régions situées entre ces deux extrêmes, la seule variable  $HMIN$  donnera une norme d'admissibilité inférieure à l'effet maximal  $AB$ , mais supérieure à la crête minimale  $AC$ . Pour contrer la difficulté, nous ajoutons au modèle la variable  $GEVER$ , qui est égale à 1 pour la semaine  $H_{min}$  et les suivantes. Cette variable mesure l'effet  $BC$ , c'est-à-dire la hausse de la probabilité au cours des semaines qui suivent la norme d'admissibilité. Nous avons également inclus les variables  $VERMY$ , égale à 1 pour les semaines situées entre  $H_{min}$

17 Ce type de variation a été considérable en 1989.

et  $H_{mxyr}$  dans le cas des emplois saisonniers, et  $VERMX$ , aussi égale à 1 pour les semaines situées entre  $H_{min}$  et  $H_{mx}$  mais dans le cas des emplois non saisonniers. Ces deux variables assurent une meilleure caractérisation du modèle créé par le régime d'assurance-chômage.

Deux des trois types de variations que subissent les paramètres de l'assurance-chômage utilisés pour jauger les effets du régime résultent d'une fluctuation du taux de chômage régional. Le danger existe donc qu'on mesure les effets de la variation du taux de chômage plutôt que les effets du régime. Pour résoudre ce problème, nous avons ajouté au modèle une variable explicative correspondant au taux de chômage de la région économique où vit le sujet<sup>18</sup>. Les régions économiques sont des secteurs géographiques artificiels créés par Statistique Canada. Elles sont généralement plus petites que les régions d'assurance-chômage (il y avait 70 régions économiques en 1989 contre 48 régions d'assurance-chômage).

Le taux de chômage peut donc varier légèrement sans entraîner une modification des paramètres de l'assurance-chômage, si bien qu'on peut distinguer les effets attribuables d'une part à ces paramètres et, d'autre part, au taux de chômage. La non-linéarité des formules qui servent à convertir le taux de chômage régional en paramètres de l'assurance-chômage (plus le fait que ces paramètres ne varient pas avec le taux de chômage dans les régions d'admissibilité maximale) facilite aussi la séparation des deux facteurs. Dans le modèle de recherche simple et le modèle à convention implicite, on pourrait s'attendre à ce qu'un taux de chômage plus élevé réduise le nombre de cessations d'emploi, les travailleurs sachant qu'ils peuvent passer plus de temps au chômage si jamais ils perdent leur emploi, donc seraient plus mal nantis s'ils tombaient au chômage. Inversement, si le taux de chômage plus élevé reflète une situation difficile sur le plan de la demande du produit de l'entreprise, un fort taux de chômage pourrait être corrélé à un plus grand nombre de cessations d'emploi. Le signe réel est donc un choix empirique.

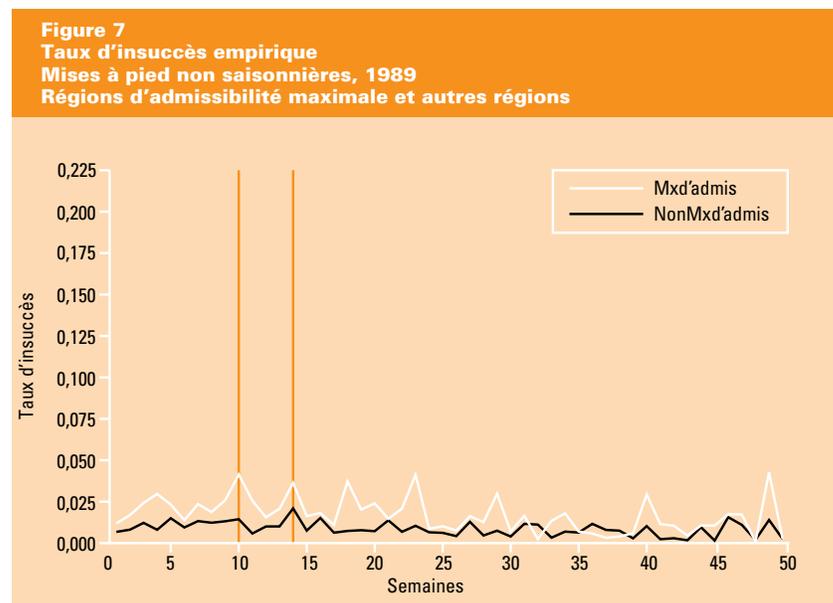
Parmi les autres covariables utilisées, plusieurs sont apparemment liées au salaire moyen que peut espérer le travailleur, compte tenu de certains facteurs, par exemple le type de travail (col blanc), le niveau de scolarité, le statut d'immigrant ou l'âge, et de certaines caractéristiques personnelles comme le sexe, l'état civil, l'existence d'enfants et le fait que le travailleur soit ou non le chef de famille.

Nous avons ajouté des variables factices pour l'industrie afin de saisir les différences associées aux techniques de production en usage dans les industries et des variables pour la taille de l'entreprise, partant de l'hypothèse que les plus petites entreprises sont moins stables et(ou) pourraient ne pas sélectionner les travailleurs potentiels aussi efficacement que des sociétés plus importantes. Nous avons aussi inclus une variable pour la situation syndicale en supposant qu'un syndicat stabilise le milieu de travail et, entre autres, prolonge la période d'emploi (ou est même en mesure de stabiliser davantage certains groupes de la population active).

---

18 En réalité, le taux de chômage correspond à la moyenne mobile de trois mois pour la région économique, le dernier mois de la moyenne représentant le mois dans lequel se retrouve la semaine pertinente de la durée de l'emploi.

Nous recourons également à des variables associées à la rémunération hebdomadaire. Avec le modèle de recherche, les travailleurs qui touchent un salaire plus élevé et présentent d'autres caractéristiques comme la constante pour le niveau de scolarité, seront moins enclins à quitter leur emploi. Si le salaire varie d'une région à l'autre, peut-être en raison de fluctuations régionales dans le niveau de compétence et la mobilité de la population, il est important de le contrôler afin de dégager les effets du régime d'assurance-chômage.



Enfin, le tracé du taux d'insuccès empirique révèle clairement de nombreuses crêtes qu'on ne peut rattacher au régime d'assurance-chômage, mais qui pourraient compliquer la recherche des effets attribuables au régime. Une explication est que les emplois pourraient débiter la première semaine d'un mois quelconque et se déterminer la dernière semaine d'un autre mois, ou du moins que ceux qui ont répondu au sondage l'aient signalé ainsi. Dans ce cas, une crête la 23<sup>e</sup> semaine, par exemple, pourrait simplement indiquer une prédominance d'emplois de cinq mois, rapportée de cette façon particulière. Cette possibilité a été envisagée par Green et Riddell (1993b) qui ont découvert quelques indices appuyant l'existence de tels effets de « calendrier ». Pour en tenir compte dans le modèle, nous utilisons la variable *FRSTWK*, qui prend la valeur 1 la dernière semaine du mois si la période d'emploi examinée a débuté la première semaine d'un mois quelconque, mais garde la valeur zéro dans les autres cas.

Avant d'analyser les résultats du modèle de durée, il convient de s'arrêter un instant et d'examiner les moyennes des covariables. D'après le tableau A.1 de l'annexe A, on constate que les échantillons d'emplois caractérisés par un départ volontaire ou une mise à pied non saisonnière<sup>19</sup> se ressemblent beaucoup plus qu'ils ressemblent à l'échantillon d'emplois saisonniers. Ainsi, les personnes qui

*Le nombre d'heures de travail élevé pourrait être attribuable au désir de gagner le salaire le plus élevé possible en « saison ». Pareille stratégie paraît raisonnable dans le régime d'assurance-chômage canadien puisque les prestations sont calculées d'après le salaire hebdomadaire...*

<sup>19</sup> Soulignons que l'échantillon de mises à pied saisonnières inclut les emplois censurés à droite à la fin de 1990.

font partie de l'échantillon saisonnier sont plus susceptibles d'être de sexe masculin; sont moins susceptibles d'avoir poursuivi des études jusqu'à l'université; sont plus susceptibles de travailler dans l'industrie primaire, la transformation des aliments ou le bâtiment (ces trois groupes réunissent 61 p. 100 de l'échantillon); sont moins susceptibles d'être des immigrants; sont plus susceptibles de travailler de longues heures chaque semaine; sont plus vieux et sont moins susceptibles de vivre dans une région économique au taux de chômage plus élevé.

Ces moyennes concordent avec le portrait que l'on se fait couramment des travailleurs saisonniers. Le nombre d'heures de travail élevé pourrait être attribuable au désir de gagner le salaire le plus élevé possible en « saison ». Pareille stratégie paraît raisonnable dans le régime d'assurance-chômage canadien puisque les prestations sont calculées d'après le salaire hebdomadaire, que l'on peut augmenter en accroissant le nombre d'heures de travail. La variable *Samemp* est égale à 1 pour les emplois que le travailleur avait déjà occupé à un moment quelconque, l'année antérieure. Le nombre beaucoup plus élevé de travailleurs saisonniers mis à pied qui rapportent s'être présentés à un ancien employeur cadre également avec notre notion du travail saisonnier. On trouvera au tableau 2 une estimation des covariables relatives au calcul de la durée du travail saisonnier d'après le modèle de durée. La première colonne concerne le Canada en général tandis que la seconde présente les estimations pour le sous-échantillon des travailleurs saisonniers mis à pied dans les régions d'admissibilité non maximale. Bon nombre des estimations des deux colonnes concordent avec les prévisions.

Quand on les examine, on note qu'un coefficient positif avec une variable signifie une plus forte probabilité que l'emploi débouche sur une mise à pied, c'est-à-dire soit plus court pour les personnes présentant la caractéristique correspondante. Ainsi, les femmes sont-elles plus susceptibles de travailler moins longtemps. Les personnes qui ont terminé leur cours secondaire ou ont poursuivi leurs études légèrement au-delà de celui-ci sont moins susceptibles de quitter leur emploi que celles dont le cours secondaire reste inachevé (groupe de base)<sup>20</sup>. Les emplois sont susceptibles de finir plus rapidement dans pratiquement toutes les industries sauf le groupe de base des services et des transports, bien que le secteur primaire, celui de la transformation des aliments et la fonction publique soient particulièrement remarquables à cet égard. Il n'existe aucun lien entre les cessations d'emploi et la taille de l'entreprise, que ce soit dans l'échantillon global ou dans celui des régions d'admissibilité non maximale. Le coefficient de *Samemp* est négatif et significatif pour les deux échantillons, ce qui donne à penser qu'en revenant auprès du même employeur on parvient à garder son emploi plus longtemps. Le cas pourrait se produire si le fait de revenir travailler pour la même entreprise signifie l'existence d'une convention implicite similaire à celle que nous avons mentionnée précédemment. En vertu d'une telle convention, l'entreprise pourrait garantir aux travailleurs un nombre suffisant de semaines d'emploi pour qu'ils accèdent aux prestations d'assurance-chômage ou parviennent éventuellement au point  $H_{mxyr}$ .

20 La valeur négligeable de la variable *Univ* est sans doute attribuable au fait que très peu de personnes de l'échantillon avaient poursuivi des études universitaires.

**Tableau 2**  
**Estimation des covariables au moyen du modèle de durée**  
**Emplois saisonniers, 1989**

Variable	Tout le Canada	Régions d'admissibilité non maximale
Femme	0,280 (0,095)*	0,228 (0,108)*
Célibataire	-0,209 (0,081)*	-0,246 (0,090)*
Non-chef (Nothead)	-0,054 (0,079)	-0,128 (0,089)
Élém	0,236 (0,092)*	0,180 (0,107)+
Ps	-0,320 (0,088)*	-0,306 (0,095)*
Univ	0,204 (0,201)	0,311 (0,211)
Prim	0,563 (0,127)*	0,624 (0,142)*
Sec (Mfg)	0,346 (0,164)*	0,466 (0,181)*
Alim (Food)	0,701 (0,187)*	0,997 (0,226)*
Constr	-0,114 (0,123)	-0,104 (0,138)
Publc	0,627 (0,213)*	0,628 (0,240)*
Colbe (Wcolr)	-0,018 (0,111)	0,026 (0,128)
F2099	-0,024 (0,086)	-0,024 (0,095)
F100499	0,035 (0,136)	0,118 (0,152)
Fgt500	0,194 (0,220)	0,352 (0,276)
Samemp	-0,221 (0,074)*	-0,335 (0,087)*
Uncov	-0,393 (0,080)*	-0,369 (0,091)*
Préscol (Presch)	0,027 (0,106)	-0,025 (0,121)
Scol (Ochld)	0,146 (0,088)+	0,054 (0,069)
Immig	0,088 (0,116)	0,198 (0,130)
Age	-1,73 (0,478)*	-1,78 (0,566)*
Agesq	5,124 (2,628)	5,112 (3,085)+
Wwage	-0,015 (0,014)	-0,032 (0,016)*
Frstwk	0,461 (0,116)*	0,507 (0,127)*
Ru	0,648 (1,15)	0,608 (1,541)
GEVER	0,526 (0,227)*	0,550 (0,254)*
HMIN	-0,100 (0,422)	-0,191 (0,478)
VERMY	-0,259 (0,267)	-0,351 (0,312)
HMXR	0,100 (0,169)	0,283 (0,182)
Nombre d'observations	8968	6623
Vraisemblance logarithmique moyenne	-2,426	-2,832

Erreur-type entre parenthèses. \* et + significativement différent de 0 aux seuils de 5 p. 100 et de 10 p. 100, respectivement.

Comme prévu, les syndicats ont une incidence négative sur le taux d'insuccès. Il en va autant pour l'âge. Les coefficients significatifs de la variable *Agesq* suggèrent que la relation négative entre le taux d'insuccès et l'âge diminue à mesure que le travailleur vieillit. Remarquons que la variable *Agesq* correspond à l'âge au carré, divisé par 1 000, d'où l'importance du coefficient. De plus, on soustrait la moyenne des variables continues, comme l'âge, de la valeur de chaque observation afin que la probabilité de base corresponde à la moyenne individuelle pour ces dimensions.

Dans le cas des deux échantillons concernant le Canada en général et les mises à pied saisonnières et que l'on observe dans les régions d'admissibilité non maximale, le taux de chômage de la région économique est positif mais pas significatif dans les deux échantillons. Le signe positif pourrait s'expliquer par un taux de chômage élevé attribuable à une demande réticente pour le produit ou par une hausse du taux de chômage « hors saison », dans les régions où l'on trouve un fort contingent de travailleurs saisonniers.

Les principales variables qui nous intéressent sont *HMIN*, *HMXR*, *GEVER* et *VERMY*. L'effet le plus important provient de *GEVER*. (*GEVER* égale 1 pour toutes les semaines  $H_{min}$  et celles qui suivent.) Les deux échantillons révèlent que le taux de probabilité augmente de façon significative quand une personne devient admissible aux prestations d'assurance-chômage. Fait surprenant, le coefficient de *HMIN* n'approche la valeur significative dans aucun échantillon. Remarquons que l'effet de la variable *HMIN* s'ajoute à celui de la variable *GEVER*. Les estimations indiquent donc que la probabilité augmente bien au point correspondant à la norme d'admissibilité, mais que l'effet n'est pas particulièrement important à ce point. Au cours des semaines qui séparent la norme d'admissibilité et  $H_{mxyr}$ , la probabilité est en fait plus faible dans les deux échantillons.

Enfin, le coefficient de *HMXR* est positif pour les deux échantillons et atteint presque la valeur significative dans l'échantillon de régions d'admissibilité non maximale<sup>21</sup>. L'absence de crête au point  $H_{min}$ , le taux de probabilité plus faible des semaines situées entre  $H_{min}$  et  $H_{mxyr}$  et l'existence éventuelle d'une crête au point  $H_{mxyr}$  pourraient venir du fait que les périodes d'emploi n'ont pas été construites pour durer le temps nécessaire à l'obtention de prestations, mais pour atteindre une consommation annuelle maximale avec les prestations. Ceci pourrait suggérer une utilisation plus complexe du régime que le simple fait de parvenir à la norme d'admissibilité minimale. Soulignons cependant que lorsqu'on tient compte des dispositions applicables aux réitérants,  $H_{min}$  et  $H_{mxyr}$

21 Une explication possible à cette observation repose sur la figure 6. Le taux de probabilité est beaucoup plus élevé dans les régions d'admissibilité maximale qu'ailleurs. Puisque, dans l'échantillon complet, on détermine l'effet *HMXR* en comparant le taux de probabilité au point  $H_{mxyr}$  dans les régions d'admissibilité maximale au taux de probabilité des autres régions au nombre identique de semaines, il est concevable qu'on obtienne un coefficient négatif pour *HMXR*. En contrôlant le taux de chômage comme nous le faisons, on atténue cet effet si bien que le taux de probabilité plus élevé dans les régions d'admissibilité maximale n'est associé qu'à un taux de chômage plus élevé. Il se peut cependant qu'on ne puisse contrôler totalement l'écart entre le taux de probabilité moyen dans des régions d'admissibilité maximale et les autres régions. Supprimer les observations des régions d'admissibilité maximale lors de l'estimation pourrait atténuer le problème posé par l'existence des groupes de comparaison qui ne sont pas exactement équivalents et donner une plus forte estimation des effets du régime d'assurance-chômage.

**Tableau 3**  
**Estimation des covariables au moyen du modèle de durée**  
**Emplois non saisonniers, 1989**

Variable	Tout le Canada	Régions d'admissibilité non maximale
Femme	-0,073 (0,034)*	-0,102 (0,035)*
Célibataire	-0,045 (0,030)	-0,089 (0,031)*
Non-chef (Nothead)	-0,150 (0,026)*	-0,144 (0,028)*
Élém	0,023 (0,041)	-0,082 (0,044)+
Ps	-0,080 (0,028)*	-0,073 (0,029)*
Univ	-0,453 (0,063)*	-0,479 (0,065)*
Prim	0,211 (0,058)*	0,094 (0,065)
Sec (Mfg)	-0,357 (0,041)*	-0,357 (0,042)*
Alim (Food)	0,086 (0,077)	-0,081 (0,084)
Constr	0,102 (0,036)*	0,062 (0,038)+
Publc	0,339 (0,071)*	0,194 (0,078)*
Colbl (Wcolr)	-0,623 (0,033)*	-0,576 (0,034)*
F2099	-0,274 (0,029)*	-0,271 (0,030)*
F100499	-0,346 (0,039)*	-0,345 (0,041)*
Fgt500	-0,503 (0,071)*	-0,608 (0,074)*
Samemp	-0,242 (0,033)*	-0,249 (0,035)*
Uncov	-0,420 (0,035)*	-0,353 (0,037)*
Préscol (Presch)	-0,126 (0,036)*	-0,097 (0,037)*
Scol (Ochld)	-0,017 (0,031)	-0,017 (0,032)
Immig	-0,344 (0,036)*	-0,301 (0,037)*
Age	-1,81 (0,154)*	-1,81 (0,162)*
Agesq	4,92 (0,864)*	4,85 (0,911)*
Wwage	0,016 (0,005)*	0,016 (0,005)*
Frstwk	0,838 (0,039)*	0,920 (0,040)*
Ru	0,855 (0,449)+	0,886 (0,502)+
GEVER	0,220 (0,080)*	0,165 (0,083)*
HMIN	0,130 (0,078)+	0,158 (0,079)*
VERMX	0,241 (0,045)*	0,342 (0,047)*
HMX	0,458 (0,164)*	0,445 (0,224)*
Nombre d'observations	8968	6623
Vraisemblance logarithmique moyenne	-2,426	-2,832

Erreur-type entre parenthèses. \* et + significativement différent de 0 aux seuils de 5 p. 100 et de 10 p. 100, respectivement.

*Les résultats relatifs aux emplois saisonniers indiquent que le taux de probabilité de la durée de l'emploi augmente de 69 p. 100 une fois que le travailleur dépasse la norme d'admissibilité.*

ne diffèrent que pour peu de travailleurs saisonniers, et la plus grande partie de la variation qui détermine l'effet  $H_{min}$  vient de régions où le taux de chômage est plus bas. Il se peut donc que l'effet de la norme d'admissibilité ne soit pas significatif pour les travailleurs saisonniers quand  $H_{min} \neq H_{mxyr}$ , alors qu'il est relativement important lorsque  $H_{min} = H_{mxyr}$ . Cela ne suggérerait pas un recours complexe au régime mais un plus grand usage dans les régions où le taux de chômage est élevé.

Le tableau 3 présente les coefficients estimatifs applicables aux mises à pied non saisonnières. Comme indiqué précédemment, pour ces travailleurs, les crêtes éventuelles devraient se manifester aux points  $H_{min}$  et  $H_{mx}$ , donc inclure les variables correspondantes. Nous y avons ajouté la variable *GEVER* et une variable factice représentant les semaines qui séparent les points  $H_{min}$  et  $H_{mx}$ .

Plusieurs covariables ont des coefficients estimatifs passablement différents quand on les compare à ceux des travailleurs saisonniers. Ainsi, la variable du sexe féminin change-t-elle de signe, ce qui indique que les femmes perdent leur emploi non saisonnier plus tard que les personnes de l'autre sexe. Les effets associés à l'éducation et à l'industrie sont analogues à ceux du tableau 2, outre le fait que la variable *Univ* est maintenant significative et que les emplois dans le secteur manufacturier durent désormais plus longtemps que ceux de la catégorie de base. Les variables liées à la taille de l'entreprise révèlent des effets négatifs significatifs, ainsi qu'on s'y attendait au départ, alors que la présence d'enfants est corrélée à une période d'emploi prolongée. La variable du statut d'immigrant change également de signe, ce qui donne à penser que pour ce qui est des mises à pied non saisonnières, les immigrants sont sensiblement moins susceptibles de quitter leur emploi. Fait intéressant, la variable du salaire hebdomadaire, non significative dans l'échantillon des travailleurs saisonniers, a désormais un effet positif significatif. En réalité, cette observation contredit les prévisions du modèle de recherche normalisé. Il se peut que l'on saisisse indirectement l'effet des prestations d'assurance-chômage plus élevées puisque ces dernières représentent une fraction constante du salaire, jusqu'à concurrence d'un maximum. Nous approfondirons cette possibilité plus loin. Le taux de chômage régional a toujours un coefficient positif, significatif cependant, au seuil de 10 p. 100 dans les deux échantillons.

Les variables du régime d'assurance-chômage diffèrent aussi considérablement des variables comparables observées lors de l'analyse de l'échantillon des travailleurs saisonniers. Plus précisément, *GEVER* est toujours positif et significatif, quoique légèrement plus faible qu'avec l'échantillon de travailleurs saisonniers. *HMIN* est également positif et significatif au seuil de 10 p. 100 pour l'échantillon global et au seuil de 5 p. 100 pour les régions d'admissibilité non maximale. La variable *VERMX* est positive et significative au seuil de 5 p. 100 dans les deux échantillons, à l'instar de la variable *HMX*. Dans l'ensemble, ces résultats laissent entrevoir une série plus distincte de crêtes que dans le modèle saisonnier, notamment avec une hausse de la probabilité au cours des six semaines séparant  $H_{min}$  et  $H_{mx}$ , et des crêtes statistiquement significatives aux points  $H_{min}$  et  $H_{mx}$ .

Au tableau 4, on trouve l'estimation des covariables des processus qui aboutissent à un départ volontaire. L'échantillon utilisé pour cette estimation comprend

**Tableau 4**  
**Estimation des covariables au moyen du modèle de durée**  
**Départs volontaires, 1989**

Variable	Tout le Canada
Femme	0,010 (0,034)
Célibataire	0,042 (0,030)
Non-chef (Nothead)	-0,025 (0,027)
Hs	-0,380 (0,038)*
Ps	-0,396 (0,040)*
Univ	-0,834 (0,077)*
Prim	0,339 (0,052)*
Sec (Mfg)	-0,304 (0,044)*
Alim (Food)	0,403 (0,066)*
Constr	0,106 (0,040)*
Publc	0,453 (0,064)*
Colbl (Wcolr)	-0,510 (0,034)*
F2099	-0,262 (0,029)*
F100499	-0,257 (0,042)*
Fgt500	-0,420 (0,071)*
Samemp	-0,081 (0,032)*
Uncov	-0,339 (0,038)*
Préscol (Presch)	-0,018 (0,037)
Scol (Ochld)	0,058 (0,032)+
Immig	-0,282 (0,037)*
Age	-0,049 (0,016)*
Agesq	0,015 (0,008)+
Hwage	-0,257 (0,028)*
Hrs	0,306 (0,039)*
Frstwk	0,388 (0,039)*
Ru	1,076 (0,467)*
HMIN	-0,125 (0,084)
HMX YR	0,066 (0,076)
HMX	0,448 (0,140)*
Nombre d'observations	7272
Vraisemblance logarithmique moyenne	-1,757

Erreur-type entre parenthèses. \* et + significativement différent de 0 aux seuils de 5 p. 100 et de 10 p. 100, respectivement.

toutes les mises à pied non saisonnières, les périodes d'emploi qui n'avaient pas pris fin au terme de 1990 et tous les emplois qui se sont terminés par un départ volontaire. L'estimation a été effectuée en fonction de probabilités concurrentielles, selon l'hypothèse que les mises à pied non saisonnières constituent des observations censurées. Les coefficients estimatifs ressemblent souvent à ceux du groupe des mises à pied non saisonnières, mais les variables du régime d'assurance-chômage présentent un aspect différent. L'estimation ne porte que sur les variables des points où pourrait apparaître une crête. Les variables *HMIN* et *HMAX* ne sont pas significativement différentes de zéro. De fait, le coefficient *HMAX* est inférieur à l'erreur-type et la variable *HMIN* a un coefficient négatif. Le coefficient de la variable *HMX* est cependant positif et très significatif. L'absence d'effet, ou presque, à la norme d'admissibilité et l'existence d'un effet significatif au nombre maximal de semaines d'admissibilité démontre un usage plus complexe du régime que celui auquel on pourrait s'attendre.

Les résultats relatifs aux emplois saisonniers indiquent que le taux de probabilité de la durée de l'emploi augmente de 69 p. 100 une fois que le travailleur dépasse la norme d'admissibilité. De plus, les résultats issus de l'échantillon des régions d'admissibilité non maximale révèlent une hausse additionnelle de 33 p. 100 au point  $H_{mxyr}$ . Les emplois non saisonniers et ceux qui se terminent par un départ volontaire révèlent des effets d'une amplitude analogue ou supérieure aux points où l'on prévoit une crête.

Ces effets présentent-ils un intérêt quelconque sur le plan de l'économie? Pour le déterminer, on peut examiner au tableau 5 les résultats du calcul des effets de l'assurance-chômage pour un travailleur d'une région où le taux de chômage atteint 9 p. 100. Dans cette région,  $H_{min}=11$ ,  $H_{mxyr}=15$  et  $H_{mx}=35$ . Dans les deux premières colonnes du tableau on estime le taux de probabilité à 11 et à 15 semaines ainsi que le taux de probabilité moyen entre la 11<sup>e</sup> et la 15<sup>e</sup> semaine et au-delà de la 15<sup>e</sup> semaine, pour les travailleurs saisonniers. On remarque des taux de probabilité similaires pour les emplois non saisonniers. Dans le cas des emplois saisonniers, ces taux sont calculés avec la formule 1), la probabilité de base étant établie au moyen des estimations d'une telle probabilité pour un travail saisonnier, issues de l'application du modèle de durée principal à l'échantillon global, la valeur des covariables étant fixée à la moyenne pertinente pour les travailleurs saisonniers et les coefficients  $\beta$  correspondant aux effets estimatifs des covariables pour les travailleurs saisonniers selon le tableau 2, pour l'échantillon global. On obtient les résultats pour les emplois non saisonniers de la même façon.

Le taux de probabilité ajusté de la première colonne a été obtenu avec une variable factice égale à zéro pour les effets de l'assurance-chômage. Il s'agit donc des meilleures prévisions du taux de probabilité applicable quand le travailleur n'est pas admissible aux prestations d'assurance-chômage. La deuxième colonne donne le taux de probabilité ajusté lorsque les variables de l'assurance-chômage prennent la valeur 1, les semaines appropriées (p. ex. : la variable *HMIN* est égale à 1 durant la 11<sup>e</sup> semaine). La troisième colonne correspond à l'écart entre les deux taux.

Ce tableau révèle que si les effets de l'assurance-chômage donnent plus de résultats statistiquement significatifs pour les emplois non saisonniers, les effets du

régime sur le travail saisonnier sont pour leur part plus révélateurs sur le plan économique. Le droit aux prestations d'assurance-chômage augmente la probabilité que l'emploi saisonnier prenne fin au point  $H_{min}$ , ou à un moment quelconque entre  $H_{min}$  et  $H_{mxyr}$ , de beaucoup moins que 1 p. 100. Parallèlement, le taux de probabilité augmente d'environ 1,5 p. 100 au point  $H_{mxyr}$ . Quand on se sert des résultats de l'échantillon des régions d'admissibilité non maximale, on remarque que le taux de probabilité à 15 semaines passe de 0,035 à 0,080, donc que près d'un emploi saisonnier sur 20 se rendant au moins jusqu'au point  $H_{mxyr}$  prend fin à ce point pour des raisons qui ont un lien direct avec le régime d'assurance-chômage. Durant les semaines qui suivent le point  $H_{mxyr}$ , le taux de probabilité moyen augmente de 3,4 p. 100 en raison des effets de l'assurance-chômage.

Pour les emplois non saisonniers, la hausse statistiquement significative de la probabilité d'un effet de l'assurance-chômage produit en réalité une hausse du taux de probabilité considérablement inférieure à 1 p. 100. Pour ce qui est des départs volontaires, le taux d'insuccès de la semaine  $H$  augmente de 57 p. 100 lorsque la semaine  $H$  coïncide avec le point  $H_{mx}$ ; ce résultat est statistiquement révélateur. Néanmoins, puisque le taux d'insuccès moyen pour la durée de l'emploi pertinent est inférieur à 0,01, l'effet semble relativement anodin dans l'ensemble.

**Tableau 5**  
**Taux de probabilité ajusté avec et sans assurance-chômage**

Emplois saisonniers			
Taux de probabilité à :	Sans a.-c.	Avec a.-c.	Écart
$H_{min}$ (11 semaines)	0,012	0,019	0,007
Taux de probabilité moyen entre $H_{min}$ et $H_{mxyr}$ (12 à 14 semaines)	0,013	0,017	0,004
$H_{mxyr}$ (15 semaines)	0,017	0,032	0,015
Taux moyen au-delà de $H_{mxyr}$ (16 semaines ou plus)	0,049	0,082	0,033
Emplois non saisonniers			
Taux de probabilité à :	Sans a.-c.	Avec a.-c.	Écart
$H_{min}$ (11 semaines)	0,011	0,016	0,005
Taux de probabilité moyen entre $H_{min}$ et $H_{mxyr}$ (12 à 34 semaines)	0,009	0,014	0,005
$H_{mxyr}$ (35 semaines)	0,006	0,013	0,007
Taux moyen au-delà de $H_{mxyr}$ (36 semaines ou plus)	0,007	0,009	0,002

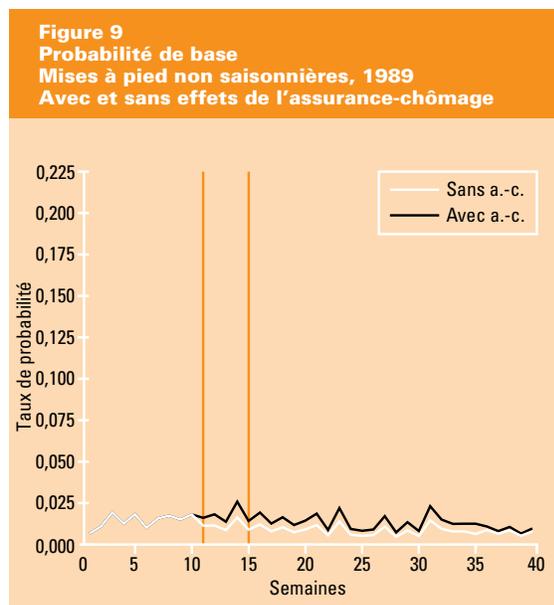
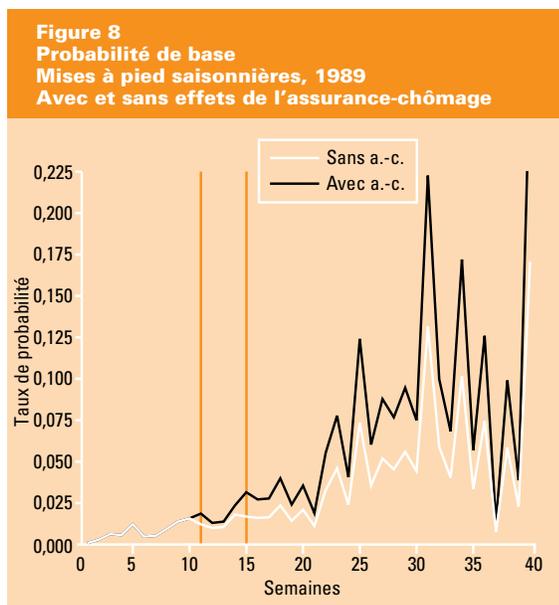
\* Les résultats ont été obtenus au moyen de l'estimation de la probabilité de base et des estimations des covariables des tableaux 2 et 3. Lors du calcul, on a pris la valeur moyenne des covariables pour le groupe pertinent (à savoir emplois saisonniers de la partie supérieure du tableau et emplois non saisonniers pour la partie inférieure). Les estimations supposent que le travailleur vit dans une région de l'assurance-chômage où le taux de chômage est de 9 p. 100. Dans cette région,  $H_{min} = 11$  semaines,  $H_{mxyr} = 15$  semaines, et  $H_{mx} = 35$  semaines.

*Puisqu'un emploi saisonnier dure moins d'un an par définition, on ignore s'il faut vraiment se préoccuper de tels effets. Si la durée des emplois saisonniers subit un ajustement en fonction du régime d'assurance-chômage, il se peut néanmoins qu'on puisse dans une certaine mesure réduire la période de non-emploi des travailleurs saisonniers en modifiant le point  $H_{mxyr}$ ...*

Les figures 8 et 9 illustrent les différences entre la signification économique des emplois saisonniers et non saisonniers. Ces figures tracent le taux de probabilité ajusté utilisé au tableau 5 pour les emplois saisonniers et non saisonniers, avec et sans assurance-chômage. Nous ne prétendons pas que la courbe « sans assurance-chômage » reflète le taux de probabilité qu'on observerait en l'absence de régime, mais uniquement le taux de probabilité d'une personne qui, pour une raison quelconque, n'est pas admissible aux prestations en vertu du régime existant. Les modifications que subirait inévitablement la structure de l'industrie advenant la disparition du régime jusqu'au rétablissement d'un équilibre général n'apparaissent pas dans ces figures.

La variation de la signification économique des effets de l'assurance-chômage pour les diverses catégories d'emploi s'explique par la nature proportionnelle de la formule de calcul de la probabilité estimative. Il se peut qu'on observe une hausse apparemment importante du taux de probabilité attribuable au régime d'assurance-chômage, en pourcentage, mais si le taux de probabilité touché est relativement faible au départ, l'effet concret pourrait rester bénin. Le taux de probabilité pour les emplois saisonniers est très élevé durant les quelques semaines qui suivent la norme d'admissibilité. Dans ce cas donc, les effets estimatifs en pourcentage donnent lieu à de très gros effets absolus. Par conséquent, dans l'ensemble, les résultats tendent à démontrer l'existence d'effets statistiquement significatifs mais relativement faibles en termes absolus pour les emplois non saisonniers et les emplois qui se terminent par un départ volontaire.

La plus faible probabilité de voir un travail se terminer dans les semaines qui précèdent  $H_{mxyr}$ , la crête au point  $H_{mxyr}$  (même si elle est relativement faible par rapport à l'erreur-type de l'échantillon global) et la forte hausse du risque au point  $H_{mxyr}$  et dans les semaines qui suivent pourraient révéler une adaptation assez importante des travailleurs saisonniers au régime d'assurance-chômage.



Nous ignorons dans quelle mesure cette adaptation comprend une prolongation plutôt qu'un raccourcissement de la période d'emploi. Puisqu'un emploi saisonnier dure moins d'un an par définition, on ignore s'il faut vraiment se préoccuper de tels effets. Si la durée des emplois saisonniers subit un ajustement en fonction du régime d'assurance-chômage, il se peut néanmoins qu'on puisse dans une certaine mesure réduire la période de non-emploi des travailleurs saisonniers en modifiant le point  $H_{mxyr}$  ; il suffirait pour cela de réduire les prestations complémentaires pour la région. Comme le modèle à convention implicite le suggère, on pourrait cependant constater une augmentation du nombre de personnes ne trouvant pas du tout de travail, ce qui aboutirait à une érosion de la population des agglomérations associées à une industrie saisonnière. Quoi qu'il en soit, la preuve que certains intervenants du secteur des emplois saisonniers modifient leur comportement en fonction du régime d'assurance-chômage ne fait que confirmer la notion que l'assurance-chômage ne joue pas simplement le rôle d'une assurance à l'égard de tels emplois.

Comment ces résultats se comparent-ils à ceux des études antérieures? Christofides et McKenna (1993) se sont penchés sur la durée de l'emploi au Canada au moyen des prolongements de l'EA pour 1986 et 1987. Ils ont constaté que la durée de l'emploi augmente avec l'âge et le niveau de scolarité en général, est plus brève pour les femmes, plus longue pour les syndiqués et augmente avec la taille de l'entreprise. Notre estimation des covariables concorde avec ces constatations, outre le fait que les femmes gardent leur emploi non saisonnier plus longtemps lorsqu'on contrôle d'autres covariables. Ces auteurs constatent également que la durée moyenne d'un emploi qui se termine par un départ volontaire est supérieure à celle d'un emploi qui aboutit à une mise à pied, ce qui correspond au taux d'insuccès inférieur observé pour les départs volontaires. Enfin, ces mêmes auteurs soulignent l'existence de crêtes quant à la probabilité qu'un emploi se termine entre la 10<sup>e</sup> et la 14<sup>e</sup> semaine et émettent l'hypothèse que les crêtes sont attribuables au régime d'assurance-chômage.

Green et Riddell (1993b) étudient les effets d'une expérience accidentelle résultant de l'introduction de la norme d'admissibilité en 1990. Cette année-là, la formule de la norme variable d'admissibilité présentée à la partie 1, page 12, n'a pas été reconduite à la suite d'un différend sur une autre question opposant la Chambre des communes et le Sénat. La norme d'admissibilité a donc été de 14 semaines dans toutes les régions du Canada pendant 10 mois. À partir d'un ensemble de données et d'une méthode analogues à ceux présentés ici, Green et Riddell ont analysé la probabilité associée à la durée de l'emploi dans les régions d'admissibilité maximale dans l'espoir de déceler les changements qu'aurait pu entraîner la modification de la norme d'admissibilité. Cette analyse repose sur les régions d'admissibilité maximale car celles-ci permettent d'examiner les effets du changement dans un milieu où ne varie aucun autre paramètre du régime d'assurance-chômage.

Les chercheurs ont constaté que le relèvement de quatre semaines de la norme d'admissibilité survenue dans ces régions a eu une incidence significative sur la durée de l'emploi. Leurs estimations révèlent que le changement pourrait avoir prolongé la durée de l'emploi d'en moyenne 1,5 semaine et réduit le taux de chômage de 0,3 p. 100 dans les régions concernées. On attribue dans une large

mesure ces résultats aux effets de la norme d'admissibilité. Toutefois, dans les régions d'admissibilité maximale, la norme d'admissibilité et le point  $H_{mxyr}$  coïncident. Les résultats dévoilés dans le présent document révèlent que les estimations pourraient en fait résulter du déplacement du point  $H_{mxyr}$ . Fait intéressant, Green et Riddell ont constaté que le taux de probabilité à 10 semaines (la norme d'admissibilité pour ces régions en 1989) a diminué d'environ 0,02 p. 100 durant la période expérimentale, effet de la même importance que celui du point  $H_{mxyr}$  estimé plus haut pour les mises à pied saisonnières.

Baker et Rea (1993) se sont eux aussi intéressés aux effets de l'expérience de 1990 sur le taux de probabilité associé à l'emploi et ont utilisé les écarts inter-régionaux du régime d'assurance-chômage un peu de la même manière qu'on l'a fait ici. Ces chercheurs ont également noté que la modification de la norme d'admissibilité avait eu des effets significatifs. Leurs estimations incluent une variable factice pour le point  $H_{min}$  ne faisant aucune distinction entre les réitérants et les non-réitérants dans les régions (c'est-à-dire qu'ils attribuent la valeur  $H_{min}$  issue de la formule décrite à la page 12 à tous les particuliers). Les auteurs constatent ainsi une hausse de 250 p. 100 de la probabilité au point correspondant à la norme d'admissibilité. Ces estimations sous-entendent des effets beaucoup plus importants que les nôtres. Dans les estimations où l'admissibilité à l'assurance-chômage est calculée différemment pour les réitérants et les non-réitérants cependant, les chercheurs obtiennent des résultats plus semblables à ceux du présent document.

Baker et Rea soutiennent que les résultats statistiques de leurs calculs révèlent une erreur dans la mesure de  $H_{min}$  quand les résultats sont traités différemment. Il semblent donc accorder plus de crédit aux estimations plus élevées. Nous avons examiné des formules où les réitérants ne bénéficient pas d'un traitement particulier et obtenu des effets contradictoires à ceux de Baker et Rea ; nos estimations des effets de l'assurance-chômage sont plus faibles. Une explication possible de l'écart entre les deux études a trait à l'amplitude des estimations de Baker et Rea, amplitude attribuable au fait que les chercheurs ont utilisé une formule uniforme pour établir la probabilité de base. Plus précisément, ils mesurent leur variable factice  $H_{min}$  en comparant surtout le taux de probabilité à 14 semaines en 1990 au taux de probabilité de base à 14 semaines. Pourtant, pratiquement tous les tracés du taux de probabilité lié à l'emploi au Canada en 1989 révèlent une crête « naturelle » à 14 semaines (en ce sens que le taux de probabilité présente une crête à ce point, que la norme d'admissibilité pour la région soit de 14 semaines ou non). Puisqu'une probabilité de base uniforme ne peut, par définition, saisir entièrement cette crête « naturelle », la variable factice  $H_{min}$  illustrera non seulement les effets de la norme d'admissibilité en 1990, mais aussi la crête « naturelle ». Il pourrait donc s'ensuivre une surestimation de l'effet de la norme d'admissibilité. En traitant différemment les réitérants, on suppose que la variable factice  $H_{min}$  n'est pas toujours égale à 1 à la 14<sup>e</sup> semaine en 1990, donc on réduit la part de la crête « naturelle » capturée par la variable factice à la 14<sup>e</sup> semaine. Ceci pourrait expliquer les estimations plus faibles relevées lorsqu'on traite les réitérants de la manière appropriée.

Les estimations de Christofides et McKenna (1994) soulignent une difficulté analogue. Ceux-ci ont également obtenu des valeurs beaucoup plus élevées que les

nôtres pour les effets de la norme d'admissibilité dans un cadre statistique similaire à divers égards. Parce qu'ils se sont servis du modèle des probabilités proportionnelles de Cox, leur estimation des effets de la norme d'admissibilité attribue toutes les cessations d'emploi qui surviennent au point correspondant à la norme d'admissibilité. Par conséquent, si un grand nombre d'emplois prennent fin au cours de la 10<sup>e</sup> semaine à Terre-Neuve, où la norme d'admissibilité est de 10 semaines pour chacun, ils en attribuent l'effet total à la norme d'admissibilité<sup>22</sup>, et cela bien qu'on note des crêtes importantes à 10 semaines en Ontario, où la norme d'admissibilité de 10 semaines ne s'applique pas, c'est-à-dire bien qu'un grand nombre d'emplois se terminent à 10 semaines et qu'on ne puisse attribuer ce phénomène au régime. Leurs estimations représentent donc la limite supérieure extrême des effets de l'assurance-chômage sur la durée de l'emploi.

Dans l'ensemble donc, nous pensons que nos estimations concordent avec celles des deux études qui ressemblent plus à la nôtre. Les hypothèses avancées pour expliquer les différences avec l'étude de Baker et Rea demeurent cependant de la spéculation : nous n'avons pas tenté d'estimer une formule comprenant une probabilité de base uniforme pour la vérifier.

---

22 Le simple fait qu'à un endroit du document, Christofides et McKenna (1994) estiment les effets de la norme d'admissibilité pour un échantillon exclusivement constitué d'emplois à Terre-Neuve donne à penser qu'il ne s'agit pas d'un effet attribuable uniquement au régime. À l'heure actuelle, Terre-Neuve ne compte pratiquement que des régions d'admissibilité maximale où la norme d'admissibilité est de 10 semaines et où les dispositions concernant les réitérants n'interviennent pas, donc n'entraînent pas une variation de la norme d'admissibilité d'un sujet à l'autre. Par conséquent, hormis l'existence de quelques réitérants dans une région quelconque, la norme d'admissibilité est la même pour toute la province si bien qu'on ne peut en évaluer l'effet sans tenir compte des autres causes qui peuvent entraîner la cessation de l'emploi au bout de 10 semaines.



*Dans le cas des travailleurs saisonniers... il semble qu'un plus grand nombre d'emplois cessent au point où le travailleur devient admissible à des prestations suffisantes pour l'aider à finir l'année.*

## 5. Conclusion

Dans le présent document, nous utilisons un vaste échantillon d'emplois en cours en 1989 pour déceler les effets du régime d'assurance-chômage sur la durée de l'emploi. Des signes indiquant l'existence de tels effets révéleraient que l'utilisation du régime pourrait engendrer un risque moral. Si pareils effets existent bel et bien, il conviendrait de se demander dans quelle mesure le régime sert d'assurance contre la perte imprévue d'un emploi.

Dans la première partie de ce document on décrit le régime d'assurance-chômage en 1989. Cette description suggère une variation potentiellement importante des paramètres du système, principalement déclenchée par la fluctuation du taux de chômage régional. Dans le reste du document, nous nous servons de cette variation pour estimer les effets de l'assurance-chômage sur la cessation d'emploi. Dans la deuxième partie nous présentons trois modèles théoriques expliquant l'incidence du régime sur la cessation d'emploi : un modèle statique de l'offre de main-d'œuvre, un modèle de recherche et un modèle à convention implicite. Ces trois modèles laissent entendre qu'un nombre disproportionné d'emplois devraient prendre fin au point correspondant à la norme d'admissibilité et à celui où le travailleur devient admissible à 50 semaines de prestations (le maximum autorisé), et que le nombre de cessations d'emploi devrait être plus élevé dans les semaines qui suivent le moment où la norme d'admissibilité est atteinte plutôt que dans celles qui le précèdent. En outre, avec une période d'un an, le modèle statique de l'offre de main-d'œuvre et le modèle à convention implicite donnent à penser qu'on devrait relever un nombre disproportionné de cessations d'emploi au moment où une personne devient admissible à un nombre de semaines de prestations suffisant pour l'aider à passer l'année. Nous en concluons qu'on devrait procéder à une analyse distincte des travailleurs saisonniers et non saisonniers, les incitatifs étant différents pour les deux groupes.

Pour les raisons expliquées dans notre étude, il est impossible de distinguer d'emblée les emplois saisonniers et non saisonniers; l'échantillon doit être divisé en fonction des mises à pied saisonnières, des mises à pied non saisonnières et des départs volontaires. L'estimation d'un modèle économétrique en mesure de saisir les effets du régime sur ces trois groupes donne des résultats intéressants. Dans le cas des travailleurs saisonniers, la probabilité d'une cessation d'emploi augmente de façon significative dans les semaines qui suivent celles où l'on satisfait à la norme d'admissibilité. Au lieu d'une accumulation d'emplois qui se terminent immédiatement au point où cette exigence est satisfaite, on constate que les emplois ne sont pas plus susceptibles, et même légèrement moins susceptibles, de prendre fin au moment où la norme d'admissibilité est atteinte ou dans les semaines immédiatement subséquentes, comparativement aux semaines ultérieures. Plus précisément, il semble qu'un plus grand nombre d'emplois cessent au point où le travailleur devient admissible à des prestations suffisantes pour l'aider à finir l'année. En ce qui concerne les mises à pied non saisonnières, on se rend compte qu'un plus grand nombre d'emplois se terminent également dans les semaines suivant la norme d'admissibilité. En outre, un nombre significatif d'emplois prennent fin au point qui correspond à la norme d'admissibilité et

à celui auquel le travailleur devient admissible au nombre maximal de semaines de prestations. On possède aussi les preuves d'un effet significatif au même point pour les emplois qui débouchent sur un départ volontaire.

Si tous ces résultats sont statistiquement significatifs, ils ne le sont pas sur le plan économique. Plus précisément, la concentration de départs volontaires au point d'admissibilité maximale représente nettement moins qu'une hausse de 1 p. 100 du nombre d'emplois qui se terminent lors d'une semaine quelconque. Parallèlement, les effets estimatifs du régime sur les emplois non saisonniers ne touchent qu'une très petite proportion de ces emplois. Les effets sur les travailleurs saisonniers paraissent néanmoins significatifs sur le plan économique. Ainsi, selon une estimation, un emploi sur 20 prend fin exactement au moment où les prestations auxquelles le travailleur a droit permettent de couvrir le reste de l'année, cela en raison des incitatifs du régime.

Le fait que l'emploi ne cesse apparemment pas avant ce point pourrait suggérer un usage plutôt complexe du régime, notamment le choix de la date de cessation d'emploi dans certains cas. Ainsi, les mises à pied saisonnières et les départs volontaires ne surviennent-ils pas immédiatement lorsqu'une personne devient admissible à l'assurance-chômage mais à un point ultérieur, quand l'admissibilité atteint un maximum. Il vaut la peine de souligner qu'on peut prévoir une telle réaction au régime, tant avec des modèles qui incorporent les décisions des entreprises qu'avec les modèles qui attribuent la réaction au régime entièrement aux travailleurs. De fait, la découverte d'une telle tendance pour les emplois débouchant sur une mise à pied mais pas sur un départ volontaire pourrait indiquer une intervention délibérée des entreprises<sup>23</sup>.

Puisqu'un travail saisonnier dure moins d'un an par définition, il est difficile de dire si on doit s'inquiéter outre mesure des effets apparents du régime sur la durée des emplois saisonniers. Si les travailleurs saisonniers adaptent la durée de leur emploi en fonction du régime, il se peut qu'on puisse dans une certaine mesure réduire la période de non-emploi de ces travailleurs en modifiant le point  $H_{mxy}$ , par exemple en diminuant les prestations complémentaires pour la région. Comme le suggère le modèle à convention implicite, il se peut néanmoins qu'un plus grand nombre de personnes ne parviennent pas à trouver du travail, auquel cas on assisterait à une érosion de la population des agglomérations vivant d'une industrie saisonnière. Quoi qu'il en soit, les indications que les travailleurs saisonniers adaptent leur comportement en fonction du régime d'assurance-chômage dévoilées par l'étude ne font que renforcer la notion que le régime ne joue pas uniquement le rôle d'une assurance dans ce cas précis.

Les principales conclusions qu'on retire de cette analyse empirique sont donc les suivantes. En premier lieu, rien n'indique que la norme d'admissibilité influe sur la durée des emplois qui se terminent par une mise à pied saisonnière, mais on relève bien un effet au point où les travailleurs deviennent admissibles à un nombre suffisant de semaines de prestations pour parvenir à 52 semaines, soit au

---

23 On pourrait en déduire que la politique qui devait mettre fin au prétendu complexe « 10-40 », et à d'autres usages abusifs du régime en vertu desquels le travailleur ne garde son emploi que le temps nécessaire pour recevoir des prestations, en rendant une personne qui quitte volontairement son emploi sans motif valable inadmissible aux prestations n'a guère eu les résultats escomptés.

point  $H_{mxyr}$  et durant les semaines subséquentes. D'après une série d'estimations, un emploi saisonnier sur 20 pourrait se terminer au point  $H_{mxyr}$  à cause des incitatifs du régime. Les effets du régime sont également visibles pour les emplois qui débouchent sur une mise à pied non saisonnière ou un départ volontaire. Néanmoins, en termes absolus (c'est-à-dire comparativement au nombre d'emplois en cours recensés en 1989), ces effets paraissent relativement minimes. Par conséquent, si certaines indications appuient la croyance populaire que des personnes adaptent leur comportement pour profiter du régime d'assurance-chômage (donc ne s'en servent pas comme d'une assurance), nos estimations donnent à penser que les effets sont relativement bénins pour les travailleurs non saisonniers.

## Annexe A Constitution de l'échantillon



Dans cette annexe nous décrivons comment ont été construites les variables du régime d'assurance-chômage et nous donnons les moyennes des covariables. Bien que l'analyse principale porte sur la durée des emplois occupés, l'admissibilité à l'assurance-chômage repose sur la durée de la période d'emploi.

Pour comprendre comment l'admissibilité a été établie, supposons une personne qui cumule deux emplois, *A* et *B*, durant l'année et appelons les semaines où débutent ces emplois  $STRT_A$  et  $STRT_B$ , respectivement, et celles où ils prennent fin,  $STOP_A$  et  $STOP_B$ . Supposons également que le sujet ne travaillait pas avant  $STRT_A$ . Les deux variables  $ELIG_A(H)$  et  $ELIG_B(H)$  correspondent aux semaines de travail ouvrant droit à l'assurance-chômage accumulées la  $H^{i\text{ème}}$  semaine dans le cadre des emplois *A* et *B*, respectivement. Dans notre exemple, à la fin de la première semaine de l'emploi *A*, le travailleur a acquis une semaine d'emploi admissible (à savoir,  $ELIG_A(1)=1$ ) et  $ELIG_A(H)$  augmente d'une unité pour chaque nouvelle semaine de travail dans l'emploi *A*. Si  $STRT_B > STOP_A + 2$ ,

$$ELIG_B(1) = 1$$

et  $ELIG_B(H)$  augmente avec le nombre de semaines passées dans l'emploi *B*, peu importe ce qu'il advient de l'emploi *A*. Si  $STRT_B = STOP_A + 2$ , alors

$$ELIG_B(1) = STOP_A - STRT_A + 2$$

(soit la durée de l'emploi *A* plus une semaine). Par conséquent, si l'emploi *B* débute deux semaines après la fin de l'emploi *A*, le nombre de semaines admissibles continue d'augmenter.

Si l'écart entre les deux emplois dépasse deux semaines, il se peut que l'intéressé soumette une demande de prestations auquel cas il faut reprendre le calcul déterminant l'admissibilité au régime. L'écart de deux semaines couvre la période d'attente qui précède le paiement des prestations. Nous présumons que si l'intervalle entre les deux emplois est inférieur à ce délai, il est inutile de recommencer à compter le nombre de semaines ouvrant droit à l'assurance-chômage. Si  $STRT_B \leq STOP_A$ ,

$$ELIG_B(1) = STRT_B - STRT_A + 2$$

(à savoir, durée de l'emploi *A* jusqu'au moment où débute l'emploi *B* plus une semaine).

Après avoir défini la fonction  $ELIG(H)$ , on calcule les paramètres associés à l'assurance-chômage de la façon suivante. La variable  $HMIN(H)$  est égale à 1 à la  $H^{i\text{ème}}$  semaine de l'emploi si  $ELIG(H)$  = nombre de semaines correspondant à la norme d'admissibilité du travailleur. On recalcule la valeur de cette variable de semaine en semaine pour deux raisons. La première est que la fluctuation du taux de chômage régional peut modifier la norme d'admissibilité, ce qui s'est effectivement produit en 1989 dans toutes les provinces, sauf à Terre-Neuve et à l'Île-du-Prince-Édouard. Dans certaines régions, la modification est passablement importante; dans celle de Belleville-Peterborough, par exemple, la norme d'admissibilité des non-réitérants a fluctué entre 11 et 14 semaines en 1989.

En second lieu, la norme d'admissibilité des réitérants dépend du nombre de semaines de prestations durant la période d'admissibilité, c'est-à-dire la période la plus courte entre les 52 semaines précédant la présentation de la demande et le laps de temps écoulé depuis la demande la plus récente. À mesure qu'augmente la durée de l'emploi, la période d'admissibilité change, de telle sorte que certaines semaines durant lesquelles des prestations ont été touchées un an plus tôt n'entrent plus dans le calcul. Comme indiqué dans notre étude, la période d'utilisation du régime correspond à la période de non-emploi qui suit un emploi ouvrant droit aux prestations d'assurance-chômage.

La formule permettant de déterminer la norme d'admissibilité des réitérants est la suivante :

<u>Semaines de prestations durant la période d'admissibilité</u>	<u>Norme d'admissibilité</u>
$\leq NVA$	$NVA$
$NVA + i, 1 \leq i \leq 5$	$NVA + i$
$\geq NVA + 6$	$NVA + 6$

où  $NVA$  correspond à la norme variable d'admissibilité pour les non réitérants de la région.

La variable  $HMXYR(H)$  est égale à 1 à la  $H^{i\text{ème}}$  semaine de la période si  $ELIG(H) + UIQUAL(H) + 2 = 52$ ,  $UIQUAL(H)$  correspondent au nombre de semaines de prestations d'assurance-chômage auxquelles le sujet a droit après avoir travaillé  $H$  semaines dans l'emploi en cours. Si la semaine à laquelle  $HMXYR(H) = 1$  est inférieure à la semaine où  $HMIN(H) = 1$ ,  $HMXYR(H) = HMIN(H)$ . On doit aussi recalculer cette variable de semaine en semaine, car les prestations complémentaires pour la région peuvent changer avec le taux de chômage régional (donc affecter  $UIQUAL(H)$ ) et parce que cette variable ne peut prendre la valeur 1 avant la variable  $HMIN(H)$ , qui change constamment.

La variable  $HMX(H)$  est égale à 1 la  $H^{i\text{ème}}$  semaine de la période si  $ELIG(H) = H_{mx}$ , point à partir duquel le travailleur a droit au nombre maximum de semaines de prestations. Puisque l'admissibilité à l'assurance-chômage dépend des prestations complémentaires pour la région, cette variable doit elle aussi être recalculée constamment.

**Tableau A.1**  
**Description des variables et moyennes**

Description des variables	Valeur moyenne		
	Mise à pied sais.	Mise à pied non sais.	Départs vol.
Femme = 1 si c'est une femme, 0 autrement	0,320	0,453	0,530
Célibataire = 1 si c'est un(e) célibataire, 0 autrement	0,376	0,376	0,434
Non-chef (Nothead) = 1 si ce n'est pas un chef de famille, 0 autrement	0,540	0,480	0,591
Élém = 1 études secondaires non terminées, 0 autrement	0,259	0,109	0,104
Ps = 1 études postsecondaires partielles ou complètes, 0 autrement	0,201	0,318	0,292
Univ = 1 études universitaires, 0 autrement	0,023	0,086	0,072
Prim = 1 agriculture, forêts ou pêche, 0 autrement	0,259	0,053	0,034
Sec (Mfg) = 1 secteur secondaire autre que transf. des aliments et mines, 0 autrement	0,074	0,126	0,136
Alim (Food) = 1 industrie des aliments et boissons, 0 autrement	0,102	0,031	0,025
Constr = 1 construction, 0 autrement	0,250	0,151	0,085
Publ = 1 fonctionnaire, 0 autrement	0,051	0,046	0,040
Colbl (Wcolr) = 1 gestionnaire, professionnel, ventes ou secteur tertiaire, 0 autrement	0,565	0,565	0,635
F2099 = 1 si l'entreprise emploie de 20 à 99 pers. à cet endroit, 0 autrement	0,305	0,298	0,325
F100499 = 1 si l'entreprise emploie de 100 à 499 personnes à cet endroit, 0 autrement	0,126	0,164	0,119
Fgt500 = 1 si l'entreprise emploie plus de 500 pers. à cet endroit	0,036	0,059	0,051
Samemp = 1 si la pers. a travaillé pour l'entreprise l'année précédente, 0 autrement	0,596	0,229	0,200
Syndicat (Union) = 1 si la pers. est syndiquée dans son poste, 0 autrement	0,296	0,288	0,194
Préscol (Presch) = 1 si enfants d'âge préscolaire, 0 autrement	0,169	0,190	0,205
Scol (Ochld) = 1 si enfants d'âge scolaire, 0 autrement	0,301	0,252	0,246
Immig = 1 si immigrant(e), 0 autrement	0,100	0,154	0,172
Wwage = Rémunération hebdomadaire (taux horaire habituel, semaine normale de travail)	470,400	419,880	335,620
Age = Âge de la personne au moment de l'entrevue	36,160	33,890	32,160
Ru = Taux de chômage dans la région de l'a.-c., exprimé en tant que moyenne mobile trimestrielle	0,105	0,082	0,082



## Annexe B

### Élaboration de la fonction de vraisemblance

En supposant que  $x_i(H)$  ne varie pas dans une semaine donnée, Meyer (1990) a démontré qu'avec le modèle des probabilités proportionnelles, on peut calculer la probabilité qu'une période d'emploi dure au moins  $H^*+1$  semaines pourvu qu'elle ait duré  $H^*$  semaines au moyen de la formule suivante :

$$Pr[H_i \geq H^* + 1 | H_i \geq H^*] = \exp[-\exp(x_i(H^*)\beta + \gamma(H^*))] \quad (B1)$$

où

$$\gamma(H^*) = \ln \left[ \int_{H^*}^{H^*+1} h_\theta(u) du \right] \quad (B2)$$

Remarquons que la fonction de probabilité du modèle vient d'une équation négative (3). L'apport à la fonction de vraisemblance logarithmique au  $i^{\text{ème}}$  emploi est donc le suivant :

$$l_i(k_i/x_i, \gamma, \beta) = \delta_i \log [1 - \exp(-\exp[\gamma(k_i) + x_i(k_i)\beta])] \quad (B3)$$

$$- \sum_{H=1}^{k_i-1} \exp[\gamma(H) + x_i(H)\beta]$$

où  $k_i$  est la durée de la  $i^{\text{ème}}$  période d'emploi<sup>24</sup> et  $\delta_i$  est égal à 1 si la période d'emploi prend fin avant sa censure, et égal à 0 s'il y a censure. Pour maximiser la fonction de vraisemblance logarithmique, on traite  $\gamma(H)$  comme un paramètre à mesurer en vue de l'estimation de la probabilité de base pour chaque durée d'emploi. Ce paramètre permet d'évaluer la probabilité des crêtes éventuelles et des anomalies intéressantes après contrôle de l'effet des covariables, sans imposition d'une forme spécifique à la fonction.

Si la saisonnalité d'un emploi pouvait être déterminée à la perfection, on pourrait appliquer un modèle de durée comme celui-ci séparément aux emplois saisonniers et non saisonniers. Dans ce cas, la censure de la saisonnalité par les départs volontaires complique la situation. Pour y remédier, nous utilisons le modèle de durée suivant en vertu duquel les personnes doivent d'abord décider si elles chercheront un emploi saisonnier ou non. Cette décision ne repose pas sur la durée prévue de chaque type d'emploi. Selon sa décision, le travailleur amorce alors un processus qui déterminera la durée de l'emploi. On définit une variable factice  $D_{si}$ , égale à 1 quand l'emploi est saisonnier et à 0 dans les autres cas. La valeur de  $D_{si}$  est calculée ainsi :

$$\begin{aligned} I_i = z_i\phi + \eta_i &> 0 \Rightarrow D_{si} = 1 \\ &\leq 0 \Rightarrow D_{si} = 0 \end{aligned} \quad (B4)$$

où  $z_i$  correspond au vecteur des caractéristiques personnelles et professionnelles,  $\phi$  est un vecteur paramétrique et  $\eta_i$  est le terme d'écart nul moyen distribué indépendamment de  $k_i$ .

<sup>24</sup> Le paramètre correspond donc à la durée réelle de l'emploi si elle prend fin durant la période d'échantillonnage et à la durée observée jusqu'à censure, dans l'autre cas.

Lorsque l'emploi se termine par une mise à pied saisonnière, l'apport à la fonction de vraisemblance correspond à la probabilité commune que le travailleur choisisse un emploi saisonnier et que celui-ci ait la durée  $k_i$  observée. Étant donné le processus décisionnel en deux étapes mentionné précédemment, l'apport à la fonction de vraisemblance est le suivant :

$$l_i^s = l_i(k_i/x_i, \beta_s, \gamma_s, D_{si} = 1) \Phi(z_i \phi) \quad (\text{B5})$$

où la fonction  $l_i$  est identique à celle qui est définie en (B3),  $\beta_s$  est un vecteur paramétrique des covariables associées au processus de mise à pied saisonnière,  $\gamma_s$  est un vecteur paramétrique de la probabilité de base d'une mise à pied saisonnière et  $\Phi$  est la fonction de distribution normale habituelle. Compte tenu des hypothèses relatives aux choix séquentiels, la fonction du taux de probabilité est sujette à la condition qu'on l'observe avec un emploi saisonnier. Pareillement, l'apport d'une mise à pied non saisonnière correspond à la probabilité que le sujet choisisse un emploi non saisonnier et à la probabilité que cet emploi ait la durée  $k_i$  indiquée,

$$l_i^{ns} = l_i(k_i/x_i, \beta_{ns}, \gamma_{ns}, D_{si} = 0) \Phi(-z_i \phi) \quad (\text{B6})$$

où l'indice  $ns$  signifie non saisonnier.

On estime que les mises à pied et les départs volontaires résultent de probabilités concurrentielles indépendantes. Chaque départ volontaire est donc traité comme une observation censurée de l'un ou l'autre processus de mise à pied. La difficulté réside dans le fait qu'on ignore si le départ volontaire s'applique ou non à un emploi saisonnier. L'apport d'un emploi qui se termine par un départ volontaire à l'analyse des paramètres des processus de mise à pied est donc calculée comme suit :

$$l_i^q = l_i(k_i/x_i, \beta_{ns}, \gamma_{ns}, D_{si} = 0) \Phi(-z_i \phi) + l_i(k_i/x_i, \beta_s, \gamma_s, D_{si} = 1) \Phi(z_i \phi) \quad (\text{B7})$$

où la durée de la période d'emploi  $k_i$  est toujours censurée. L'équation (B7) révèle que l'apport d'un départ volontaire correspond à la moyenne pondérée de la probabilité que l'emploi saisonnier ait la durée observée et de la probabilité que l'emploi non saisonnier ait la même durée. Les facteurs de pondération ne représentent que la probabilité mathématique, qu'il s'agisse d'un emploi saisonnier ou non saisonnier, respectivement. Selon l'approche des probabilités concurrentielles indépendantes, les vecteurs des covariables et des paramètres de base pour les départs volontaires  $\beta_q$  et  $\gamma_q$  peuvent être estimés par application de (B3) aux mises à pied, que la saisonnalité soit traitée ou non comme une période d'emploi censurée<sup>25</sup>.

<sup>25</sup> On suppose donc que le processus menant à un départ volontaire est identique pour les emplois saisonniers et non saisonniers.



## Bibliographie

- Baker, M. et S. A. Rea Jr., « Employment Spells and Unemployment Insurance Eligibility Requirements », document photocopié, Département des sciences économiques, Université de Toronto, septembre 1993.
- Card, D. et W. C. Riddell, « A Comparative Analysis of Unemployment in Canada and the United States », Université de la Colombie-Britannique, Document de travail n° 92-07, juillet 1992.
- Christofides, L. N. et C. J. McKenna, « Employment Flows and Job Tenure in Canada », *Canadian Public Policy*, n° 19 juin 1993, pp. 145-161.
- Christofides, L. N. et C. J. McKenna, « Employment Patterns and Unemployment Insurance », document photocopié, 1994.
- Devine, T. J. et N. M. Kiefer, *Empirical Labor Economics*, Oxford University Press, Oxford, 1991.
- Feldstein, M. S., « Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment », *Journal of Political Economy*, 1976, pp. 937-957.
- Green, D. A. et W. C. Riddell, « The Economic Effects of Unemployment Insurance in Canada: an Empirical Analysis of UI Disentitlement », *Journal of Labor Economics*, janvier 1993(a), pp. s96-s147.
- Green, D. A. et W. C. Riddell, « Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis », Département d'économie, Université de la Colombie-Britannique, Document de travail n° 93-33, 1993(b).
- Jones, S. R. G. et W. C. Riddell, « The Measurement of Labour Force Dynamics with the Labour Market Activity Survey: The LMAS Filter ». Université de la Colombie-Britannique, Document de travail n° 91-17, juin 1991.
- Lancaster, T., *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs, n° 17, Cambridge University Press, Cambridge, 1990.
- Meyer, B. D., « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », *Econometrica*, n° 58, juillet 1990, pp. 757-782.
- Moffitt, R., et W. Nicholson, « The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: the Case of Federal Supplemental Benefits », *Review of Economics and Statistics*, n° 64, 1982, pp. 1-11.
- Mortensen, D. T., « A Structural Model of Unemployment Insurance Benefit Effects on the Incidence and Duration of Unemployment », in *Advances in the Theory and Measurement of Unemployment*, sous la direction de Y. Weiss et G. Fishelson, Macmillan Press, Londres, 1990.
- Phipps, S., « Quantity Constrained Household Response to UI Reform », *Economic Journal*, n° 100, 1990, pp. 124-140.
- Phipps, S., « Behavioural Response to UI Reform in Constrained and Unconstrained Models of Labour Supply », *Canadian Journal of Economics*, n° 24, février 1991, pp. 34-54.