

# AC

*L'admissibilité  
à l'assurance-chômage :  
analyse empirique  
au Canada*

par David A. Green  
et W. Craig Riddell



Développement des  
ressources humaines Canada

Human Resources  
Development Canada

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

Canada

AC

*L'admissibilité à  
l'assurance-chômage :  
analyse empirique  
au Canada*

**par David A. Green et  
W. Craig Riddell**

Université de la Colombie-Britannique

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

Mai 1995

Also available in English.

IN-AH-203F-05-95

### **Remerciements**

Le présent document est le quatrième d'une série de publications parrainées par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Nous aimerions remercier Scott Murray, Stephan Roller et Richard Veevers de la Direction des enquêtes spéciales de Statistique Canada, qui nous ont aidés à accéder aux données et aux ressources informatiques, ainsi que le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH) qui nous a soutenus dans nos recherches. Nous sommes également reconnaissants à Orley Ashenfelter, David Card, Denise Doiron, David Gray, Dan Hamermesh, Jon Kesselman, Lisa Lynch et Bruce Meyer, ainsi qu'aux participants aux colloques de l'Université McGill, du NBER Summer Institute on Social Insurance, des Universités Northwestern, Princeton, et Queen's ainsi que l'UBC, dont les observations nous ont été précieuses. Tim Sargent nous a fourni une aide exceptionnelle pour les recherches, et ce, dans des circonstances difficiles. Le contenu de ce document demeure la seule responsabilité des auteurs, et ne reflète pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada.

**\*\*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 conservé.**

## **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 subventionnées 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 reconnues, 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. Contexte institutionnel .....	12
2. Normes d’admissibilité à l’assurance-chômage, en théorie .....	15
3. Données .....	22
4. Preuve empirique.....	24
5. Estimations faites avec le modèle des durées .....	33
6. Adaptation à la nouvelle norme d’admissibilité.....	42
7. Conclusion.....	51
Annexe A – Constitution de l’échantillon .....	54
Bibliographie .....	56
Liste des rapports techniques d’évaluation de l’assurance-chômage .....	57

## *Liste des tableaux*

Tableau 1	Taux de risque empirique – Régions d’admissibilité maximale, 1989 et 1990 .....	25
Tableau 2	Valeurs de la fonction de survie .....	29
Tableau 3a	Estimations du modèle de durée – Covariables Modèle de base – Risques proportionnels, 1989 et 1990 .....	37
Tableau 3b	Estimations du modèle de durée – Fonction de risque de référence Modèle de base – Risques proportionnels, 1989 et 1990 .....	38
Tableau 4	Valeurs de la fonction de survie – Valeurs de référence du risque ajusté .....	40
Tableau 5	Estimations du modèle de durée – Crêtes des covariables Modèle interactif des risques proportionnels, 1989 et 1990 .....	44
Tableau 6	Personnes ayant travaillé pendant 10 à 13 semaines .....	46
Tableau 7	Comportement global du marché de l’emploi dans les régions d’admissibilité maximale et dans l’ensemble du Canada, 1989 et 1990 .....	49

## *Liste des figures*

Figure 1	Contraintes budgétaires – Régions d’admissibilité maximale Cycle d’un an .....	16
Figure 2a	Prévisions de l’évolution du salaire d’acceptation .....	19
Figure 2b	Prévisions de l’évolution du taux de risque .....	19
Figure 3	Risque empirique – Régions d’admissibilité maximale, 1989 .....	27
Figure 4	Densité empirique des périodes d’emploi complètes – Régions d’admissibilité maximale, 1989 .....	27
Figure 5	Risque empirique – Régions d’admissibilité maximale, 1990 .....	27
Figure 6	Densité empirique des périodes d’emploi complètes – Régions d’admissibilité maximale, 1990 .....	27
Figure 7	Risque empirique – Régions d’admissibilité maximale, 1989 et 1990 .....	28
Figure 8	Risque empirique – Régions où la NVA est de 13 ou 14 semaines, 1989 et 1990 .....	31
Figure 9	Risque empirique – Régions d’admissibilité maximale par semaine de début d’emploi, 1989 .....	36
Figure 10	Fonction de référence (Risque) – Régions d’admissibilité maximale, 1989 et 1990 .....	39
Figure 11	Risque empirique – Comparaison entre les départs volontaires et les mises à pied, 1989 .....	43
Figure 12	Risque empirique – Comparaison entre les départs volontaires et les mises à pied, 1990 .....	43



## Résumé

On ne sait pas grand-chose de l'effet de l'assurance-chômage sur la durée d'emploi. Dans le présent document, nous tirons parti d'une situation accidentelle unique dans le régime canadien d'assurance-chômage, situation qui a entraîné un relèvement exogène de la norme d'admissibilité (nombre de semaines de travail qu'une personne doit accumuler pour avoir droit aux prestations), lequel a ajouté jusqu'à quatre semaines à la norme antérieure dans certaines régions. Nous cerons les effets de ce relèvement surtout en comparant le taux de sortie d'emploi pendant l'année du relèvement, soit 1990, à celui de l'année précédente dans des régions où les autres paramètres du régime n'ont pas changé. Nous avons constaté qu'un relèvement de la norme d'admissibilité fait augmenter sensiblement la durée d'emploi, au point qu'elle atteint presque le nombre de semaines minimal exigé. Ce sont les petits salariés des industries saisonnières qui sont les plus touchés par les changements. Que la durée d'emploi varie beaucoup plus quand elle se termine par une mise en disponibilité plutôt que par un départ volontaire montre, de concert avec d'autres données, que l'adaptation observée est à la fois due aux entreprises et aux travailleurs. Dans l'ensemble, de solides éléments portent à croire que la norme d'admissibilité à l'assurance-chômage influe effectivement sur la durée d'emploi.



## Introduction

Les effets de l'assurance-chômage sur le comportement du marché de l'emploi ont fait l'objet de nombreuses études. La majorité des travaux ont cependant concerné ses effets sur la durée des périodes de non-emploi. On en sait beaucoup moins au sujet de ceux qu'elle a sur la durée d'emploi et, par conséquent, sur la fréquence du chômage<sup>1</sup>. Dans le présent document, nous nous servons d'une situation accidentelle unique s'étant produite dans le régime canadien d'assurance-chômage en 1990 afin de cerner les effets de la norme d'admissibilité à l'assurance-chômage (pour avoir droit aux prestations, il faut travailler pendant un nombre minimal de semaines au cours d'une période donnée) sur la distribution des durées d'emploi.

La norme d'admissibilité peut influencer de diverses façons sur le comportement des travailleurs. Si le nombre de semaines requis est bas et que la durée de versement des prestations maximales est longue, on encouragera peut-être à travailler des personnes qui, autrement, resteraient au chômage. De plus, avec une pareille norme, il serait sans doute moins coûteux pour les travailleurs et les employeurs de mettre fin aux emplois correspondant mal aux compétences des intéressés, surtout si les personnes quittant volontairement leur emploi ont droit à l'assurance-chômage ou si la fréquence des mises à pied chez l'employeur n'entraîne pas la fixation de taux particuliers de cotisation. Au contraire, si l'on relève la norme d'admissibilité, il est moins probable que les personnes vont se trouver du travail ou prolonger leurs périodes d'emploi pour avoir droit à l'assurance-chômage. En fixant la norme à un niveau élevé, on découragera peut-être aussi l'utilisation de l'assurance-chômage pour subventionner les emplois saisonniers. D'une façon plus générale, l'établissement d'une norme relativement élevée pourrait réduire la valeur d'assurance du programme d'assurance-chômage en limitant la protection aux personnes travaillant pendant de longues périodes. Pour ces raisons, afin d'arriver à comprendre les effets économiques de l'assurance-chômage, il faut savoir si la norme d'admissibilité influe sensiblement sur la durée d'emploi et comment les personnes s'adaptent à la modification de la norme.

Au Canada, à partir de 1978, la norme d'admissibilité à l'assurance-chômage a varié de 10 à 14 semaines d'emploi au cours d'une période de 52 semaines, suivant une formule fondée sur le taux de chômage local; c'était dans les régions où le taux était le plus élevé que le nombre de semaines requis était le plus faible. Il a fallu renouveler périodiquement la loi qui instituait cette norme variable d'admissibilité (NVA). En 1990, à cause d'un différend entre la Chambre des communes et le Sénat sur des questions autres que la norme d'admissibilité, les dispositions afférentes de la loi n'ont pas été renouvelées, et la norme a été fixée à

*Dans le présent document, nous nous servons d'une situation accidentelle unique s'étant produite dans le régime canadien d'assurance-chômage en 1990 afin de cerner les effets de la norme d'admissibilité à l'assurance-chômage sur la distribution des durées d'emploi.*

1 Voir Christofides et McKenna (1993) pour trouver un examen des durées d'emploi au Canada.



14 semaines pour toutes les régions du pays. En choisissant judicieusement les régions, nous pouvons analyser les effets du changement apporté en 1990 à la norme, à condition que toutes les autres caractéristiques du programme demeurent constantes.

L'analyse empirique présentée ici repose sur les données de l'Enquête sur l'activité de 1989 et 1990 (EA) : fondée sur un important échantillon représentatif de Canadiens et de Canadiennes, l'EA fournit des informations rétrospectives sur l'activité et sur les caractéristiques personnelles et professionnelles des personnes interrogées, pour l'année échantillonnée. Nous utilisons une version spéciale de l'EA dans laquelle le code du lieu de résidence indique la région de l'assurance-chômage où vit le particulier, plutôt que la province comme le fait Statistique Canada dans les données accessibles au public. Comme les paramètres de l'assurance-chômage varient selon les régions de l'assurance-chômage et que la plupart des provinces contiennent plusieurs de ces régions, il faut des informations sur celles-ci pour bien évaluer les effets de l'assurance-chômage sur le comportement de la main-d'œuvre<sup>2</sup>.

Nous analysons le taux de sortie d'emploi en 1989 et 1990 pour un échantillon de nouveaux débuts d'emploi dans des régions de l'assurance-chômage où la suspension de la NVA a entraîné une modification marquée de la période d'admissibilité. La comparaison entre les taux de sortie des deux années nous permet de connaître les effets de la norme d'admissibilité. Nous faisons la comparaison en utilisant les taux bruts de risque empirique et après avoir pris en compte les covariables grâce à un modèle des durées expliqué dans Moffitt (1985) et Meyer (1990). Il est important de tenir compte des covariables afin de pouvoir expliquer les différences possibles entre les deux années choisies, différences autres que celles qui sont causées par la modification de la norme d'admissibilité. En outre, nous profitons du fait que l'EA présente ses données sous forme de tableaux pour voir comment les personnes qui atteignent presque ou effectivement le nombre de semaines de travail requis en 1989 se sont adaptées à la nouvelle norme en 1990.

Nos résultats débouchent sur plusieurs conclusions. Tout d'abord, l'analyse montre que la norme d'admissibilité influe sensiblement sur la durée d'emploi. En deuxième lieu, bon nombre des périodes d'emploi qui auraient pris fin après 10 à 13 semaines en 1989 ont duré au moins 14 semaines (nouvelle norme d'admissibilité) en 1990, ce qui porte à croire que le relèvement de la norme a des effets sur le risque moral. Troisièmement, le groupe de personnes qui travaillent juste assez longtemps pour avoir droit à l'assurance-chômage chaque année appartient dans une vaste mesure à la main-d'œuvre peu qualifiée et à celle du secteur primaire. En quatrième lieu, les employeurs ont joué un rôle important quant à l'adaptation des employés à la nouvelle norme. Si l'on compare nos résultats empiriques aux prévisions issues de plusieurs modèles théoriques, on voit que les

---

<sup>2</sup> Dans une étude indépendante de la nôtre, Baker et Rea (1993) ont aussi examiné l'incidence de la suspension temporaire de la NVA en 1990. Cependant, ils n'ont pas eu accès aux informations sur les régions de l'a.-c., et leur analyse en a souffert.

modèles axés sur l'existence d'un contrat implicite intégrant directement les interactions entre l'employeur et le travailleur semblent supérieurs aux modèles fondés uniquement sur la disponibilité de main-d'œuvre, pour expliquer les tendances constatées. On ne peut attribuer aux seules réactions des travailleurs les effets observés du « risque moral ».

Le présent document est structuré comme suit. Dans la première partie, on décrit les principales caractéristiques du régime canadien d'assurance-chômage, y compris le système des prestations complémentaires régionales et la suspension de la norme variable d'admissibilité en 1990. La deuxième partie concerne l'effet de la norme d'admissibilité sur le comportement des employés et des employeurs dans le contexte de plusieurs modèles théoriques. Les données sont décrites dans la troisième partie, et les résultats empiriques sont présentés dans les quatrième, cinquième et sixième parties. Enfin, dans la dernière partie, nous énonçons nos conclusions et leurs conséquences pour les études ultérieures.



*Les dispositions relatives aux prestations complémentaires régionales encouragent fortement les contribuables des régions à chômage élevé à s'en tenir à la durée d'emploi minimale requise pour avoir droit à l'assurance-chômage.*

## 1. Contexte institutionnel

La différenciation régionale caractérise le régime canadien d'assurance-chômage depuis 1971, et plus particulièrement depuis 1977-1978. À ce moment-là, le nombre des régions de l'assurance-chômage est passé de 16 à 48, et l'on a instauré une structure des prestations à trois phases :

- 1) Période de prestations initiales : la personne recevait des prestations pendant le nombre de semaines assurées, jusqu'à concurrence de 25 semaines;
- 2) Phase des prestations de prolongation fondées sur la durée d'emploi : la personne recevait des prestations pendant une semaine supplémentaire à l'égard de chaque tranche de deux semaines assurées en sus de 26 semaines, jusqu'à concurrence de 13 semaines de prestations;
3. Phase des prestations complémentaires régionales : la personne recevait des prestations pendant deux semaines à l'égard de chaque tranche de 0,5 p. 100 du taux de chômage régional supérieur à 4 p. 100, jusqu'à concurrence de 32 semaines de prestations.

La durée maximale des prestations, les trois étapes comprises, était de 50 semaines, ou de 52 semaines à partir de la présentation de la demande (il y avait une période d'attente de deux semaines où aucune prestation n'était versée).

C'est également à ce moment-là que l'on a adopté la norme variable d'admissibilité (NVA). La loi contenait les dispositions suivantes :

(NVA) Taux de chômage régional (en pourcentage)	Nombre minima de semaines requis
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

La NVA devait expirer au bout de trois ans (à moins d'être reconduite par le Parlement), après quoi une norme fixe de 14 semaines aurait valu pour toutes les régions. En fait, la NVA est demeurée en vigueur jusqu'en janvier 1990, quand la Chambre des communes a décidé de renouveler les dispositions relatives à la NVA dans le cadre d'un projet plus vaste qui supposait la révision de la *Loi sur l'assurance-chômage*. Cependant, le Sénat a refusé de sanctionner cette loi ou toute autre loi, à cause d'un différend qui l'opposait aux Communes relativement à la nouvelle taxe sur les produits et services. L'impasse a persisté jusqu'au 18 novembre 1990, date où la nouvelle *Loi sur l'assurance-chômage* a finalement été adoptée. Par conséquent, pendant la majeure partie de 1990, la norme d'admissibilité a été de 14 semaines dans toutes les régions du pays. Ces faits ne se rapportaient pas directement à la NVA, et l'on peut donc dire que la suspension constituait un changement exogène apporté au régime de l'assurance-chômage.

Les dispositions relatives aux prestations complémentaires régionales encouragent fortement les contribuables des régions à chômage élevé à s'en tenir à la durée d'emploi minimale requise pour avoir droit à l'assurance-chômage. Par exemple, si le taux de chômage régional dépasse 11,5 p. 100, il suffit de 10 semaines d'emploi

assurées pour que la personne ait droit à des prestations pendant 42 semaines, soit 10 semaines à la première phase et 32 à la troisième phase<sup>3</sup>. En revanche, si le taux de chômage régional se situe à 4 p. 100, la personne qui a travaillé pendant 14 semaines seulement n'a droit à des prestations que pendant 14 semaines. Quand on le compare à ceux des autres pays de l'OCDE, le régime canadien se distingue par cette combinaison d'une période de référence relativement courte et d'une longue période maximale de prestations dans les régions à chômage élevé, ce qui en fait un sujet d'étude intéressant en ce qui concerne les effets de la norme d'admissibilité<sup>4</sup>.

Des règlements spéciaux s'appliquent aux utilisateurs « réitérants » de l'assurance-chômage, c'est-à-dire aux personnes qui ont reçu des prestations d'assurance-chômage au cours des 52 semaines précédant le début d'une nouvelle demande. Ces personnes sont assujetties à une norme d'admissibilité plus élevée, à une exception près : dans les régions où le taux de chômage dépasse 11,5 p. 100, on ne fait aucune distinction entre les « réitérants » et les autres prestataires.

Le fait que la fluctuation des taux de chômage régionaux influent sur deux paramètres-clefs de l'assurance-chômage, à savoir la norme d'admissibilité même et la période maximale de prestations, complique lui aussi l'analyse de l'incidence du changement apporté en 1990 à la norme d'admissibilité. Les changements de la période maximale modifient les facteurs incitant les personnes à travailler assez longtemps pour avoir droit à l'assurance-chômage, de sorte que l'on risque d'avoir du mal à distinguer les effets de la norme d'admissibilité. Cela est particulièrement vrai en 1990, année où le chômage a beaucoup augmenté au Canada. Ainsi, on pourra observer des différences entre 1989 et 1990 en ce qui a trait aux durées d'emploi non pas à cause d'un changement de comportement face à la modification de la norme d'admissibilité, mais plutôt en raison de changements allant de pair avec les augmentations du taux de chômage. Afin d'éviter les difficultés de cet ordre, nous limitons notre échantillon aux régions de l'assurance-chômage où le taux de chômage n'a jamais été inférieur à 11,5 p. 100 tout au long de 1989 et 1990. Dans ces régions, la suspension de la NVA a fait passer la période de référence de 10 semaines qu'elle était en 1989 à 14 semaines l'année suivante. Ces régions, que nous appelons « régions d'admissibilité maximale » sont celles qui bénéficient le plus des prestations complémentaires régionales; dans ces régions, les paramètres de l'assurance-chômage ne changent

3 Card et Riddell (1993) ont constaté que, pendant les années 1980, de plus en plus de Canadiens et de Canadiennes ne travaillaient que de 10 à 12 semaines par année, ce qui atteste sans doute de l'effet de ces éléments d'incitation (intégrés à la Loi à la fin des années 1970).

4 Voir l'édition de juillet 1991 de *Perspectives de l'emploi* (OCDE) pour se renseigner sur les normes d'admissibilité, les périodes maximales de prestations, et d'autres paramètres de l'a.-c. dans les pays membres. Tant aux États-Unis qu'au Royaume-Uni, un certain montant de cotisations est nécessaire pour avoir droit à l'assurance. Par conséquent, la période de référence varie selon les personnes, d'après leur rémunération, ce qui rend plus difficile l'analyse des effets de la norme d'admissibilité. Parmi les pays de l'OCDE, seul le Royaume-Uni applique des conditions semblables à celles du Canada dans les régions à chômage élevé, en ce sens que la période de référence y est brève et la période maximale de prestations, longue.

plus avec le taux de chômage, et il n'y existe pas non plus de règles différentes pour les utilisateurs « réitérants ». En mettant ainsi l'accent sur ces régions, nous obtenons un avantage important, car nous pouvons examiner les effets de la variation de la norme d'admissibilité tandis que tous les autres paramètres de l'assurance-chômage demeurent constants<sup>5</sup>.

C'est dans les régions d'admissibilité maximale que le régime d'assurance-chômage est le plus généreux au Canada et, par conséquent, c'est là aussi que les facteurs incitant les personnes à travailler juste assez longtemps pour avoir droit aux prestations sont les plus forts. En ce sens, nos estimations des effets de la norme d'admissibilité se situeront à la limite supérieure de la moyenne. Cependant, le taux de chômage national ayant atteint 11,8 p. 100 pendant la récession de 1981-1982 et 11,3 p. 100 pendant celle de 1990-1992, ce seuil supérieur s'est trouvé confirmé dans le cas de très nombreux travailleurs canadiens. Aspect primordial, toute limite que l'on pourrait attribuer à la non-représentativité des régions choisies est plus que compensée par les avantages inhérents à la « pureté » du modèle offert, dans le cadre duquel seul un paramètre de l'assurance-chômage change.

---

5 Deux raisons nous empêchent de faire porter une analyse expérimentale à la fois sur 1989 et sur la période ayant suivi 1990 : (i) les résultats de l'EA n'existent pas pour les années postérieures à 1990, et (ii) le régime d'a.-c., y compris le nombre de régions de l'a.-c. et la NVA, a changé à la fin de 1990 au lieu de revenir à ce qu'il était antérieurement.

## 2. Normes d'admissibilité à l'assurance-chômage, en théorie



Dans la présente partie, nous parlons de l'incidence de la norme d'admissibilité dans le contexte de trois modèles différents concernant le comportement des employeurs et des employés : un modèle statique de la disponibilité de main-d'œuvre; un modèle de recherche quand la personne est employée et quand elle est au chômage; et un modèle de contrat implicite relatif aux mises à pied. Ces modèles fournissent des points de vue complémentaires pour examiner les effets prévus des changements apportés à la période d'emploi minimale requise pour avoir droit à l'assurance-chômage. À des fins de concision, et parce que les modèles sont en fait les prolongements de ceux qui sont exposés dans la documentation spécialisée, nous nous contentons ici de résumer les conséquences de cette analyse théorique<sup>6</sup>.

Dans le modèle statique de la disponibilité de main-d'œuvre – tel que l'emploi Moffitt et Nicholson (1982) ainsi que Phipps (1990) dans le contexte de l'assurance-chômage – la personne choisit le nombre de semaines d'emploi et de non-emploi (loisirs) au cours d'une période donnée, en optant pour l'arrangement donnant la meilleure combinaison de semaines travaillées et de semaines de loisirs (consommation) autorisée par un budget déterminé<sup>7</sup>. La figure 1 montre les budgets avec et sans régime d'assurance-chômage, dans le cas d'une personne planifiant un an d'avance et bénéficiant d'un régime d'assurance-chômage dont les paramètres sont typiques d'une région d'admissibilité maximale. Les droites *AB* et *ACDB* correspondent aux budgets sans et avec assurance-chômage, respectivement<sup>8</sup>. La personne doit travailler pendant au moins le nombre  $H_{min}$  de

*Ces modèles fournissent des points de vue complémentaires pour examiner les effets prévus des changements apportés à la période d'emploi minimale requise pour avoir droit à l'assurance-chômage.*

6 Pour obtenir des détails, il suffit de les demander aux auteurs.

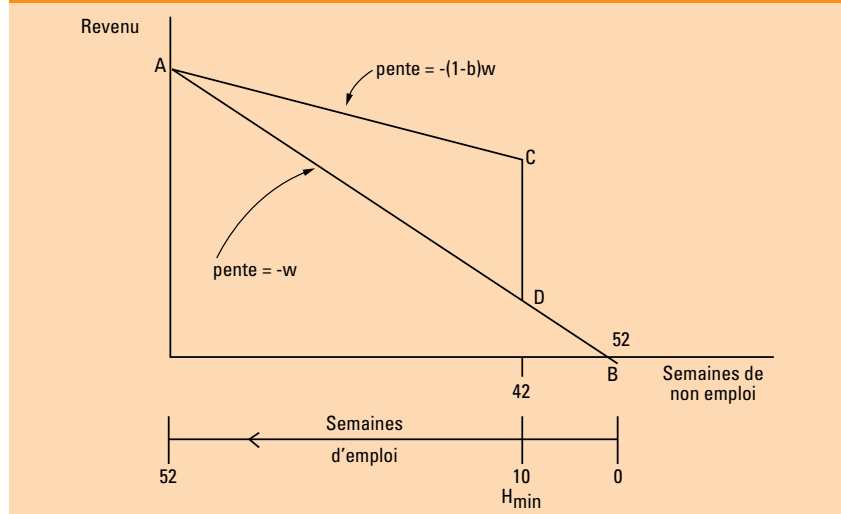
7 On dit que le modèle est statique parce que l'on suppose que les décisions prises dans la période en cours n'influent pas sur celles qui sont prises dans d'autres périodes. Une telle situation existerait si l'on pouvait décomposer en deux stades la décision de la personne relativement à la répartition de son temps : le nombre d'« années » de travail, et le nombre de semaines à consacrer au travail pendant chaque « année ». Notons aussi que, dans le modèle, on suppose que la répartition du temps entre le travail et le non-emploi peut être faite avec certitude.

8 La contrainte budgétaire dépend effectivement de la longueur de la période visée par la planification. Des analyses antérieures sur l'a.-c. dans le contexte du modèle statique de la disponibilité de main-d'œuvre suppose en général que cette période dure un an. Dans les régions d'admissibilité maximale, si la période de planification dure un an, on observe une discontinuité de la courbe budgétaire à 10 semaines, ce qui correspond au point où la personne satisfait à la norme d'admissibilité. Au point C, la personne travaille 10 semaines et reçoit des prestations d'a.-c. pendant 42 semaines. Le long du segment AC, la pente de la courbe budgétaire est  $(1-b)w$ , ce qui rend compte du fait que la personne perd une semaine de prestations pour chaque semaine d'emploi supplémentaire.

Si la période de planification est plus longue qu'un an, une discontinuité demeure dans la courbe de contrainte budgétaire au moment  $H_{min}$  où la personne satisfait à la norme d'admissibilité. Dans les régions d'admissibilité maximale, une autre anomalie se produit dans la courbe à 18 semaines de travail, ce qui correspond au point où le maximum des 50 semaines de prestations possibles est atteint. Dans ces régions, la pente du segment entre 10 et 18 semaines est  $(1+b)w$ , ce qui rend compte du fait que chaque semaine d'emploi supplémentaire produit des gains de  $w\$$  sur le marché et autorise la personne à recevoir des prestations pendant une semaine de plus (phase 1). Au-delà des 18 semaines d'emploi, la pente est  $(1-b)w$ , car, pour chaque semaine d'emploi supplémentaire en sus des 18 semaines susmentionnées, les prestations sont versées pendant une semaine de moins, étant donné la limite supérieure des 50 semaines.

Dans les régions où les taux de chômage sont inférieurs à 11,5 p. 100, les possibilités varient davantage, car la fin des prestations de la phase I et, dans certains cas, de la phase II produit d'autres anomalies dans les contraintes budgétaires. Quel que soit le taux de chômage régional ou la période de planification, une discontinuité se produit dans la courbe au moment  $H_{min}$  où la personne satisfait à la norme d'admissibilité.

**Figure 1**  
**Contraintes budgétaires**  
**Régions d'admissibilité maximale**  
**Cycle d'un an**



semaines dans l'année pour avoir droit aux prestations; une fois qu'elle satisfait à ce critère, elle peut recevoir des prestations d'assurance-chômage égales à  $wb$  (où  $w$  correspond au revenu d'emploi hebdomadaire et  $b$ , au taux des prestations) pendant le reste de l'année<sup>9</sup>.

Dans ce modèle, une distribution continue des préférences, telle qu'on la mesure avec le taux marginal de substitution (TMS) entre la consommation et les loisirs, induira une distribution continue des durées d'emploi dans les segments  $(0, H_{min})$  et  $(H_{min}, 52)$ . Cependant, un ensemble de valeurs TMS amènera la personne à choisir  $H = H_{min}$ , et de même, si  $H = 0$  et  $H = 52$ . Ainsi, la fonction de densité prévue de  $H$  aura-t-elle des segments continus correspondant à  $H \in (0, H_{min})$  et à  $H \in (H_{min}, 52)$ , et des crêtes correspondant à  $H = 0$ ,  $H = H_{min}$ , et  $H = 52$ .

La présente analyse empirique est menée dans le cadre d'une fonction de risque, de sorte qu'il est utile de discuter de l'incidence de la norme d'admissibilité sur le taux de risque de sortie d'emploi. Le taux de risque,  $h(H)$ , est la probabilité qu'une période d'emploi prenne fin au bout de la durée  $H$ , à condition que ladite période soit au moins de durée  $H$ . Par conséquent,

$$h(H) = \frac{\psi(H)}{(1 - \Psi(H0))} \quad (1)$$

où  $\psi$  est la fonction de densité pour  $H$  et  $\Psi$  est la fonction de distribution cumulative pour  $H$ . Le taux de risque est un outil utile, car il fournit une caractérisation équivalente à la fonction de distribution des durées d'emploi, qui est à la fois

<sup>9</sup> Mis à part le délai de carence de deux semaines, cela caractérise bien le régime d'a.-c. dans les régions retenant notre attention ici. Dans les régions d'admissibilité maximale, une période d'emploi minimale de 10 semaines donne droit au travailleur à 42 semaines de prestations au maximum; par conséquent, on rend ainsi compte des 52 semaines de l'année, peu importe le nombre choisi de semaines d'emploi.

intuitive et résoluble empiriquement. Le taux de risque correspondant à  $H=H_{min}$  exprime tout simplement la probabilité qu'une personne choisisse exactement le nombre  $H_{min}$  de semaines, divisée par la probabilité d'un choix annuel d'au moins  $H_{min}$  semaines. Comme toute une gamme de valeurs TMS peuvent donner lieu à un choix  $H_{min}$ , une crête existera dans la fonction de risque à ce point-là.

La forme de la fonction de risque quand  $H < H_{min}$  dépend de la distribution des préférences. Malgré tout, on peut faire valoir que le taux de risque va diminuer à mesure que  $H$  s'approchera de  $H_{min}$ . Les personnes dont les préférences les inciteraient à travailler pendant moins de 10 semaines s'il n'y avait pas d'assurance-chômage sont davantage susceptibles, s'il existe un régime, de prolonger leur période d'emploi de manière à avoir droit aux prestations. S'il n'y a pas d'assurance-chômage, la durée d'emploi probable de ces personnes se rapproche de  $H_{min}$ .

Notons que la crête prédite dans la fonction de risque découle de deux réactions distinctes face au régime d'assurance-chômage. Dans le cas des personnes qui, en l'absence d'un régime d'assurance-chômage, travailleraient pendant un nombre de semaines  $H > H_{min}$  par année, le revenu et les effets de substitution les inciteront à se limiter au nombre minimal requis  $H_{min}$  de semaines s'il existe un régime. En outre, certaines des personnes qui, faute d'assurance-chômage, préféreraient travailler pendant moins de semaines que  $H_{min}$ , travailleront en fait pendant ce nombre minimal requis s'il existe un régime d'assurance-chômage, de manière à avoir droit aux prestations quand elles seront au chômage.

Qu'arrive-t-il à la distribution des semaines travaillées et à la fonction de risque connexe si  $H_{min}$  passe à  $H_{min}'$ ? Il est clair que la crête auparavant située à  $H_{min}$  passera à  $H_{min}'$ , mais la hauteur du nouveau sommet par rapport à l'ancien est moins évidente. Si on limite la période étudiée à un an, l'avantage de travailler pendant juste assez de semaines pour avoir droit à l'assurance-chômage diminue, d'une part parce que la personne pourra désormais percevoir des prestations pendant moins de semaines au cours de l'année et, d'autre part, parce qu'il lui faudra travailler plus longtemps pour y avoir droit. Par conséquent, certaines des personnes qui travaillaient autrefois pendant exactement le nombre  $H_{min}$  de semaines vont peut-être maintenant réduire leur disponibilité. Parallèlement, certaines de celles qui travaillaient pendant une durée  $H \in (H_{min}, H_{min}')$  vont peut-être aussi faire passer le nombre de leurs semaines d'emploi à  $H_{min}'$ . Le résultat global est indéterminé et dépend de la distribution des préférences. La même observation vaut pour la fonction de risque : à cause du relèvement de la norme d'admissibilité, la crête se produisant au point d'admissibilité à l'assurance-chômage passera à  $H_{min}'$  et pourra croître ou diminuer.

Les modèles de recherche offrent un autre cadre théorique pour examiner ces phénomènes. Ils supposent un contexte dynamique et ne tiennent pas pour acquis que les personnes choisissent avec certitude le nombre de semaines d'emploi et de non-emploi. Le modèle utilisé ici suppose que les personnes peuvent être employées, ou non employées<sup>10</sup>. Quand ils travaillent, les particuliers touchent

*Le modèle utilisé ici suppose que les personnes peuvent être employées, ou non employées.*

<sup>10</sup> Les effets de la norme d'admissibilité à l'a.-c. n'ont pas été analysés jusqu'ici avec des modèles théoriques de recherche. Le modèle est un prolongement de celui mis au point par Mortensen (1990), qui ne prend pas en compte la norme et qui est par ailleurs plus général. Le modèle emploie deux hypothèses de simplification au sujet du régime d'a.-c. : les personnes ayant droit à l'a.-c. reçoivent des prestations fixes  $B$  par semaine, et elle peuvent toucher des prestations indéfiniment.



une rémunération,  $w$ , égale à leur produit marginal. De nouvelles offres d'emploi indépendantes se présentent pendant une période d'emploi selon une probabilité  $\eta$ , quelle que soit la période. On suppose qu'une personne au chômage se cherche un nouvel emploi avec une intensité constante. Les offres d'emploi se présentent selon une probabilité  $\lambda > \eta$ , quelle que soit la période de chômage; par conséquent, rechercher un emploi quand on est au chômage peut représenter une solution intéressante par rapport à un emploi mal payé, à cause de la probabilité plus grande de recevoir une nouvelle offre salariale meilleure. Quand on est au chômage, le revenu dépend de la longueur de la période d'emploi précédente. Si celle-ci était plus longue que  $H_{min}$ , la personne reçoit alors des prestations  $B$  par période, pour le reste de la période de non-emploi.

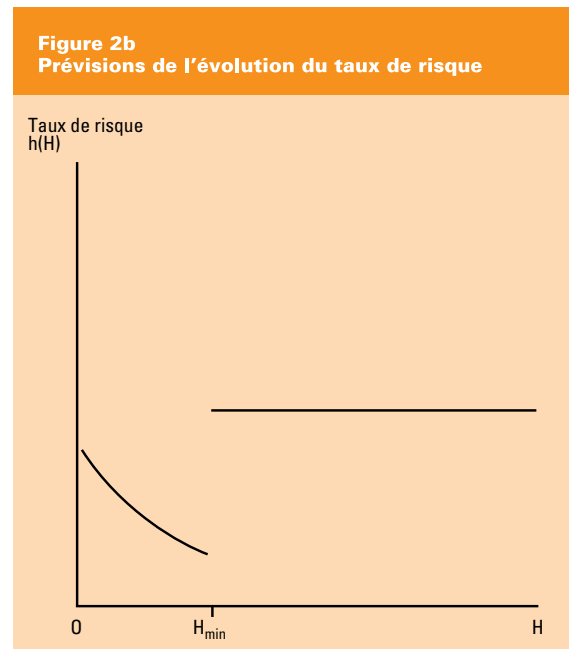
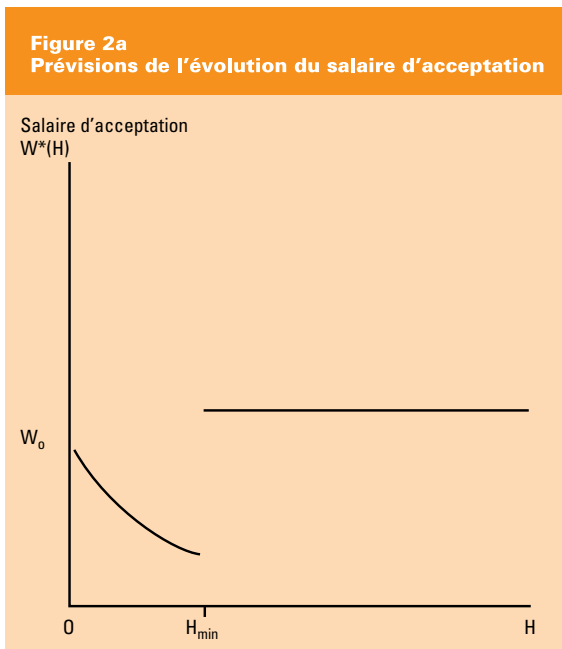
Dans ce contexte, on peut montrer que la recherche menée par une personne employée possède une caractéristique  $w^*$  (salaire d'acceptation); celle-ci est telle que si  $w < w^*$ , la personne mettra fin à sa période d'emploi pour entreprendre une recherche au chômage. Cependant, si  $w \geq w^*$ , la personne va conserver son emploi pendant au moins une autre période.

L'évolution prévue du salaire d'acceptation est montrée à la figure 2a. Si  $H \geq H_{min}$ , la variable  $w^*$  est indépendante de  $H$ . Par conséquent, une fois que la personne a accumulé le nombre minimal de semaines requis, elle entre dans un contexte stationnaire, où la probabilité qu'elle mette fin à la période d'emploi est indépendante de la durée de cette dernière. Cependant, si  $H < H_{min}$ ,  $w^*$  décroît en fonction de  $H$ . Il en est ainsi parce que plus le travailleur est près de la norme d'admissibilité, plus il veut conserver son emploi – même si les offres d'emploi sont mauvaises – afin d'être admissible aux prestations d'assurance-chômage quand sa période d'emploi prend fin. Ainsi, le salaire d'acceptation est-il censé diminuer avec  $H$  jusqu'à ce que  $H_{min-1}$  passe à  $H = H_{min}$  et demeure constante par la suite.

L'évolution prévue du taux de risque de sortie d'emploi est illustrée à la figure 2b. La norme d'admissibilité à l'assurance-chômage implique une baisse du taux avant le nombre  $H_{min-1}$  de semaines d'emploi, puis une crête à  $H_{min}$  et un risque constant par la suite<sup>11</sup>. Pareille évolution s'apparente à celle supposée par le modèle statique de la disponibilité de main-d'œuvre, sauf que dans ce dernier, il fallait poser des hypothèses bien précises sur la distribution des préférences pour prédire la baisse du risque quand  $H$  se rapprochait de  $H_{min}$ .

Quelle incidence aura un relèvement de la norme d'admissibilité? Le modèle suppose que les choix à divers moments dépendent non de la valeur de  $H$ , mais de sa valeur par rapport à  $H_{min}$ . Ainsi, avec la nouvelle  $H_{min}' > H_{min}$ , l'évolution générale illustrée à la figure 2 demeurera la même. Voilà qui fait contraste avec les résultats issus du modèle statique, dans lequel la fonction « risque » pouvait changer de diverses façons plausibles si la période de référence était allongée,

11 Deux sources expliquent la crête prévue du taux de risque à  $H = H_{min}$ . Tout d'abord, toute nouvelle offre d'emploi se présentant au point  $H_{min}$  est comparée à un salaire d'acceptation plus élevé qu'au stade  $H_{min-1}$ , de sorte que les personnes recevant de nouvelles offres au point  $H_{min}$  seront plus susceptibles de quitter leur emploi que celles qui en reçoivent au stade  $H_{min-1}$ . Deuxièmement, les personnes qui ne reçoivent aucune nouvelle offre d'emploi au point  $H_{min}$ , mais qui touchent un salaire se situant entre le salaire d'acceptation au stade  $H_{min-1}$  et  $w_0$  (salaire d'acceptation quand  $H \geq H_{min}$ ) vont quitter leur emploi. Les personnes de ce deuxième groupe avaient des salaires assez élevés pour les inciter à conserver leur poste au stade  $H_{min-1}$ , mais insuffisants pour qu'elles choisissent de ce faire alors qu'elles peuvent toucher des prestations d'a.-c., sans avoir à travailler.



tout dépendant du degré d'hétérogénéité des préférences. En comparant les deux modèles, il est intéressant de constater que l'un peut engendrer une crête dans la courbe du risque au point  $H_{min}$ , soit à cause d'une combinaison de l'hétérogénéité individuelle et des facteurs d'incitation présents dans le régime d'assurance-chômage, (comme dans le modèle statique), soit strictement à cause des mesures incitatives du régime, sans qu'il y ait hétérogénéité dans les préférences (comme dans le modèle de recherche). Le modèle statique peut décrire les choix faits par les travailleurs saisonniers quand ils mettent fin à leur emploi à des moments précis, et l'autre, ceux des travailleurs n'ayant aucun plan préétabli de ce genre.

Les deux modèles étudiés plus haut supposent que c'est le particulier et non l'employeur qui va mettre fin à l'emploi. Ces théories peuvent valoir pour le Canada à ce moment-là – étant donné que les particuliers quittant volontairement leur emploi peuvent avoir droit à l'assurance-chômage – mais elles n'examinent pas la réaction de l'employeur face aux mesures incitatives engendrées par le régime d'assurance-chômage, y compris la norme d'admissibilité. Afin d'y arriver, nous étudions un modèle standard supposant l'existence d'un contrat implicite entre l'employeur et l'employé.

Dans ce modèle portant sur de courtes durées, l'employeur dispose de capitaux fixes et d'un bassin fixe de travailleurs « permanents » et homogènes. L'entreprise évolue selon une fonction de production,  $f(L, H)$ , où  $L$  est le nombre d'employés,  $H$ , le nombre de semaines par année par employé, et  $L$  et  $H$  sont de parfaits substituts l'un de l'autre dans l'équation. L'état de l'économie fluctue au hasard. Quand ils travaillent, les employés touchent un salaire hebdomadaire, «  $w$  ». Les employés reçoivent aussi des prestations d'assurance-chômage du gouvernement s'ils ne travaillent pas toute l'année, les prestations étant égales à  $bw$  si  $H \geq H_{min}$ . Autrement, elles sont nulles. L'employeur affiche une attitude neutre face au

*Un modèle adopté  
pour les régions  
d'admissibilité  
maximale à taux  
de chômage élevé est  
axé sur la « pression  
de la collectivité »...*

risque, mais les employés le redoutent, et les deux parties concluent un contrat parétien efficace qui régit les variables de décision ( $w$ ,  $L$ , et  $H$ ).

En l'absence d'un régime d'assurance-chômage et avec des travailleurs craignant le risque, le contrat optimal comporterait des valeurs de  $H$  et de  $w$  telles qu'il n'y aurait aucune mise à pied (il y a mise à pied quand un membre de la réserve de main-d'œuvre de l'employeur ne travaille pas du tout pendant la période visée par le contrat, par exemple un an). S'il y a un régime d'assurance-chômage et une norme d'admissibilité, l'employeur a tout intérêt à ce que  $H \geq H_{min}$  : si  $H < H_{min}$ , l'employeur doit verser une somme pour compenser le fait que ses travailleurs ne touchent pas de prestations d'assurance-chômage. Ainsi, dans le contrat optimal, si les conditions économiques se détériorent,  $H$  risque d'égaliser  $H_{min}$ . En outre, à cause du coût inhérent au glissement de  $H$  sous  $H_{min}$ ,  $H$  et  $L$  ne sont pas des substituts parfaits l'un de l'autre — ce qui risque d'entraîner la mise à pied d'une partie de la réserve de personnel de l'employeur, tandis que le reste des employés travaillent pendant une période  $H = H_{min}$ . Enfin, faute de fixer les cotisations selon des taux particuliers, le régime d'assurance-chômage fait en sorte que les entreprises offrant des emplois plus stables subventionnent celles où les postes ne durent qu'une partie de l'année. Ces résultats s'apparentent à ceux trouvés dans Feldstein (1976), bien que, dans le modèle de ce dernier,  $H$  soit exogène. Par conséquent, notre modèle suppose aussi une crête dans la courbe des risques au point  $H_{min}$ , même si cette prédiction résulte autant des mesures incitatives destinées à l'entreprise que de celles s'adressant aux travailleurs.

Si la norme d'admissibilité passait à  $H_{min}'$ , un nouveau contrat optimal vaudrait. Si l'économie se détériorait au point que  $H = H_{min}$  pour tous les membres de la réserve de personnel aux termes de l'ancien contrat, nous pourrions observer certaines mises à pied et une durée  $H = H_{min}'$  pour le reste de la réserve en vertu du nouveau contrat. Voilà qui contraste avec les modèles axés sur la disponibilité de main-d'œuvre, dans lesquels les travailleurs sont libres de choisir une valeur  $H = H_{min}'$ .

Ces résultats supposent l'existence d'un nombre donné d'employés permanents. Une question importante se pose : comment l'entreprise fixe-t-elle la taille de sa réserve de personnel à l'origine, et comment le nombre d'employés d'une entreprise donnée varie-t-il dans le temps? Un modèle adopté pour les régions d'admissibilité maximale à taux de chômage élevé est axé sur la « pression de la collectivité » et il a été décrit par la Newfoundland Royal Commission on Employment and Unemployment (1986, p. 283) :

« Comme les emplois sont très rares, la collectivité presse les employeurs de faire en sorte qu'autant de personnes que possible aient droit à l'assurance-chômage. Bien qu'elle ne soit pas toujours rigoureusement appliquée, la règle tacite est la suivante : dès qu'une personne est admissible, il faut la mettre à pied, embaucher quelqu'un d'autre, garder cette personne jusqu'à ce qu'elle soit admissible à son tour, et ainsi de suite [...] Ce cycle de courtes périodes d'emploi suivies de longues périodes de chômage [...] est indirectement devenu la principale forme de sécurité du revenu à Terre-Neuve. » [traduction]

Selon ce modèle, le nombre de travailleurs composant le bassin de main-d'œuvre d'une entreprise croît jusqu'à ce que  $H=H_{min}$  pour chacun d'eux<sup>12</sup>.

Que signifient ces modèles théoriques en ce qui concerne l'effet qu'a la modification de la norme d'admissibilité sur le comportement de l'ensemble du marché de l'emploi dans ces régions? Les trois modèles montrent que la disponibilité globale de main-d'œuvre (nombre total des semaines travaillées) pourrait soit augmenter, soit diminuer. La disponibilité peut augmenter si des personnes veulent travailler plus longtemps, vu que la période de référence est désormais plus longue. En revanche, elle risque de fléchir par suite d'une participation réduite (dans le modèle statique), de la cessation hâtive des emplois (dans le modèle de recherche), ou de mises à pied plus nombreuses (dans le modèle du contrat implicite). Pour des raisons semblables, le nombre total de personnes employées et le taux de chômage global peuvent soit augmenter, soit diminuer. Certes, on peut prédire sans ambiguïté que le taux d'activité de la main-d'œuvre n'augmentera pas, mais il faut recourir à des moyens empiriques pour évaluer l'incidence du relèvement de la norme d'admissibilité sur le comportement de l'ensemble du marché de l'emploi. Quant à savoir quel modèle décrit le mieux l'adaptation du marché à cette dimension de l'assurance-chômage, c'est aussi une question empirique à laquelle nous tentons de répondre ci-après.

---

<sup>12</sup> Le modèle de contrat implicite étudié ici suppose l'existence d'une main-d'œuvre homogène, mais il est intéressant de signaler que le modèle axé sur la « pression de la collectivité » prévoit que, même si les préférences sont hétérogènes, tous les membres de la réserve de main-d'œuvre de l'entreprise travailleront pendant le nombre de semaines minimal requis ( $H_{min}$ ).



*De janvier à mars d'une année donnée, on a interrogé environ 60 000 personnes sur leur participation au marché du travail au cours de l'année civile précédente.*

### 3. Données

L'analyse empirique repose sur les données des Enquêtes sur l'activité (EA) de 1989 et de 1990. De janvier à mars d'une année donnée, on a interrogé environ 60 000 personnes sur leur participation au marché du travail au cours de l'année civile précédente. Mis à part les détails d'ordre purement démographique, l'enquêteur a posé à chaque personne des questions sur chacun des emplois (cinq au maximum) qu'elle avait détenus pendant l'année antérieure. Il a donc relevé la date du début et de la fin de chaque période d'emploi, la rémunération courante et le nombre d'heures de travail par semaine, ainsi que des détails sur la taille de l'entreprise, le poste occupé, l'industrie concernée et le statut syndical<sup>13</sup>.

Comme nous l'avons dit plus haut, l'échantillon ne contient que des personnes habitant dans des régions de l'assurance-chômage où le taux de chômage n'est jamais descendu sous 11,5 p. 100 en 1989 et en 1990<sup>14</sup>. Dans la version de l'EA qui est destinée au public, la variable « lieu de résidence » correspond à la province où le répondant habite à la date de l'entrevue. L'utilisation de cette variable dans les études sur l'assurance-chômage risque d'induire en erreur, car les provinces comprennent généralement de nombreuses régions de l'assurance-chômage, où les taux de chômage et, partant, les paramètres de l'assurance-chômage, risquent d'être différents. Nous avons heureusement eu accès à la version de l'Enquête dans laquelle le code du lieu de résidence indique la région de l'assurance-chômage où la personne habitait au moment de l'entrevue<sup>15</sup>.

Outre que seules les régions à chômage élevé ont été échantillonnées, nous avons éliminé toutes les personnes qui étudiaient à temps plein pendant l'année visée, car elles n'avaient pas droit à l'assurance-chômage pendant les périodes de non-emploi qui comprenaient des périodes d'études. De même, nous excluons les personnes âgées de plus de 65 ans, car elles ne sont pas admissibles à l'assurance-chômage. Pour chaque personne, nous ne retenons que les brèves périodes d'emploi où elle était rémunérée et nous laissons de côté celles où ses gains hebdomadaires étaient inférieurs à 15 \$, car ces emplois n'entrent pas en ligne de compte dans l'établissement de l'admissibilité à l'assurance-chômage. Dans l'EA, la définition du mot « emploi » autorise au maximum cinq cessations d'emploi non permanentes au cours de l'année visée, y compris les mises en disponibilité. Étant donné que les travailleurs mis en disponibilité ont droit aux prestations d'assurance-chômage, nous divisons les périodes d'emploi comprenant des licenciements en deux périodes distinctes (une avant, et une après la mise en disponibilité). Enfin, comme on peut satisfaire à la norme d'admissibilité à l'assurance-chômage en combinant au moins deux brèves périodes d'emploi, nous fusionnons ces dernières en périodes d'emploi longues, comme nous le décrivons en annexe.

13 Nous n'utilisons pas les résultats de 1988, à cause d'erreurs que nous ont décrites des fonctionnaires de Statistique Canada : apparemment, on a indiqué que des emplois ayant en fait commencé en 1987 avaient commencé au début de 1988.

14 Il y a neuf régions situées dans toutes les provinces, sauf en Ontario.

15 La version que nous employons comprend aussi des données sur la taille de l'entreprise où la personne travaille (détail qui est voilé dans les données destinées au public) et sur l'âge mesuré en tant que variable continue. Nous tenons à remercier la Direction des enquêtes spéciales de Statistique Canada de nous avoir accordé l'accès à cet ensemble de données et à son ordinateur pour l'exécution de nos calculs.

En utilisant ces données, nous nous heurtons à deux problèmes lorsqu'il s'agit d'établir les modèles de risque. Tout d'abord, bien que nos données contiennent les dates du début des brèves périodes d'emploi commençant avant, aussi bien que pendant l'année visée, le problème de l'échantillonnage biaisé à cause de la limite imposée dans le temps va se poser (Lancaster, 1990, p. 95), vu que l'année en question commence à une date fixe. Afin d'y remédier, nous restreignons notre échantillon aux périodes d'emploi qui commencent dans l'année échantillonnée. Afin de pouvoir affirmer la généralité des résultats fondés sur un tel échantillon, il faut supposer que le processus de création de nouvelles périodes d'emploi est stationnaire dans le temps. L'autre façon de régler le problème de l'échantillon biaisé consisterait à modéliser la non-stationnarité de ce processus. En optant pour la première démarche, nous évitons de poser les fortes hypothèses nécessaires pour dresser le second modèle, en affirmant que le processus est stationnaire dans le temps.

Le second problème tient au fait que le processus susmentionné risque de ne pas être stationnaire au cours d'une année donnée. Pareille possibilité est raisonnable, car plus de périodes d'emploi peuvent être créées au printemps, en été et à Noël qu'à n'importe quel autre moment de l'année. Afin d'éviter les différences entre les risques découlant uniquement des fluctuations saisonnières, dans la période expérimentale et la période non expérimentale, nous mettons fin aux échantillons de 1989 et de 1990 à la 46<sup>e</sup> semaine de l'année (en 1990, c'est la semaine précédant immédiatement celle où tombe le 18 novembre). Par conséquent, les périodes d'emploi en cours pendant la 46<sup>e</sup> semaine de chaque année sont coupées à ce point-là, et celles qui commencent après la 46<sup>e</sup> semaine sont exclues.

L'échantillon que nous utilisons ci-après comprend 2 824 périodes d'emploi qui ont commencé après le 1<sup>er</sup> janvier 1989 et avant la 47<sup>e</sup> semaine de cette même année, et 2 567 périodes qui commencent après le 1<sup>er</sup> janvier 1990 et avant la 47<sup>e</sup> semaine de 1990. Nous employons un sous-échantillon restrictif pour examiner le processus suivant lequel les personnes se sont adaptées au relèvement de la norme d'admissibilité. Ce sous-échantillon comprend des personnes qui ont connu des périodes d'emploi de 10 à 13 semaines s'étant terminées en 1989. Vu la nature longitudinale de l'EA, nous pouvons examiner le comportement de ces personnes en 1990.



*L'étude empirique a pour principal objet de caractériser l'effet de la norme d'admissibilité sur les durées d'emploi; pour cela, on compare la fonction de risque de 1989 à celle de 1990.*

## 4. Preuve empirique

Dans l'étude empirique menée ici, nous utilisons une analyse des durées d'emploi axée sur le taux de risque tel qu'il est défini dans l'équation<sup>16</sup>. L'étude empirique a pour principal objet de caractériser l'effet de la norme d'admissibilité sur les durées d'emploi; pour cela, on compare la fonction de risque de 1989 à celle de 1990.

L'outil le plus simple employé pour examiner l'effet de la norme d'admissibilité est la fonction de risque empirique (également appelée estimateur de Kaplan-Meier). Dans les échantillons dont les dates de fin d'emploi sont fixes, on a pu observer une durée d'emploi  $H$  soit parce que la période d'emploi avait pris fin au point  $H$ , soit parce que la semaine  $H$  tombait dans la dernière semaine de la période visée par l'étude. Les périodes d'emploi de ce dernier type ont peut-être duré plus longtemps que  $H$ , et c'est pourquoi nous disons qu'elles ont été « coupées » ou « tronquées ». Le taux de risque empirique pour  $H$  est égal au nombre de périodes ayant effectivement pris fin pendant la semaine  $H$  divisé par le nombre des périodes qui auraient pu prendre fin pendant la semaine  $H$  (en d'autres mots, les périodes auxquelles on n'a pas mis fin, ou qui n'ont pas été tronquées à un moment antérieur). Cette méthode offre deux avantages : elle permet de traiter uniformément les périodes coupées et de ne pas imposer une forme fonctionnelle particulière à la densité connexe des durées d'emploi.

Avec les données d'une seule année, ou même avec un échantillon couvrant plusieurs années où le régime d'assurance-chômage ne change pas, l'examen du risque empirique ne permet pas de repérer les effets de la norme d'admissibilité. En outre, comme les changements de la norme découlent des fluctuations du taux de chômage régional au cours d'années typiques, la comparaison des taux de risque observés dans les diverses régions ne permet pas de distinguer facilement les effets de la NVA par rapport à ceux qu'ont les fluctuations du taux de chômage. Cependant, l'expérience accidentelle de 1990 évoque une variation de la norme d'admissibilité qui est exogène aux conditions du marché de l'emploi et aux changements s'opérant dans d'autres paramètres du régime d'assurance-chômage. Si nous posons que 1989 et 1990 sont des années identiques, excepté en ce qui concerne la modification de  $H_{min}$ , alors les effets de la norme d'admissibilité sont manifestes si la fonction de risque comporte une crête à 10 semaines en 1989, crête qui disparaît en 1990, et si une crête apparaît à 14 semaines en 1990. Comme la figure 2 le montre, on peut juger de l'incidence de la norme d'après la hauteur de la crête dans la fonction de risque au point  $H_{min}$  par rapport au tracé de la fonction après ce point ( $H > H_{min}$ ). Il y a probablement là un élément de risque moral, étant donné que la crête serait attribuable en partie à des travailleurs qui ont conservé leur emploi, ou « retardé » le début de leur non-emploi, jusqu'à ce qu'ils accumulent exactement le nombre de semaines  $H_{min}$ .

<sup>16</sup> Voir Lancaster (1990) pour une analyse complète des modèles de durée.

**Tableau 1**  
**Taux de risque empirique**  
**Régions d'admissibilité maximale, 1989 et 1990\***

Semaine	1989	1990
1	0,0136 (0,0022)	0,0121 (0,0021)
2	0,0203 (0,0027)	0,0184 (0,0026)
3	0,0320 (0,0035)	0,0257 (0,0031)
4	0,0195 (0,0028)	0,0204 (0,0028)
5	0,0274 (0,0034)	0,0311 (0,0036)
6	0,0199 (0,0029)	0,0187 (0,0028)
7	0,0247 (0,0033)	0,0266 (0,0034)
8	0,0219 (0,0032)	0,0223 (0,0032)
9	0,0367 (0,0042)	0,0265 (0,0035)
10	0,0555 (0,0053)	0,0375 (0,0043)
11	0,0430 (0,0049)	0,0173 (0,0030)
12	0,0314 (0,0043)	0,0325 (0,0042)
13	0,0310 (0,0044)	0,0175 (0,0032)
14	0,0624 (0,0064)	0,0710 (0,0065)
15	0,0306 (0,0046)	0,0207 (0,0036)
16	0,0256 (0,0043)	0,0531 (0,0060)
17	0,0387 (0,0055)	0,0269 (0,0044)
18	0,0427 (0,0059)	0,0341 (0,0051)
19	0,0258 (0,0047)	0,0352 (0,0053)
20	0,0309 (0,0052)	0,0417 (0,0059)
21	0,0324 (0,0055)	0,0366 (0,0058)
22	0,0385 (0,0062)	0,0360 (0,0059)
23	0,0528 (0,0075)	0,0624 (0,0080)
24	0,0236 (0,0052)	0,0277 (0,0056)
25	0,0458 (0,0076)	0,0386 (0,0069)
26	0,0170 (0,0048)	0,0203 (0,0052)
27	0,0414 (0,0077)	0,0480 (0,0083)
28	0,0274 (0,0065)	0,0190 (0,0054)
29	0,0198 (0,0058)	0,0225 (0,0062)
30	0,0239 (0,0068)	0,0077 (0,0038)
31	0,0254 (0,0072)	0,0366 (0,0086)
32	0,0410 (0,0097)	0,0060 (0,0036)
33	0,0113 (0,0054)	0,0187 (0,0067)
34	0,0209 (0,0078)	0,0175 (0,0070)
35	0,0191 (0,0079)	0,0087 (0,0051)
36	0,0061 (0,0048)	0,0324 (0,0103)
37	0,0273 (0,0106)	0,0000 (0,0000)
38	0,0025 (0,0035)	0,0206 (0,0092)
39	0,0175 (0,0101)	0,0199 (0,0099)
40	0,0203 (0,0114)	0,0224 (0,0111)
41	0,0323 (0,0153)	0,0176 (0,0105)
42	0,0254 (0,0148)	0,0123 (0,0097)

Les erreurs-types figurent entre parenthèses. Les taux de risque sont égaux à zéro pour les semaines 43 à 46 des deux années.

\* FH est défini comme étant le nombre de sorties d'emploi durant la semaine H et RH, comme étant le risque pendant cette même semaine (le nombre de périodes qui n'ont pas pris fin et qui n'ont pas été tronquées avant H). Puis, l'estimation du risque est  $h(H)=FH/RH$ , et l'écart est  $[h(H)(1-h(H))]/RH$ . Nous pondérons nos données, de manière que RH soit normalisé par (taille réelle de l'échantillon/taille pondérée de l'échantillon), pour calculer les erreurs-types appropriées.



Les taux de risque empirique pour 1989 et 1990, pour nos échantillons, ainsi que les erreurs-types connexes, sont présentés au tableau 1<sup>17</sup>. L'évolution du taux de risque est aussi montrée aux figures 3 et 5. Prenons tout d'abord la fonction de risque pour 1989. D'après l'analyse théorique, le risque diminue jusqu'au seuil d'admissibilité à l'assurance-chômage, soit 10 semaines. Une crête se produit dans la courbe à ce point-là, puis la courbe suit un tracé plat par la suite.

On pourrait dire que le risque évolue à peu près comme nous venons de le dire, mais la concordance n'est pas tout à fait convaincante. Le taux de risque est plus faible avant le seuil des 10 semaines que pendant les semaines suivant immédiatement ce point, mais il est élevé à neuf semaines comparativement à ce qu'il était antérieurement. La théorie donne à penser que le risque doit être particulièrement bas à neuf semaines. Il semble effectivement y avoir une crête marquée à 10 semaines, mais il y en a d'autres aussi, par exemple à 14, 18 et 23 semaines, et la crête à 14 semaines domine celle que l'on observe à 10 semaines. Le mieux qu'on puisse dire, c'est que la norme d'admissibilité à l'assurance-chômage peut expliquer en partie la tendance observée ici.

Le taux de risque constitue un outil empirique utile, surtout dans les cas où les agents mettent leurs décisions à jour à chaque période (Kiefer, 1988). Cependant, nous nous intéressons aussi au pourcentage de périodes d'emploi qui prennent fin à 10 semaines, c'est-à-dire à la probabilité inconditionnelle de cessation à 10 semaines, afin de voir si les fins d'emploi à ce seuil ( $H_{min}$ ) sont importantes, quantitativement parlant, par rapport à celles qui se produisent à d'autres moments. La figure 4 montre le tracé de la fonction de densité empirique pour les périodes d'emploi achevées dans les régions d'admissibilité maximale en 1989<sup>18</sup>. Ici encore, on peut observer une crête à 10 semaines qui, dans la fonction de densité de probabilité inconditionnelle, dépasse toutes les autres. La probabilité inconditionnelle qu'une période se termine à 10 semaines est de 4,3 p. 100; par conséquent, les périodes d'emploi de cette longueur semblent bel et bien constituer un phénomène important. Notons cependant que la crête des 10 semaines dépasse à peine celle que l'on observe à 14 semaines.

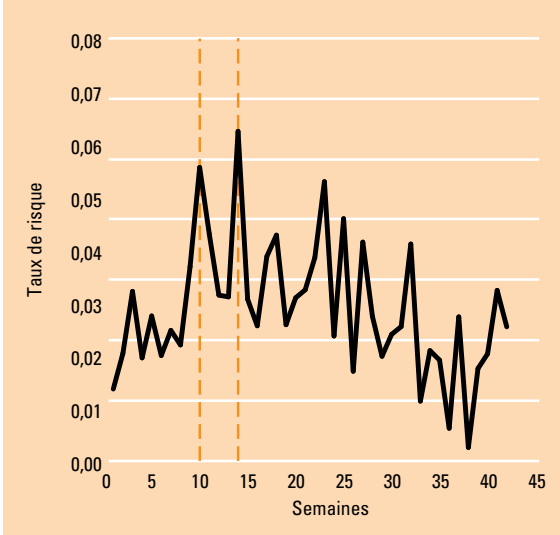
Les figures 5 et 6 montrent les tracés des fonctions de risque et de densité empirique (probabilité inconditionnelle) pour 1990. Tout comme en 1989, la première courbe contient plusieurs crêtes, et celle que l'on observe à 14 semaines est encore plus élevée. La figure 6 montre que la crête se produisant au seuil des 14 semaines (nouvelle norme d'admissibilité) domine maintenant la courbe de la densité des périodes d'emploi achevées.

La figure 7 réunit les fonctions de risque empirique pour 1989 et 1990. Les taux de risque avant le seuil des 10 semaines et après 20 semaines se ressemblent d'une année à l'autre, mais ils diffèrent beaucoup les uns par rapport aux autres

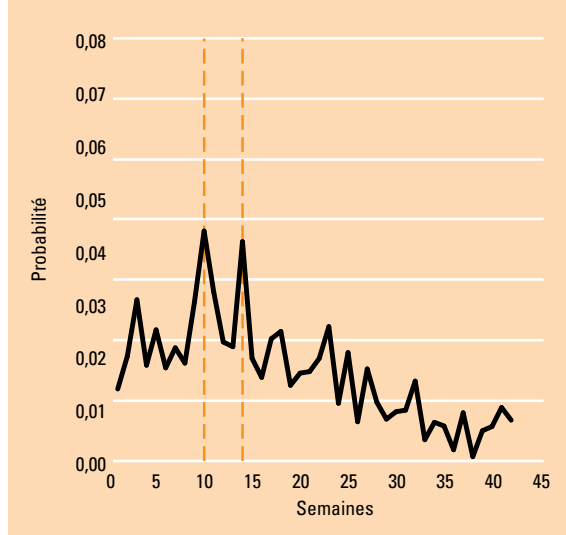
17 Dans l'EA, il y a suréchantillonnage des régions rurales, mais on inclut, pour chaque observation, un facteur de pondération qui prend en compte cette sélection non aléatoire. Nous dressons tous nos tableaux dans la présente étude avec des facteurs de pondération de ce genre. En outre, les contributions de chaque personne aux fonctions logarithmiques de vraisemblance sont pondérées et normalisées, de sorte que tous les facteurs adoptés pour notre échantillon donnent un total égal à la taille véritable de l'échantillon.

18 Afin de fournir une estimation de la densité des périodes achevées, estimation qui ne subit pas le gauchissement induit par le tronçonnage des périodes d'emploi, nous construisons comme suit les estimations de la valeur de la densité à chaque semaine, à partir des estimations des taux de risque empirique :  $f(H) = (1-h(1))(1-h(2)) \dots (1-h(H-1))h(H)$ .

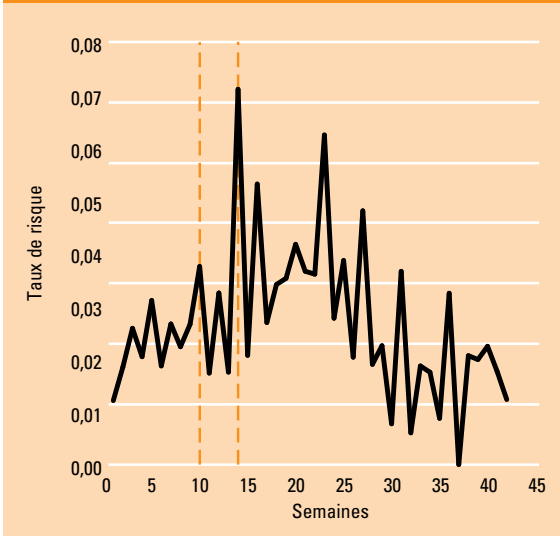
**Figure 3**  
**Risque empirique**  
**Régions d'admissibilité maximale, 1989**



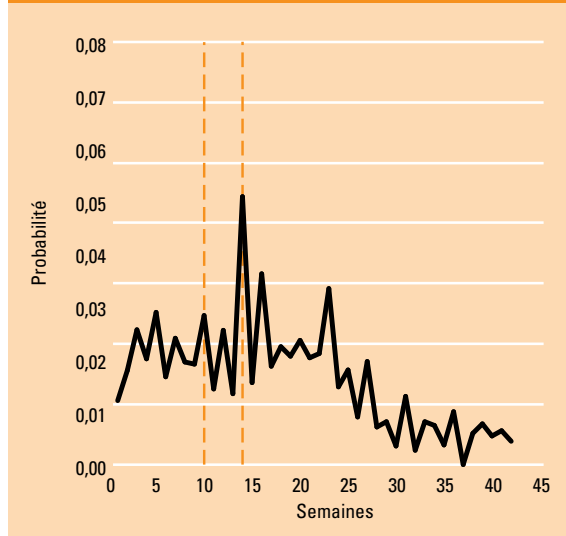
**Figure 4**  
**Densité empirique des périodes d'emploi complètes**  
**Régions d'admissibilité maximale, 1989**



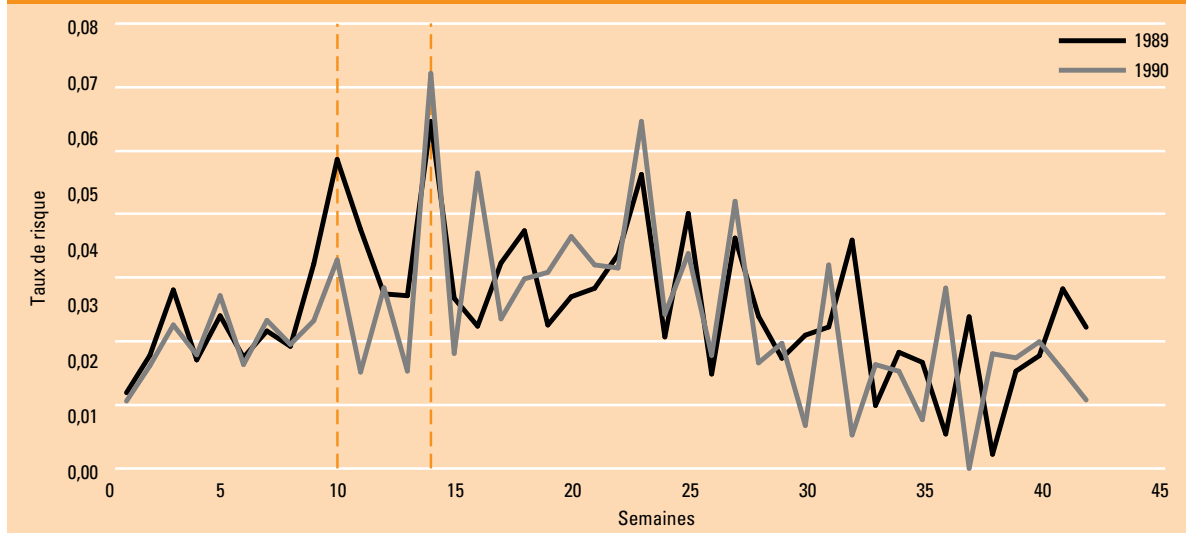
**Figure 5**  
**Risque empirique**  
**Régions d'admissibilité maximale, 1990**



**Figure 6**  
**Densité empirique des périodes d'emploi complètes**  
**Régions d'admissibilité maximale, 1990**



**Figure 7**  
**Risque empirique**  
**Régions d'admissibilité maximale, 1989 et 1990**



au cours des semaines situées entre ces deux points<sup>19</sup>. Le taux de risque est élevé à 10 semaines en 1989, mais nettement moindre en 1990, et il ne correspond plus à une crête quand on le compare aux taux des semaines suivantes de cette dernière année. En fait, le taux de risque, en 1990, est généralement plus bas pour les durées d'emploi situées entre l'ancienne et la nouvelle valeur de  $H_{min}$  et il chute de façon marquée à la 13<sup>e</sup> semaine (juste avant la nouvelle durée minimale requise). De plus le taux de risque à 14 semaines est plus élevé. Toutes ces constatations concordent bien avec les prédictions établies à partir des modèles théoriques intégrant une norme d'admissibilité à l'assurance-chômage. Les taux plus élevés observés en 1990 pendant une bonne partie de la période allant de la 15<sup>e</sup> à la 20<sup>e</sup> semaines découlent peut-être du fait que des travailleurs sont passés à des emplois qui ont pris fin au-delà des 14 semaines en 1990, mais pas exactement à ce point-seuil. L'étude des situations vécues en 1990 par les personnes qui ont travaillé pendant 10 à 13 semaines en 1989 nous éclairera sur cette question. De toute manière, la similarité des taux de risque avant le seuil des 10 semaines et après celui des 20 semaines en 1989 et en 1990, conjuguée à la constatation faite à partir des taux de risque relevés de la 10<sup>e</sup> à la 19<sup>e</sup> semaines, à savoir que les travailleurs ont conservé leurs emplois un peu plus longtemps en 1990, porte à croire que l'on ne peut expliquer facilement, en les attribuant à la récession, les différences observées entre les deux années.

<sup>19</sup> Au seuil de signification de 5 p. 100, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les différences entre les taux de risque de 1989 et de 1990, pour les semaines 1 à 9 équivalent ensemble à zéro. Un test semblable portant sur les semaines 21 à 42 n'aboutit pas non plus au rejet de l'hypothèse au seuil des 5 p. 100, tandis que le même test appliqué à toutes les semaines réunies en confirme carrément le rejet à ce même seuil. Les statistiques tests se distribuent comme étant  $\chi^2(9)$ ,  $\chi^2(23)$ , et  $\chi^2(42)$ , respectivement, et elles prennent les valeurs 6,57, 32,39 et 97,72, respectivement.

Il semble raisonnable d'affirmer que la crête existant à 10 semaines dans la fonction de risque de 1989 et les valeurs relativement faibles relevées à cet égard avant le seuil des 10 semaines sont dues, au moins en partie, à la norme d'admissibilité. Pour cerner les effets de la norme d'admissibilité sur les durées d'emploi, une démarche utile consiste à examiner la hauteur de la crête au point  $H_{min}$  par rapport à ce qu'elle est au-delà de ce seuil. On en obtient une indication en soustrayant  $h(14)$  en 1989 de  $h(14)$  en 1990. La différence s'élève à 0,009, avec une erreur-type de 0,009, à supposer que les données des deux années en question soient indépendantes les unes des autres. En calculant une estimation de la sorte, on repère tout phénomène extraordinaire au sujet d'une durée de 14 semaines, peu importe que ce soit ou non la durée correspondant à la norme d'admissibilité. Si l'on interprète l'estimation dans un cadre de « recherche », on peut dire qu'environ 1 p. 100 des personnes qui se rendent jusqu'au point  $H_{min}$  le font dans l'intention de quitter leur emploi dès qu'elles deviendront admissibles à l'assurance-chômage. Cependant, l'estimation n'est pas très loin de zéro.

Dans le modèle statique de la disponibilité de main-d'œuvre (les personnes choisissent avec certitude la longueur de leurs périodes d'emploi), il est plus naturel d'évaluer les effets en fonction de la densité empirique (probabilité inconditionnelle). En ce qui concerne la probabilité d'une période achevée de 14 semaines en 1990, par rapport à 1989, la différence est de 0,009, l'erreur-type connexe se chiffrant à 0,006. Ainsi, d'après le modèle statique, environ 1 p. 100 de toutes les périodes d'emploi prennent-elles fin au point  $H_{min}$ , vu que les personnes préfèrent travailler pendant exactement ce nombre de semaines.

Afin de comprendre à fond les effets de la modification de la norme d'admissibilité, il faut voir comment le taux de risque a changé aux points voisins de 14 semaines et étudier aussi la fluctuation de la crête au point  $H_{min}$ . Afin de faciliter cet examen, nous présentons au tableau 2 les valeurs des probabilités qu'une période d'emploi dure au moins aussi longtemps qu'une période  $H$  donnée (la « survie ») pour les semaines 10 à 15 et la semaine 21 en 1989 et en 1990. La valeur de survie à 10 semaines est plus élevée en 1990 qu'en 1989, bien que la différence soit mince. Le relèvement de la norme d'admissibilité n'a pas fait monter beaucoup le nombre des sorties d'emploi, pour ce qui concernait les emplois de courte durée. À la 11<sup>e</sup> semaine, les taux de survie des deux années s'éloignent davantage l'un de l'autre, puis cette tendance se poursuit jusqu'à la

**Tableau 2**  
Valeurs de la fonction de survie

Semaine	1989	1990	Différence 1990-1989
10	0,805	0,818	0,013 (0,011)
11	0,762	0,790	0,028 (0,012)
12	0,730	0,776	0,046 (0,012)
13	0,707	0,750	0,043 (0,012)
14	0,686	0,737	0,051 (0,013)
15	0,644	0,686	0,042 (0,014)
21	0,530	0,550	0,020 (0,014)

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

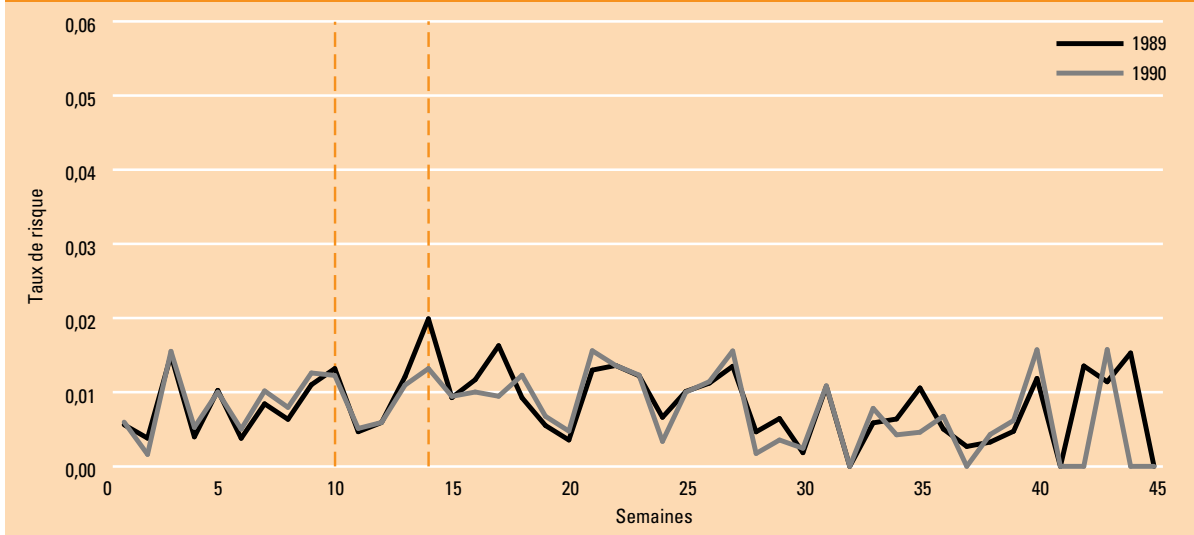
14<sup>e</sup> semaine. Chaque écart est sensiblement plus grand que zéro. Voilà qui concorde avec la théorie, étant donné que la crête observée dans les taux de risque à 10 semaines ( $H_{min}$ ) en 1989 et leur valeur plus élevée après qu'avant ce seuil permettent de prévoir des chances moindres qu'une période d'emploi dure plus que 10 semaines en 1989. En fait, les chances qu'une période dure 14 semaines en 1990 dépassent de plus de 5 p. 100 celles du même événement en 1989; 3,8 p. 100 de cette variation est due à la réduction de la probabilité, en 1990 par rapport à 1989, qu'une personne quitte son emploi entre la 10<sup>e</sup> et la 13<sup>e</sup> semaines. À supposer que personne n'a abandonné son emploi à cause du relèvement de la norme d'admissibilité, l'augmentation de la valeur de survie de la 10<sup>e</sup> à la 13<sup>e</sup> semaines en 1990 montre dans quelle mesure les personnes qui, autrefois, travaillaient juste assez longtemps pour avoir droit à l'assurance-chômage ont prolongé leurs périodes d'emploi à cause du relèvement de la norme. D'un autre côté, si certaines personnes ont cessé de travailler en raison de ce dernier, alors l'accroissement de la valeur de survie entre la 10<sup>e</sup> et la 13<sup>e</sup> semaine pourrait être dû au fait que l'on a retiré de la distribution des durées d'emploi les personnes qui, auparavant, travaillaient de la 10<sup>e</sup> à la 13<sup>e</sup> semaine.

À 15 semaines, les valeurs de survie propres à chacune des années se rapprochent, mais une différence demeure, ce qui atteste de la petite augmentation du taux de risque à 14 semaines d'une année à l'autre. Au stade des 21 semaines, la différence s'apparente à celle observée au seuil des 10 semaines, et elle n'est désormais plus très loin de zéro. Ainsi, comme la figure 7 le fait voir, il est moins probable en 1990 qu'en 1989 que les périodes d'emploi prendront fin entre la 10<sup>e</sup> et la 13<sup>e</sup> semaines, et il est plus probable qu'il en sera ainsi entre la 14<sup>e</sup> et la 20<sup>e</sup> semaines. On peut notamment déduire de ces résultats que des personnes ayant autrefois pu choisir des périodes d'emploi de 10 à 13 semaines (et, en particulier, de 10 semaines) ont été obligées, en raison de la nouvelle norme, d'accepter des emplois de durée plus longue auxquels elles n'ont pas nécessairement pu mettre fin après 14 semaines exactement. Voilà qui cadre mal avec les modèles purement axés sur la disponibilité de main-d'œuvre, lesquels prédisent que les personnes qui se trouvaient auparavant dans la gamme des 10 à 13 semaines passeraient à exactement 14 semaines de travail en 1990.

Afin de résumer les conséquences de la modification de la norme d'admissibilité, nous présentons maintenant des estimations de l'effet qu'elle a eu sur le taux de chômage. Nous utilisons un taux de chômage estimatif correspondant à la durée de chômage moyenne dans les régions étudiées, divisée par la somme de la durée de chômage moyenne et de la durée d'emploi moyenne. Pour calculer la durée de chômage moyenne, nous utilisons l'inverse du taux moyen de risque issu des données sur le non-emploi à Terre-Neuve en 1989 et calculé à partir des données sur les mouvements bruts fournies dans Jones et Riddell (1993). Afin d'établir les durées d'emploi moyennes en 1989 et 1990, nous utilisons la densité estimative des périodes d'emploi achevées jusqu'à la 20<sup>e</sup> semaine, pour chaque année, et nous considérons que le taux de risque moyen pendant les semaines 36 à 42, en 1989, vaut pour toutes les semaines suivantes. Ainsi, la durée d'emploi moyenne est calculée de la façon suivante :

$$E(Emp) = \sum_{H=1}^{20} Hf(H) = \left[ \prod_{H=1}^{20} (1-h(H)) \right] \left( 20 + \frac{1}{h_{avg}} \right) \quad (3)$$

**Figure 8**  
**Risque empirique**  
**Régions où la NVA est de 13 ou 14 semaines, 1989 et 1990**



où  $f(H)$  est la valeur de la fonction de densité pour la durée des périodes d'emploi à  $H$ , et  $h_{avg}$  est le taux de risque moyen des semaines 21 à 42 en 1989. Comme nous avons constaté que les taux de risque des deux années variaient peu les uns par rapport aux autres au-delà du seuil des 20 semaines, nous avons supposé que la norme d'admissibilité a des effets jusqu'à ce stade et que les deux courbes des taux de risque sont équivalentes et constantes par la suite. Les calculs ont révélé que les durées d'emploi moyennes étaient de 35,65 semaines en 1989 et de 37,03 semaines en 1990. Le taux de chômage calculé atteignait 12,3 p. 100 en 1989 et 11,9 p. 100 en 1990. À strictement parler, on pourrait en déduire que le relèvement de la norme d'admissibilité a fait augmenter d'une semaine et demie la durée d'emploi moyenne et baisser de 0,4 p. 100 le taux de chômage dans les régions d'admissibilité maximale; ce sont là des effets tout à fait dignes de mention.

À la figure 8, nous traçons la courbe des taux de risque empirique pour 1989 et 1990, et pour les régions de l'assurance-chômage où la norme d'admissibilité n'était ni de 13 ni de 14 semaines au cours des 46 premières semaines de 1989; ces régions fournissent un « groupe témoin » naturel à comparer au groupe expérimental dont le comportement est illustré dans la figure 7<sup>20</sup>. La figure 8 n'offre qu'un point de repère approximatif, car les régions en faisant l'objet ne représentent pas un contexte aussi stationnaire que les régions d'admissibilité maximale, du fait que d'autres paramètres du régime d'assurance-chômage ont changé entre 1989 et 1990 dans la plupart d'entre elles. Malgré tout, la comparai-

<sup>20</sup> Il y a sept régions « témoins », et elles se trouvent toutes en Ontario et au Québec. Seulement deux régions ont une NVA égale à 14 semaines tout au long de 1989, de sorte que, si nous nous en tenons à elles, très peu d'observations sont possibles. Dans les échantillons utilisés ici, il y a 1 142 observations en 1989, et 848 en 1990.

son permet de vérifier si les tendances observées à la figure 7 peuvent raisonnablement être attribuées à la modification de la norme d'admissibilité.

Les taux de risque pour 1989 et 1990 se ressemblent beaucoup à la figure 8. Rien ne révèle dans les tendances un changement marqué comme celui que l'on observe à l'égard des régions d'admissibilité maximale. Au stade des 14 semaines, on remarque une différence (négligeable du point de vue statistique), mais à la figure 8, c'est la valeur de 1989 qui est alors la plus élevée, contrairement à ce qui est le cas à la figure 7, où la valeur de 1990 dépasse l'autre. Dans l'ensemble, la figure 8 ne prouve en rien que les effets observés à la figure 7 résultent d'une cause donnée – une récession, par exemple – qui engendrerait entre les années des différences de même nature dans toutes les régions. On ne peut rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les taux de risque des deux années, dont la courbe est présentée à la figure 8 équivalent plus ou moins à zéro à un niveau de signification de 5 p. 100<sup>21,22</sup>.

Afin de vérifier plus à fond les résultats obtenus pour les régions d'admissibilité maximale, nous avons calculé le risque empirique pour ces dernières, pour les quatre derniers mois de 1988 et de 1989<sup>23</sup>. Une comparaison entre les deux années montre si les personnes semblent avoir modifié leur comportement en 1989 en prévision de l'entrée en vigueur de la norme d'admissibilité plus élevée en 1990. Si des éléments attestaient une telle anticipation, on pourrait en déduire que les mesures présentées ci-dessus ne rendent pas pleinement compte des effets de la modification de la norme d'admissibilité. Les courbes de risque pour les deux années se ressemblent beaucoup, et l'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les taux de risque des deux années équivalent plus ou moins à zéro à un niveau de signification de 5 p. 100<sup>24</sup>. Ainsi, cette méthode de mesure ne révèle aucun comportement d'anticipation qui compliquerait nos conclusions.

21 La statistique test est distribuée comme étant  $\chi^2(42)$  et a pour valeur 7,66.

22 On pourrait estimer les effets de la modification de la norme d'admissibilité dans les régions d'admissibilité maximale, en se servant des régions où la  $NVA = 13$  et  $14$  comme d'un critère repère, en d'autres termes, former  $(h_{m,90}(14) - h_{14,90}(14)) - (h_{m,89}(14) - h_{14,89}(14))$ , où  $h_{m,90}(H)$  est le taux de risque au nombre  $H$  de semaines dans les régions d'admissibilité maximale en 1990 et  $h_{14,90}(H)$  est le taux de risque au nombre  $H$  de semaines dans les régions où la  $NVA = 13,14$  en 1990. En vertu de cette mesure, le relèvement de  $H_{min}$  à 14 semaines a fait monter la crête de 1,5 p. 100 à 14 semaines dans les régions d'admissibilité maximale, une augmentation plus grande que ce qui est signalé plus haut avec  $h_{m,90}(14) - h_{m,89}(14)$ . Cependant, les comparaisons faites d'après les régions où la  $NVA$  est égale à 13 ou 14 semaines sont obligatoirement sommaires, pour les raisons expliquées plus haut.

23 Les périodes d'emploi sont définies comme dans l'échantillon principal, mais nous nous sommes tenus à celles qui commençaient après le 1<sup>er</sup> septembre de l'année donnée, et elles sont tronquées au 31 décembre. Il y avait 1 153 périodes de ce genre en 1988 et 976 en 1989.

24 La statistique test est distribuée comme étant  $\chi^2(17)$  et a pour valeur 2,97.

## 5. Estimations faites avec le modèle des durées



Les taux de risque empirique sont utiles pour examiner les tendances générales, mais ils n'aident en rien à mesurer les effets qu'ont sur les durées d'emploi les caractéristiques des personnes, des emplois et du marché du travail. Dans notre cas, il est particulièrement important de surveiller ces caractéristiques, étant donné qu'il est peu probable que les deux années comparées entre elles seront identiques<sup>25</sup>. L'année 1990 en est une où l'économie canadienne a amorcé une importante récession, tandis que l'année utilisée pour la comparaison, soit 1989, correspondait à un moment où l'économie atteignait un sommet cyclique<sup>26</sup>.

Comme on veut surveiller des caractéristiques observables, il y a lieu d'opter pour un modèle de durée, dont le type le plus courant est le modèle des hasards ou risques proportionnels, où

$$h_i(H) = h_o(H) e^{x_i(H)' \beta} \quad (3)$$

où  $h_i(H)$  est la fonction de risque pour la personne  $i$ ,  $h_o(H)$  est la fonction de risque « de référence » commune à toutes les personnes,  $x_i(H)$  est un vecteur de caractéristiques observables pouvant varier avec  $H$ <sup>27</sup>, et  $\beta$  est un vecteur paramètre. Pour différentes valeurs de  $x_i(H)' \beta$ , la fonction de risque pour la personne  $i$  est déplacée proportionnellement vers le haut ou vers le bas relativement à la fonction de référence.

Comme nous nous préoccupons de l'emplacement et du mouvement des crêtes dans la fonction de risque, il est préférable d'opter, eu égard au modèle des risques proportionnels, pour une méthode d'estimation qui permet d'examiner directement la fonction de référence, plutôt que pour des méthodes qui imposent une forme paramétrique à cette dernière fonction ou qui l'éliminent carrément. De plus, on aurait tort d'attribuer une forme paramétrique simple à la fonction de référence, car la discussion théorique montre qu'il faut un cadre discontinu-continu avec des formes différentes pour les segments continus de la fonction de risque avant et après le point  $H_{min}$ . Pour ces deux raisons, nous adoptons une spécification qui est détaillée dans Meyer (1990) et qui autorise l'estimation de quelque chose de semblable à la fonction de risque empirique de concert avec les éléments du vecteur  $\beta$ . À supposer que  $x_i(H)$  ne varie pas au cours d'une semaine donnée, Meyer (1990) montre qu'avec un modèle des risques proportionnels, la probabilité qu'une période d'emploi dure au moins  $H^* + 1$  semaines, à condition qu'elle ait duré  $H^*$  semaines, est calculée ainsi :

$$\Pr [H_i \geq H^* + 1 / H_i \geq H^*] = \exp[-\exp(x_i(H^*)' \beta + \gamma(H^*))] \quad (4)$$

où

$$\gamma(H^*) = 1 - n \int_{H^*}^{H^*+1} h_o(u) du \quad (5)$$

25 En estimant les rapports entre la durée d'emploi et les caractéristiques observées, on obtient aussi des renseignements utiles sur le processus qui détermine l'incidence du chômage dans l'économie.

26 On affirme généralement que la récession de 1990 à 1992 a commencé en avril 1990 au Canada.

27 En pratique, les variables continues dans  $x_i(H)$  sont exprimées comme des écarts de la moyenne d'échantillonnage, de sorte que l'on juge que la fonction de risque de référence correspond au cas d'une personne ayant des valeurs moyennes pour ces variables.

*Les taux de risque empirique sont utiles pour examiner les tendances générales, mais ils n'aident en rien à mesurer les effets qu'ont sur les durées d'emploi les caractéristiques des personnes, des emplois et du marché du travail.*



Notons que, dans ce modèle, la fonction de risque est donnée par une équation (4) dont le deuxième élément de gauche est soustrait de 1 (1-...). Pour un échantillon de périodes d'emploi N, la fonction logarithmique correspondante de vraisemblance est alors :

$$\log L = \sum_{i=1}^N \{ \delta_i \log[1 - \exp(-\exp[\gamma(k_i) + x_i(k_i)'\beta])] - \sum_{H=1}^{k_i-1} \exp[\gamma(H) + x_i(H)'\beta] \} \quad (6)$$

où  $k_i$  est la longueur observée de la  $i^e$  période d'emploi<sup>28</sup>, et où  $\delta_i$  est égal à 1 si la période d'emploi prend fin avant d'être tronquée, et à zéro si la période est tronquée. Quand on maximise la fonction logarithmique de vraisemblance, on traite les  $\gamma(H)'$  comme des paramètres à estimer. Ceux-ci servent de base aux estimations de la valeur de la fonction de risque de référence, à chaque durée. Avec eux, on peut examiner la fonction de risque eu égard aux crêtes possibles et aux tendances dignes d'intérêt, après avoir pris en compte les effets des covariables et sans que l'on ait dû imposer une forme fonctionnelle particulière.

En plus d'étudier l'emplacement et le mouvement des crêtes dans la fonction de risque de référence, il conviendrait de savoir si les périodes d'emploi se terminant après exactement  $H_{min}$  semaines diffèrent d'une manière observable des autres. Il faut disposer d'informations sur la manière dont les périodes se terminant au point  $H_{min}$  se distinguent des autres, pour arriver à comprendre l'effet du relèvement de la norme d'admissibilité. C'est pourquoi nous faisons aussi des calculs où le vecteur  $\beta$  prend différentes valeurs à 10 semaines en 1989 et à 14 semaines en 1990. Dans ce cas, la fonction logarithmique de vraisemblance est la suivante :

$$\log L = \sum_{i=1}^N \{ \delta_i \log[1 - \exp(-\exp[\gamma(k_i) + (1 - \theta_{89i} - \theta_{90i})x_i(k_i)'\beta_0 + \theta_{89i}x_i(k_i)'\beta_1 + \theta_{90i}x_i(k_i)'\beta_2])] - \sum_{H=1}^{k_i-1} \exp[\gamma(H) + (1 - \theta_{89i} - \theta_{90i})x_i(H)'\beta_0 + \theta_{89i}x_i(H)'\beta_1 + \theta_{90i}x_i(H)'\beta_2] \} \quad (7)$$

où  $\theta_{89i}$  est égal à 1 dans la 10<sup>e</sup> semaine d'une période d'emploi, si celle-ci a lieu en 1989, et à zéro, autrement;  $\theta_{90i}$  est égal à 1 dans la 14<sup>e</sup> semaine d'une période d'emploi, si celle-ci a lieu en 1990, et à zéro, autrement; et  $\beta_0, \beta_1, \beta_2$  sont des vecteurs paramètres. Enfin, pour estimer la valeur des équations 6 et 7, nous regroupons les données obtenues pour 1989 et 1990 et nous permettons aux paramètres  $\gamma(H)$  de différer d'une année à l'autre, pour prendre en compte les effets de la norme d'admissibilité plus élevée en 1990<sup>29</sup>.

Le tableau A.1 de l'annexe A contient les définitions et les valeurs des moyennes pour les variables employées dans les modèles de durée. Le taux de chômage régional est la covariable qui rend compte de l'effort le plus direct fait pour tenir

28 Cela est égal à la longueur réelle de la période, si celle-ci prend fin pendant la période échantillonnée, et à la longueur observée de la période d'emploi jusqu'au moment où elle est tronquée, si tel est le cas.

29 Nous avons aussi estimé le modèle (6) en acceptant une hétérogénéité non observée. Pour ce faire, nous avons multiplié le membre droit de (3) par  $q$ , où  $q$  est un paramètre d'hétérogénéité. Les contributions individuelles sont intégrées relativement à  $q$ , où l'on juge que  $q$  se distribue comme dans une distribution gamma. Les résultats ne diffèrent pas beaucoup de ceux qui sont produits par le modèle démuné d'une correction pour l'hétérogénéité, surtout en ce qui concerne les effets de la norme d'admissibilité, et c'est pourquoi nous ne les signalons pas.

compte des différences dans l'activité économique entre les deux années. Il s'agit d'une moyenne mobile trimestrielle pour la région économique où la personne habite, le dernier mois pris en compte étant celui où tombe la dernière semaine de la durée d'emploi<sup>30</sup>. Ce taux de chômage régional est la seule covariable variant dans le temps dans notre calcul<sup>31</sup>. Notons que, dans notre échantillon, la fluctuation de ce taux ne provoque aucun changement dans le régime d'assurance-chômage. Dans le contexte du modèle de la recherche par une personne employée, par opposition à une personne au chômage, on s'attend à ce que les taux de chômage locaux influent négativement sur le risque de sortie d'emploi, car les travailleurs, constatant qu'il y a moins d'offres d'emploi, savent qu'ils vivront moins bien quand ils seront au chômage. Si le taux de chômage régional est une indication de l'état de l'économie, le modèle du contrat implicite supposerait l'opposé.

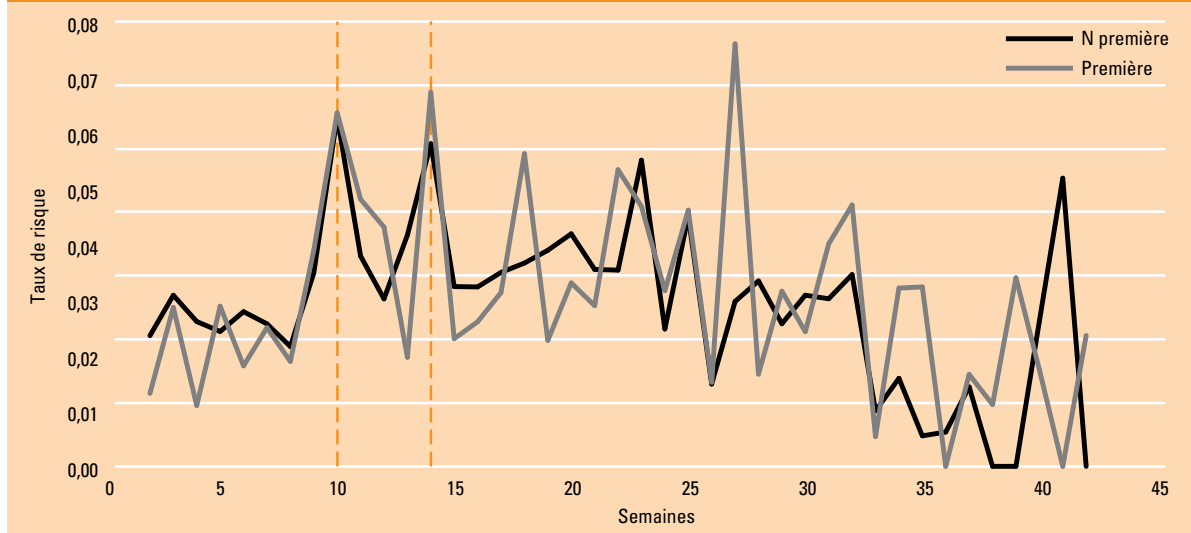
Nous contrôlons aussi d'autres covariables afin d'expliquer des réactions plus compliquées à la récession relativement aux changements survenus dans la composition de la main-d'œuvre. Les covariables que nous utilisons comprennent plusieurs éléments dont on suppose qu'ils influent sur la stabilité de l'emploi et la position dans la distribution des offres salariales; mentionnons ici le degré de scolarité, l'âge, et la caractéristique « col blanc ». On s'attend à ce que l'augmentation de toutes ces variables fasse monter le coût d'opportunité des périodes de non-emploi et, par conséquent, à ce qu'elle provoque le prolongement des périodes d'emploi. Il existe aussi des variables se rapportant à des préférences : le sexe de la personne, son état civil, et le statut de la personne au foyer (est-elle chef de famille ou non?). En règle générale, on s'attendrait à ce que les femmes, les célibataires et les personnes qui ne sont pas chefs de famille misent moins sur la stabilité de l'emploi et que, par conséquent, leurs périodes d'emploi soient plus courtes. De plus, nous incluons des variables relatives aux caractéristiques du travail. Nous intégrons des variables factices relatives à l'industrie pour prendre en compte les différences prévues entre les industries saisonnières et non saisonnières, ainsi que d'autres différences d'ordre industriel. Nous tenons aussi compte de la taille des entreprises, en ce sens que les petites sociétés risquent d'être moins stables ou d'avoir un régime de sélection des candidats moins efficace que les grandes entreprises. Nous tenons aussi compte de la présence de syndicats, car ceux-ci peuvent stabiliser le milieu de travail et favoriser notamment le prolongement des périodes d'emploi (ou encore, ils peuvent organiser les éléments plus stables de la main-d'œuvre).

Nous appliquons en outre des variables se rapportant à la rémunération hebdomadaire. Dans un modèle de recherche, il est moins probable que les travailleurs ayant une rémunération élevée et des caractéristiques constantes qui déplacent la moyenne de la distribution des salaires quitteront leur emploi. Si la récession ou d'autres forces changeaient la distribution des salaires, alors il pourrait être important de prendre ces derniers en compte. Le salaire horaire et le nombre habituel d'heures de travail par semaine sont intégrés séparément à l'équation, au lieu d'être combinés pour former la variable « salaire hebdomadaire », car le nombre habituel d'heures risque de sous-tendre des préférences en bonne et due

30 Les régions économiques sont des zones géographiques délimitées par Statistique Canada; elles sont généralement plus petites que les régions de l'a.-c.

31 Cependant, on autorise des changements dans les autres covariables, à l'intérieur d'une période d'emploi, aux points où il y a un changement d'emploi.

**Figure 9**  
**Risque empirique**  
**Régions d'admissibilité maximale, par semaine de début d'emploi, 1989**



forme, les heures prolongées risquant davantage d'aboutir à des départs<sup>32</sup>. Dans les modèles d'appariement des compétences et des emplois, la variable « rémunération » sera endogène. Nous la considérons comme étant exogène dans le cas des périodes d'emploi tronquées à 46 semaines, en soutenant que, dans un emploi typique, la personne aura très peu fait de choix à ce stade-là en fonction des compétences qu'elle possède par rapport aux exigences du poste.

Enfin, il convient de s'intéresser aux crêtes présentes dans la courbe des risques empiriques aux 14<sup>e</sup>, 18<sup>e</sup>, 23<sup>e</sup> et 27<sup>e</sup> semaines en 1989, et aux 23<sup>e</sup> et 27<sup>e</sup> semaines en 1990. On peut les expliquer en disant qu'il est probable que les emplois commencent dans la première semaine d'un mois donné et qu'ils se terminent dans la dernière semaine d'un mois quelconque, ou à tout le moins que les répondants sont susceptibles de signaler les périodes d'emploi de cette manière. Dans ce cas, les crêtes des 14<sup>e</sup>, 18<sup>e</sup>, 23<sup>e</sup> et 27<sup>e</sup> semaines ne correspondent peut-être qu'à une prédominance d'emplois de trois à six mois, signalés comme tels. Pour examiner cette possibilité, nous présentons à la figure 9 les courbes des risques empiriques de 1989, pour toutes les périodes d'emploi qui ont commencé pendant la première semaine d'un mois, et pour celles qui ont commencé à un autre moment<sup>33</sup>. Il existe une différence frappante entre les deux courbes. Celle des débuts d'emploi pendant la première semaine d'un mois comporte toujours une crête à 10 semaines, mais elle en affiche d'autres, importantes elles aussi, à intervalles

<sup>32</sup> En revanche, les emplois saisonniers supposent souvent de longues heures; pour cette raison, on pourrait s'attendre à voir une probabilité plus grande d'un nombre plus élevé d'heures par semaine. On a aussi estimé des spécifications, y compris la seule rémunération hebdomadaire. La variable « rémunération hebdomadaire » était peu importante, et les autres estimations demeuraient essentiellement les mêmes par rapport à ce qui avait été signalé.

<sup>33</sup> Quarante pour cent des périodes d'emploi de notre échantillon ont commencé pendant la première semaine d'un mois.

**Tableau 3a**  
**Estimations du modèle de durée – Covariables**  
**Modèle de base – Risques proportionnels, 1989 et 1990**

Variable	Estimations
Femme	0,166 (0,048)*
Célibataire	0,073 (0,039)+
Non-chef de fam. (Nothead)	0,038 (0,040)
Élém	0,031 (0,045)
Ps	-0,155 (0,055)*
Univ	-0,448 (0,135)*
Prim	0,533 (0,056)*
Sec (Mfg)	0,098 (0,066)
Alim (Food)	0,658 (0,078)*
Constr	0,366 (0,059)*
Publc	0,438 (0,080)*
Colbl (Wcolr)	-0,343 (0,053)*
F2099	-0,118 (0,041)*
F100499	-0,241 (0,062)*
Fgt500	-0,426 (0,123)*
Samemp	-0,058 (0,035)+
Uncov (Non protégé)	-0,357 (0,041)*
Age	-0,031 (0,020)
Age2	0,000256 (0,000118)*
Hwage	-0,096 (0,038)*
Heures (Hrs)	0,194 (0,036)*
Ru	0,733 (0,415)+
Frstwk	0,359 (0,054)*

Valeur moyenne de la fonction logarithmique de vraisemblance : -1.914

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

\*Sensiblement différent de 0 au niveau de 5 %.

+ Sensiblement différent de 0 au niveau de 10 %.

réguliers par la suite, ces crêtes étant nettement plus marquées que celles qui sont situées aux mêmes points à la figure 3. Par contraste, la deuxième courbe (début d'emploi en dehors de la première semaine d'un mois) comporte une crête moins prononcée à 14 semaines; en outre, il n'y a à peu près aucune crête à la 18<sup>e</sup> et à la 27<sup>e</sup> semaines, ce qui porte à croire que les crêtes situées à ces points-là dans la figure 3 expriment en fait un effet dit « de calendrier ». Afin de prendre cet effet en compte dans le modèle des durées, nous utilisons une variable appelée *FRSTWK*, dont la valeur est 1 dans le cas de chaque semaine qui est la dernière d'un mois donné, si la période examinée a commencé pendant la première semaine d'un mois; autrement, la valeur est zéro.

Les résultats de l'estimation faite avec le modèle simple des risques proportionnels, résultats obtenus avec la fonction de vraisemblance (6), sont présentés dans les tableaux 3a et 3b<sup>34</sup>. Le tableau 3a contient les estimations des coefficients des covariables pour l'échantillon de 1989 et de 1990, tandis que le tableau 3b présente les estimations de la fonction de risque de référence pour chaque année.

34 Dans les estimations suivantes, les premières dérivées partielles sont formées par analyse. Les écarts types estimatifs sont définis à partir de la matrice des produits extérieurs des premières dérivées partielles.

**Tableau 3b**  
**Estimations du modèle de durée – Fonction de risque de référence**  
**Modèle de base – Risques proportionnels, 1989 et 1990**

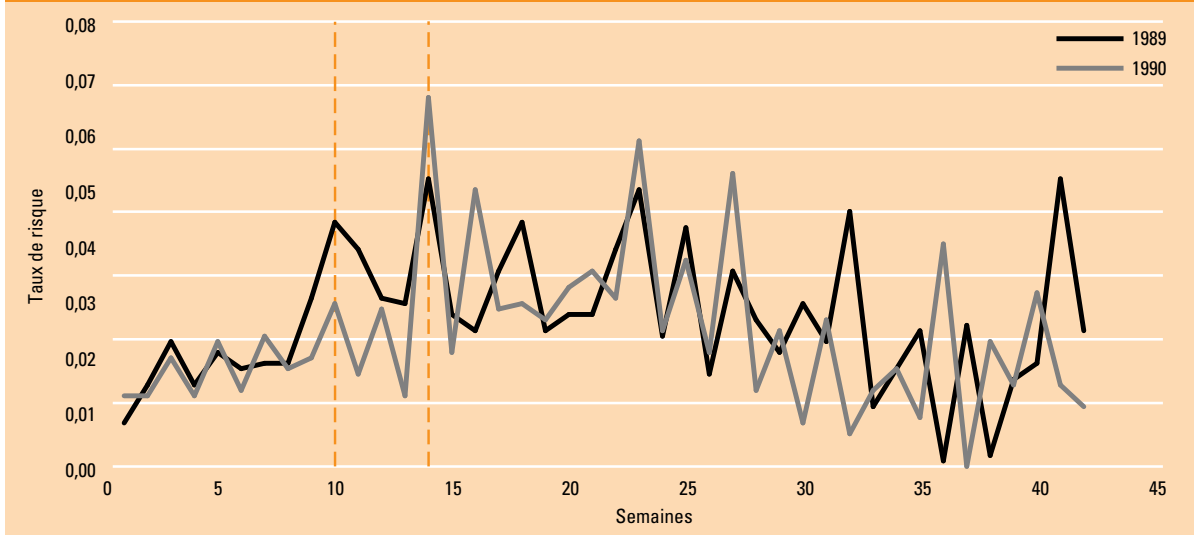
Semaine	1989	1990
1	0,008 (0,001)	0,013 (0,002)
2	0,015 (0,002)	0,013 (0,002)
3	0,023 (0,003)	0,020 (0,002)
4	0,015 (0,002)	0,013 (0,002)
5	0,021 (0,003)	0,023 (0,003)
6	0,018 (0,003)	0,014 (0,002)
7	0,019 (0,003)	0,024 (0,003)
8	0,019 (0,003)	0,018 (0,003)
9	0,031 (0,004)	0,020 (0,003)
10	0,045 (0,005)	0,030 (0,004)
11	0,040 (0,004)	0,017 (0,003)
12	0,031 (0,004)	0,029 (0,004)
13	0,030 (0,004)	0,013 (0,003)
14	0,053 (0,006)	0,068 (0,007)
15	0,028 (0,004)	0,021 (0,004)
16	0,025 (0,004)	0,051 (0,005)
17	0,036 (0,005)	0,029 (0,005)
18	0,045 (0,005)	0,030 (0,005)
19	0,025 (0,005)	0,027 (0,004)
20	0,028 (0,005)	0,033 (0,003)
21	0,028 (0,004)	0,036 (0,007)
22	0,040 (0,006)	0,031 (0,005)
23	0,051 (0,007)	0,060 (0,008)
24	0,024 (0,005)	0,025 (0,005)
25	0,044 (0,007)	0,038 (0,007)
26	0,017 (0,004)	0,021 (0,005)
27	0,036 (0,007)	0,054 (0,010)
28	0,027 (0,005)	0,014 (0,003)
29	0,021 (0,006)	0,025 (0,007)
30	0,030 (0,008)	0,008 (0,003)
31	0,023 (0,007)	0,027 (0,005)
32	0,047 (0,010)	0,006 (0,003)
33	0,011 (0,004)	0,014 (0,005)
34	0,018 (0,007)	0,018 (0,006)
35	0,025 (0,010)	0,009 (0,006)
36	0,001 (0,001)	0,041 (0,011)
37	0,026 (0,008)	0,000 (0,000)
38	0,002 (0,005)	0,023 (0,010)
39	0,016 (0,008)	0,015 (0,007)
40	0,019 (0,012)	0,032 (0,016)
41	0,053 (0,025)	0,015 (0,011)
42	0,025 (0,009)	0,011 (0,010)

\* Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

Les estimations des covariables révèlent une tendance plausible : les personnes peu qualifiées et participant peu au marché du travail sont plus susceptibles, à quelque moment que ce soit, de quitter leur emploi<sup>35</sup>. Il est plus probable que les femmes et les célibataires mettent fin à une période d'emploi que les hommes et les personnes mariées. La probabilité de cessation est sensiblement plus faible

<sup>35</sup> Bon nombre de nos estimations de covariables correspondent aux résultats parus dans Christofides et McKenna (1993).

**Figure 10**  
**Fonction de référence (Risque)**  
**Régions d'admissibilité maximale, 1989 et 1990**



chez les personnes possédant une éducation postsecondaire ou universitaire que chez celles ayant uniquement terminé les études secondaires, et elle diminue chaque fois que le niveau de scolarité monte d'un cran. La variable « âge » n'importe pas aux niveaux de signification types, mais avec la valeur de l'âge au carré, elle révèle que l'accroissement de l'âge risque de réduire la probabilité de cessation, bien qu'à un rythme allant en diminuant.

Les effets des variables afférentes au travail sont également raisonnables. Il est nettement plus probable que les personnes mettront fin à leurs périodes d'emploi dans le secteur primaire et dans l'industrie alimentaire (surtout des usines de traitement du poisson, dans les régions que nous avons examinées) que celles du groupe de base (secteurs des services et des transports). Les travailleurs de la construction risquent plus de laisser leur emploi, tandis que ceux du secteur secondaire n'affichent pas un comportement très différent de celui des membres du groupe de base. Il est nettement moins probable que les cols blancs laissent leur emploi que les cols bleus. Comme on l'avait prédit, plus l'entreprise est grande, plus la probabilité est faible que les employés quitteront leur poste; de même, la variable syndicale montre que les employés syndiqués risquent moins d'abandonner leur emploi.

Dans nos estimations, le coefficient de la variable « rémunération » est négatif, comme on l'aurait prédit avec un modèle de recherche de base, et il est important, ce qui n'est pas souvent le cas dans les modèles empiriques des durées d'emploi (Devine et Kiefer, 1990). La variable « nombre habituel d'heures par semaine » a un effet positif sur le risque; cela peut s'expliquer par le fait que les longues heures de travail créent une situation déplaisante que les travailleurs tendent à fuir. L'effet positif découle peut-être aussi du fait que les emplois saisonniers tendent à comporter de longues heures de travail. Le taux de chômage régional a un

**Tableau 4**  
**Valeurs de la fonction de survie – Valeurs de référence du risque ajusté**

Semaine	1989	1990	Différence 1990-1989
10	0,847	0,856	0,009 (0,010)
11	0,810	0,831	0,021 (0,011)
12	0,778	0,817	0,039 (0,011)
13	0,754	0,794	0,040 (0,012)
14	0,732	0,784	0,052 (0,012)
15	0,694	0,732	0,038 (0,013)
21	0,577	0,606	0,029 (0,014)

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

effet positif, ce qui ne correspond pas aux prédictions issues d'un modèle simple de recherche. Le signe positif s'harmonise avec le modèle du contrat implicite, en ce sens qu'un taux de chômage régional élevé indique un ralentissement de l'économie et une augmentation du nombre de mises en disponibilité.

Le tableau 3b contient les estimations de la fonction de risque de référence pour les deux années de l'échantillon, et la figure 10 montre les valeurs du risque ajusté quand les covariables sont fixées à leurs valeurs moyennes de l'échantillon de 1989<sup>36</sup>. Les tendances illustrées à la figure 10 s'apparentent beaucoup à celles que l'on observe relativement au risque empirique. En 1989, il y a une crête à 10 semaines, mais d'autres se manifestent aussi aux 14<sup>e</sup>, 18<sup>e</sup> et 23<sup>e</sup> semaines. En 1990, le risque à 10 semaines n'est pas particulièrement élevé par rapport aux semaines voisines, mais des crêtes énormes existent aux 14<sup>e</sup> et 23<sup>e</sup> semaines. La variable *FRSTWK*, qui s'accompagne d'un coefficient positif et important dans l'estimation, n'a apparemment pas éliminé les crêtes dues à l'« effet de calendrier » montrées à la figure 9. La différence entre les valeurs de risque à 14 semaines, dans le cas de la courbe de référence ajustée, est de 0,015, l'erreur-type atteignant 0,009; cela montre que plus de personnes que ne le laissait supposer le calcul des risques empiriques attendent d'avoir atteint la norme d'admissibilité  $H_{min}$  avant de se mettre au chômage. Les valeurs de « survie », pour des durées d'emploi clefs, sont présentées au tableau 4. La tendance s'assimile beaucoup à celle que l'on observe au tableau 2; les fonctions s'écartent l'une de l'autre entre la 10<sup>e</sup> et la 14<sup>e</sup> semaines, de sorte qu'il est plus probable, dans une proportion de 5 p. 100, que les durées d'emploi atteignent au moins le cap des 14 semaines en 1990 qu'en 1989; 4,3 p. 100 de cette proportion découle des différences relevées de la 10<sup>e</sup> à la 13<sup>e</sup> semaines inclusivement. Ici encore, ces données évoquent un important effet de risque moral. La différence principale entre

36 Les chiffres inscrits à ce tableau paraissent importants par rapport aux estimations du risque empirique données au tableau 1. Cependant, bien que la tendance de la courbe de risque de référence vaille pour toutes les périodes d'emploi dans le cadre du modèle des risques proportionnels, la hauteur atteinte par la courbe va dépendre du groupe de base tel que défini par les covariables. Par conséquent, ce taux de risque correspond au cas d'un col bleu marié d'âge moyen, touchant une rémunération moyenne, accomplissant un nombre moyen d'heures de travail et subissant un taux de chômage moyen, n'appartenant pas à un syndicat et étant au service d'une entreprise comptant moins de 20 employés dans le secteur tertiaire et dans celui des transports. On s'attendrait normalement à ce que la probabilité qu'une telle personne quitte son emploi soit relativement élevée.

les fonctions de survie fondées sur les risques empiriques, d'une part, et sur la courbe ajustée de risques de référence, d'autre part, tient au fait que, dans le dernier cas, les valeurs de la fonction de survie à 21 semaines, s'écartent davantage l'une de l'autre. La courbe de référence n'indique pas avec autant de force que les périodes d'emploi qui auraient autrefois pris fin entre la 10<sup>e</sup> et la 13<sup>e</sup> semaines se sont effectivement terminées entre la 14<sup>e</sup> et la 20<sup>e</sup> semaines en 1990. Les résultats ajustés portent plutôt à croire à l'existence de différences entre les deux années, à des seuils de durée encore plus élevés.

Les calculs des durées d'emploi moyennes et des taux moyens de chômage, à l'aide du risque ajusté de référence dans les formules décrites plus tôt, diffèrent peu des calculs basés sur le risque empirique. La durée d'emploi moyenne était de 38,4 semaines en 1989 et de 39,9 semaines en 1990, soit une différence de 1,5 semaine. Le taux de chômage calculé atteignait 11,5 p. 100 en 1989 et 11,1 p. 100 l'année suivante, ce qui atteste ici aussi d'une baisse de 0,4 p. 100 due au relèvement de la norme d'admissibilité. Les faits montrent que ce dernier a provoqué d'importants changements dans le comportement de la main-d'œuvre active.





## 6. Adaptation à la nouvelle norme d'admissibilité

*La constatation la plus frappante est sans doute que, dans le cas des périodes se terminant par un départ volontaire, rien, ou à peu près, ne révèle un effet quelconque de la norme d'admissibilité.*

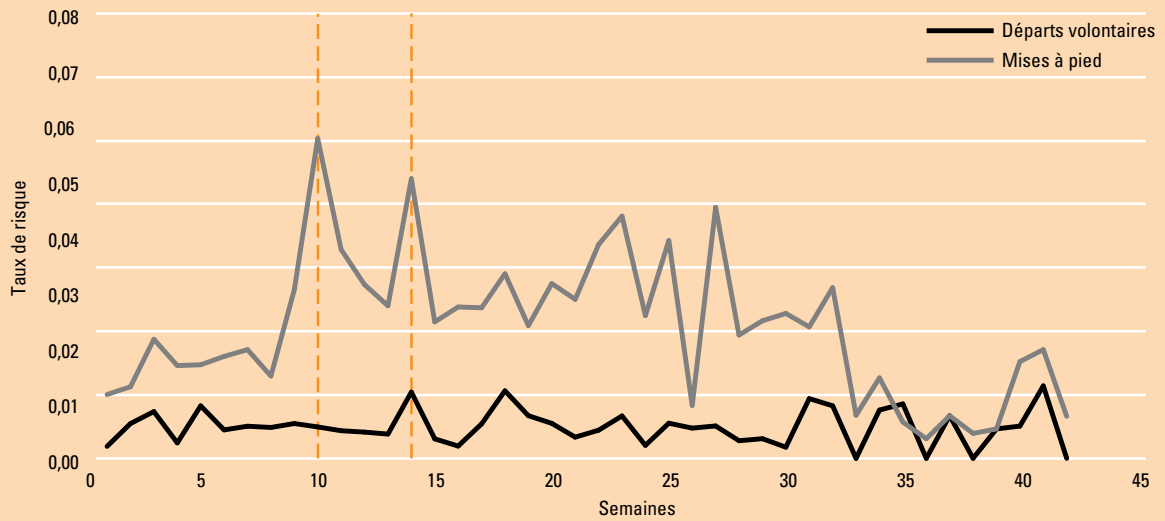
La présente partie a pour objet d'examiner les mécanismes par lesquels l'adaptation apparente à la modification de la norme d'admissibilité se produit. Pour commencer, étudions la fonction de risque pour les périodes d'emploi qui se terminent par un départ volontaire, par opposition à celles qui s'achèvent par une mise en disponibilité. Les figures 11 et 12 montrent le tracé que suit cette fonction pour 1989 et 1990, respectivement<sup>37</sup>. On obtient les tracés grâce à une fonction de risques concurrents où, dans le cas du risque de mise en disponibilité, les périodes s'achevant par un départ volontaire sont considérées comme ayant été tronquées à droite. Au cours des deux années, les taux de risque pour les périodes se terminant ainsi sont nettement plus faibles que pour celles ayant cessé suite d'une mise en disponibilité, à tout le moins dans le cas des durées inférieures à 30 semaines. La constatation la plus frappante est sans doute que, dans le cas des périodes se terminant par un départ volontaire, rien, ou à peu près, ne révèle un effet quelconque de la norme d'admissibilité. En fait, aux périodes s'achevant par une mise en disponibilité correspondent les tendances observées à la figure 7; ces dernières semblent même encore plus prononcées quand on s'en tient aux seules périodes s'étant terminées par une mise en disponibilité. Ces résultats reflètent davantage le modèle des contrats implicites que le modèle de recherche, où les cessations d'emploi seraient le fruit d'une décision des employés. La différence profonde existant entre les deux figures peut sembler surprenante, étant donné qu'en vertu du régime canadien d'assurance-chômage en vigueur pendant cette période, on pouvait quitter volontairement son emploi sans perdre son droit aux prestations. Cependant, en quittant ainsi son emploi, on risquait d'attendre jusqu'à six semaines de plus, en sus du délai de carence initial, avant de pouvoir toucher des prestations. Cette pénalité, combinée au fait que les cotisations ne sont pas soumises à des taux particuliers, a peut-être suffi pour inciter les entreprises à mettre les personnes à pied. En fait, il est implicite dans le modèle des « pressions communautaires » que l'employeur est le mieux placé pour s'assurer que le plus grand nombre possible de personnes ont droit à l'assurance-chômage. Le rôle de l'employeur est particulièrement important si des employés souhaitent travailler pendant un nombre de semaines supérieur à celui qui correspond à la norme d'admissibilité minimale<sup>38</sup>.

Au tableau 5, nous présentons les estimations des covariables issues du modèle des durées allant de pair avec la fonction de vraisemblance précisée dans l'équation 7 ci-dessus. Dans ces calculs, on permet que les coefficients estimatifs des covariables prennent différentes valeurs à 10 semaines en 1989 (colonne 2), et à 14 semaines en 1990 (colonne 3). En comparant ces estimations avec les valeurs des coefficients appropriées pour le reste des semaines (colonne 1), on se renseigne sur les caractéristiques des personnes qui ont travaillé juste assez

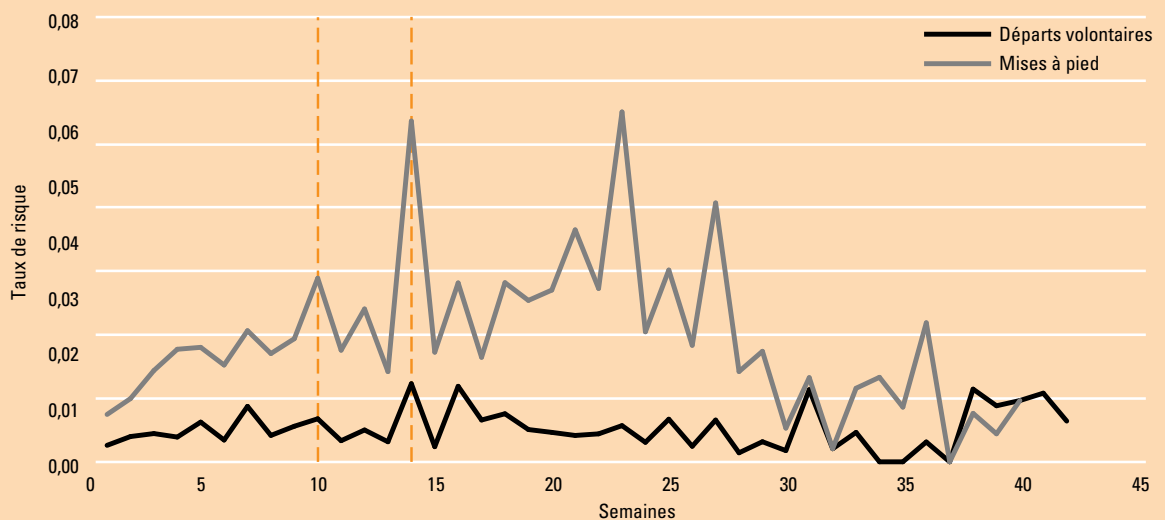
37 La distinction faite entre les départs volontaires et les mises en disponibilité est fondée sur la réponse donnée à la question de savoir pourquoi le dernier emploi de la personne a cessé durant une période d'emploi.

38 Il est intéressant de comparer ces données avec les résultats présentés dans Katz et Meyer (1990), qui montrent une augmentation du taux de risque de sortie de non-emploi, au point d'épuisement des prestations aux États-Unis, même dans le cas des mises en disponibilité avec rappel.

**Figure 11**  
**Risque empirique**  
**Comparaison entre les départs volontaires et les mises à pied, 1989**



**Figure 12**  
**Risque empirique**  
**Comparaison entre les départs volontaires et les mises à pied, 1990**



longtemps pour avoir droit à l'assurance-chômage chaque année. Les estimations de la colonne 1 concernant les valeurs des covariables pour le groupe principal de semaines s'apparentent à celles qui sont montrées au tableau 3a, bien que les effets de critères comme l'éducation et l'âge soient plus forts. La principale différence tient au changement de l'effet du taux de chômage, qui passe de positif à sensiblement négatif, ce qui porte à croire que le coefficient positif obtenu plus

**Tableau 5**  
**Estimations du modèle de durée – Crêtes des covariables**  
**Modèle interactif des risques proportionnels, 1989 et 1990**

Variable	Groupe principal	1989, 10 sem.	1990, 14 sem.
	Estimations	Estimations	Estimations
Femme	0,126 (0,049)*	0,559 (0,333)+	0,076 (0,285)
Célibataire	0,057 (0,039)	0,132 (0,232)	0,226 (0,252)
Non-chef (Nothead)	0,067 (0,041)+	-0,276 (0,303)	-0,018 (0,245)
Élém	0,148 (0,047)*	0,155 (0,259)	0,492 (0,268)*
	-0,297 (0,057)*	-0,732 (0,322)*	-1,092 (0,384)
Univ	-0,695 (0,136)*	-	-
Prim	0,411 (0,057)*	1,163 (0,365)*	0,728 (0,360)*
Sec (Mfg)	0,041 (0,068)	-1,323 (1,054)	0,317 (0,359)
Alim (Food)	0,588 (0,080)*	1,480 (0,496)*	0,428 (0,555)
Constr	0,326 (0,060)*	0,263 (0,437)	0,727 (0,336)*
Publ	0,337 (0,083)*	1,088 (0,361)*	0,183 (0,570)
Colbl (Wcolr)	-0,408 (0,054)*	0,065 (0,343)	-0,357 (0,343)
F2099	-0,123 (0,042)*	-0,395 (0,278)	-0,101 (0,241)
F100499	-0,179 (0,063)*	-1,885 (0,658)*	0,137 (0,434)
Fgt500	-0,437 (0,126)*	-	-
Samemp	-0,123 (0,036)*	0,245 (0,265)	-0,315 (0,240)
Uncov	-0,295 (0,043)*	-1,058 (0,333)*	-0,179 (0,289)
Age	-0,043 (0,020)*	-0,089 (0,124)	0,100 (0,117)
Age2	0,000169 (0,000121)	0,000383 (0,000758)	0,000321 (0,000691)
Hwage	-0,099 (0,039)*	0,177 (0,230)	-0,376 (0,316)
Heures (Hrs)	0,217 (0,037)*	-0,160 (0,233)	-0,197 (0,330)
Ru	-1,321 (0,438)*	1,583 (2,899)	2,252 (2,983)
Frstwk	0,567 (0,059)*	0,259 (0,227)	0,428 (0,224)+

Valeur moyenne de la fonction logarithmique de vraisemblance : -1.914

Les erreurs-types figurent entre parenthèses.

\*Sensiblement différent de 0 au niveau de 5 %.

+ Sensiblement différent de 0 au niveau de 10 %.

Pour les estimations des crêtes, il n'y a pas assez de personnes ayant fait des études universitaires pour permettre de faire une estimation du coefficient « université ». Les personnes détenant un diplôme universitaire sont mises dans la catégorie des fonctionnaires. De même, on combine la variable Fgt500 à la variable F100499.

tôt résultait peut-être d'une combinaison d'un effet positif aux points de crête et d'effets négatifs partout ailleurs. Un effet plus positif du taux de chômage, au point de la norme d'admissibilité, concorde avec le modèle des contrats implicites, dans le cadre duquel une baisse de la demande incite plus d'entreprises à garder leurs employés pendant une durée  $H=H_{min}$ .

En général, les coefficients estimatifs à 10 semaines en 1989 concordent avec ce à quoi l'on s'attend dans le cas des personnes susceptibles de travailler juste assez longtemps pour avoir droit à l'assurance-chômage. Il est beaucoup moins probable qu'une personne ayant fait des études postsecondaires ou universitaires quitte son emploi à ce stade, comparativement à une autre ayant uniquement terminé le cours secondaire. En fait, tellement peu d'universitaires avaient laissé leur travail à ce seuil-là qu'aux fins des estimations, il a fallu les combiner à des personnes possédant une formation postsecondaire moindre. Il n'est sans doute pas surprenant de constater que les employés du secteur primaire et des usines alimentaires tendent nettement plus à laisser leur emploi à ce stade qu'à d'autres

moments. Fait intéressant, l'industrie de la construction ne semble pas offrir de périodes d'emploi d'une durée exactement égale à  $H_{min}$  semaines. La taille de l'entreprise en dit long aussi sur les cessations d'emploi à ce même seuil, les personnes travaillant pour de grandes sociétés étant moins enclines à laisser leur poste à ce moment-là. Ce résultat pourrait se produire si les relations plus personnelles existant dans les petites entreprises débouchaient sur une collusion entre l'employeur et les employés quant à la durée des périodes d'emploi<sup>39</sup>. D'une part, les petites entreprises seront plus probablement installées dans la région même de résidence des employés, et elles seront donc plus susceptibles de subir les pressions communautaires. Avec la variable *SAMEMP*, qui vaut 1 lorsque les personnes ont, dans une année antérieure, travaillé pour leur employeur de l'heure, on essaie de rendre compte des contrats implicites entre travailleurs et employeurs affichant des habitudes d'emploi « répétitives », mais rien de solide ne prouve vraiment que les personnes ayant déjà travaillé pour une entreprise donnée risquent davantage de quitter leur emploi après 10 semaines. D'autre part, il est nettement moins probable que les employés syndiqués laissent leur travail à ce moment-là. Cela atteste peut-être de l'existence d'emplois plus stables ou de contrats de travail plus formels, ce qui rend la collusion plus difficile entre les deux parties. Et enfin, le taux de chômage régional n'influe pas vraiment sur la probabilité d'une cessation d'emploi à 10 semaines.

À quelques exceptions près, les estimations des coefficients à 14 semaines en 1990 sont moins bien définies que celles des colonnes 1 et 2 du tableau 5. En outre, elles se rapprochent plus, tant par l'ampleur que par le signe, des estimations établies pour le groupe principal de semaines que des calculs portant sur la 10<sup>e</sup> semaine en 1989. Étant donné l'accroissement relativement petit de la crête des risques à 14 semaines, entre 1989 et 1990, il est possible que les estimations données dans la colonne 3 ne traduisent pas bien les caractéristiques des personnes qui comptent travailler pendant exactement  $H_{min}$  semaines. Comme nous l'avons déjà souligné, il est possible que les sujets n'arrivent pas à adapter rapidement leurs périodes d'emploi pour les faire correspondre exactement à  $H_{min}$  semaines quand la norme d'admissibilité change. Si tel est le cas, il faut accorder plus d'attention aux estimations de la colonne 2. Celles-ci montrent que les personnes ne travaillant que pendant le nombre minimum de semaines tendent, de façon disproportionnée, à être peu instruites, non syndiquées et employées dans le secteur primaire et les industries secondaires connexes.

Nous examinons ensuite les personnes qui ont travaillé juste assez longtemps en 1989 pour avoir droit à l'assurance-chômage, afin de voir comment elles se sont adaptées au relèvement de la norme d'admissibilité. Dans cette analyse, nous acceptons que des personnes satisfassent à la norme en ayant occupé plusieurs emplois séparés par de courtes recherches de travail. Nous créons ainsi une variable *TOTEND*, qui est égale à la durée totale des périodes d'emploi non séparées

---

39 Pareille collusion pourrait se traduire par une description fautive de la nature de la cessation d'emploi. Il sera sans doute plus facile pour un employé de convaincre une petite entreprise de désigner la cessation d'emploi comme étant une mise en disponibilité, ce qui lui évitera la pénalité inhérente à un départ volontaire.

**Tableau 6**  
**Personnes ayant travaillé pendant 10 à 13 semaines**

Variables	1989			1990		
	Groupes de comparaison		10 à 13 sem.	Groupes de comparaison		10 à 13 sem.
	Tout le Canada	Rég. d'adm. maximale	Travailleurs	Tout le Canada	Rég. d'adm. maximale	Travailleurs
% de femmes	46,1	44,4	46,3	46,1	43,9	46,3
% de pers. mariées	74,6	75,9	71,3	74,8	76,2	71,3
% de chef de famille	55,3	53,0	42,5	55,3	53,4	42,5
<b>Scolarité (%)</b>						
Élémentaire	9,7	14,6	27,5	7,8	11,8	27,5
Secondaire	45,1	45,6	57,5	46,3	47,4	57,5
Postsecondaire	32,4	31,1	13,8	33,1	32,0	13,8
Université	12,8	8,7	1,3	12,8	8,8	1,3
<b>Taille de l'entreprise (%)</b>						
1-20	40,7	47,4	70,6	40,0	47,5	69,4
21-99	30,8	28,1	21,3	31,1	28,5	17,5
100-499	19,7	16,8	5,0	19,0	15,9	11,9
500 et plus	9,8	7,7	3,1	10,0	8,2	1,3
% de syndiqués	40,4	41,3	20,6	40,5	42,0	23,1
<b>Industrie (%)</b>						
Agriculture	2,0	2,3	5,6	2,3	2,4	3,1
Forêts	1,3	3,3	6,3	1,1	2,9	5,6
Pêche	0,9	2,7	21,3	0,8	2,2	13,1
Alim. et boissons	3,9	6,8	14,4	3,8	7,2	15,6
Sect. sec. (autres)	16,4	13,4	4,3	15,6	12,9	6,8
Construction	6,7	8,2	8,8	6,4	7,9	11,9
Transports	8,2	7,2	3,1	8,6	8,4	5,0
Ventes	16,4	15,1	6,3	16,1	14,5	11,9
Finances	4,7	3,3	1,3	4,8	2,9	0,6
Éduc. et santé	17,4	16,7	5,6	18,1	17,7	5,6
Services	13,8	12,6	17,5	13,7	12,4	13,8
Adm. pub.	8,4	8,5	5,6	8,3	8,3	6,2
<b>Sal. horaire</b>						
Moyenne	12,5	11,5	8,5	13,1	12,2	8,9
Écart-type	6,9	6,6	3,7	6,9	6,6	4,8
<b>Heures/sem.</b>						
Moyenne	38,8	40,8	47,7	38,5	40,6	46,1
Écart-type	13,6	14,7	13,6	13,1	14,4	14,8
% à temps partiel	16,5	14,9	3,8	16,4	15,0	7,5
% adm. à l'a.-c.	93,4	94,7	98,8	93,9	95,3	98,1
% ayant reçu des prest. d'a.-c.	22,6	38,5	94,4	22,7	37,2	93,8
<b>Nombre d'emplois</b>						
1	79,3	79,7	71,8	84,3	83,9	72,5
2	16,1	16,2	25,2	12,6	12,6	21,9
3+	4,6	4,2	3,1	3,2	3,5	5,6
<b>Cessations d'emploi - Motifs</b>						
Dép. vol.	50,6	32,1	6,9	49,4	34,2	13,2
Emp. saisonnier	22,4	37,0	58,1	22,1	35,4	53,7
Autre - Mise à pied	26,9	30,9	34,3	28,4	30,4	32,4
Taille de l'échantillon	31 975	6 379	160	32 287	6 550	160

Remarques : Toutes les variables se rapportent au dernier emploi occupé pendant la période échantillonnée. Relativement aux syndicats, on parle des personnes qui étaient protégées par une convention collective. La catégorie « Sect. sec. - autres » comprend l'industrie minière. La catégorie des transports comprend l'industrie des communications et celle des services. La variable « Heures/semaine » correspond au nombre habituel d'heures de travail par semaine. Une personne est admissible à l'a.-c. si elle a accumulé plus que le nombre d'heures minimal requis par semaine et si elle a gagné plus que la rémunération hebdomadaire minimale assurable dans son dernier emploi de la période échantillonnée.

par un épisode où la personne a reçu des prestations d'assurance-chômage<sup>40</sup>. Nous choisissons un échantillon de personnes dont les périodes d'emploi en 1989 sont telles que  $10 \leq TOTEND \leq 13$ , et dont la dernière période d'emploi en 1989 se termine avant le 18 novembre. Nous imposons cette dernière restriction pour faciliter l'examen des durées d'emploi pendant la période de 1990 visée par notre étude. Comme nous cherchons à constituer un échantillon de prestataires ayant travaillé pendant la durée minimale requise, les problèmes propres aux échantillons gauchis quant à la longueur ne se posent pas ici. Nous incluons dans l'échantillon des périodes d'emploi qui commençaient en 1988, à condition qu'elles aient pris fin en 1989. Une fois cette étape franchie, nous comparons le « comportement » des personnes de l'échantillon au cours des 46 premières semaines de 1989 et de 1990.

Le tableau 6 fournit des caractéristiques moyennes pour les groupes suivants, en 1989 et 1990 : tous les travailleurs du Canada qui n'étaient pas étudiants à plein temps et qui n'avaient pas encore 65 ans au cours de l'année en question; tous les travailleurs qui habitaient dans les régions d'admissibilité maximale, qui n'étaient pas étudiants à plein temps, et qui n'avaient pas 65 ans; et l'échantillon de personnes qui ont travaillé pendant 10 à 13 semaines en 1989. Les caractéristiques de cet échantillon concordent bien avec la tendance des covariables estimatives, à la crête des 10 semaines en 1989. Les personnes composant l'échantillon sont sensiblement moins instruites que le travailleur moyen de leurs régions respectives et bien moins que l'ensemble des travailleurs canadiens. Elles sont beaucoup plus susceptibles de travailler pour des entreprises comptant moins de 20 employés, et elles ont une chance sur deux de moins que les autres Canadiens d'être syndiquées. Elles se retrouvent beaucoup plus dans les industries saisonnières : 33,2 p. 100 d'entre elles travaillent dans les domaines agricoles ou forestiers, ou encore dans l'industrie de la pêche, comparativement à 9,3 p. 100 dans l'ensemble des régions d'admissibilité maximale et à 4,2 p. 100 dans tout le Canada. Le nombre de ces personnes est disproportionnellement grand dans l'industrie des aliments et boissons et dans le secteur tertiaire, et elles sont sensiblement sous-représentées dans d'autres domaines du secteur secondaire, dans les ventes, ainsi que dans les milieux de l'éducation et de la santé. En examinant la raison qu'elles invoquent pour quitter leur dernier emploi de l'année (dans la mesure où cela s'est produit pendant l'année échantillonnée), on confirme bien qu'il s'agissait d'un travail saisonnier.

Seulement 6,9 p. 100 des travailleurs conservant leur emploi pendant 10 à 13 semaines le quittent volontairement, comparativement à 32,1 p. 100 pour l'ensemble des régions d'admissibilité maximale, et à 50,6 p. 100 pour tout le Canada. Cela correspond aux éléments présentés plus tôt au sujet des départs volontaires et des mises en disponibilité et à l'idée selon laquelle, si une personne veut travailler juste assez longtemps pour avoir droit à l'assurance-chômage, il

40 La variable « encaissement de prestations d'a.-c. » dans l'EA paraît ne pas rendre compte suffisamment de ces dernières. Étant donné que les ratios « semaines de prestations/semaines de chômage » ont dépassé 0,9 pour l'ensemble du Canada à la fin des années 1980 (Card et Riddell, 1993), nous définissons une période de prestations d'a.-c. comme étant toute période de non-emploi précédée par un emploi qui ouvre droit à l'a.-c. (c'est-à-dire un emploi offrant plus que le salaire minimum requis, plus que le nombre minimum d'heures par semaine et plus que la longueur minimale, et qui est occupé par une personne assurée).

vaut mieux qu'elle le fasse dans un contexte où elle sera sans doute mise à pied, ce qui lui évitera la pénalité imposée à quiconque laisse son emploi volontairement. Au moins 58 p. 100 des membres de l'échantillon ayant travaillé pendant 10 à 13 semaines ont dit qu'ils avaient laissé leur dernier emploi parce que celui-ci avait pris fin, vu sa nature saisonnière. Le taux se situe à 22 p. 100 pour l'ensemble du pays. Les travailleurs de cette catégorie acceptent des emplois sensiblement moins bien payés et ils tendent à accumuler beaucoup plus d'heures quand ils travaillent effectivement. Le nombre élevé d'heures de travail s'explique par la structure des prestations d'assurance-chômage, qui sont calculées en fonction de la rémunération hebdomadaire. Les employés qui cherchent à mériter des prestations élevées — surtout ceux qui sont peu instruits et dont le salaire horaire est faible — ont les meilleures chances d'y parvenir en accumulant un grand nombre d'heures chaque semaine. Enfin, il est nettement plus probable que les travailleurs de la catégorie étudiée ici occupent deux emplois au cours de l'année. Dans l'ensemble, la catégorie comprend des personnes peu instruites dont le salaire horaire est bas, qui accumulent de nombreuses heures chaque semaine, et qui occupent principalement des emplois saisonniers.

Comment ces travailleurs se sont-ils adaptés au relèvement de la norme d'admissibilité? Tout d'abord, presque tous ont continué de travailler en 1990; seulement trois des 170 personnes qui avaient travaillé pendant 10 à 13 semaines en 1989 n'ont pas travaillé en 1990<sup>41</sup>. La grande majorité d'entre elles ont réussi à conserver leur emploi au-delà du seuil de la nouvelle norme d'admissibilité. De toutes celles qui n'étaient pas employées à la fin de l'année (85 p. 100 de l'échantillon original), 9,7 p. 100 ont travaillé pendant une à neuf semaines en 1990, 18,4 p. 100, pendant 10 à 13 semaines comme elles l'avaient fait l'année précédente, 18,4 p. 100, pendant exactement 14 semaines, 36,9 p. 100, pendant 15 à 20 semaines, et les 16,6 p. 100 qui restent, pendant 21 semaines ou plus. Ces résultats confirment les constatations issues de l'analyse des taux de risque, à savoir que peu de personnes qui avaient travaillé pendant 10 à 13 semaines en 1989 ont continué de le faire et que bon nombre sont passées non seulement à des emplois dont la durée correspondait exactement à la nouvelle norme  $H_{min}$ , mais encore à des durées de 15 à 20 semaines.

Les caractéristiques d'emploi de 1990, pour l'échantillon de personnes qui ont travaillé pendant 10 à 13 semaines en 1989, révèlent des réactions compensatoires. D'un côté, ces personnes quittent massivement les secteurs primaire et tertiaire. Dans la seule industrie de la pêche, leur proportion passe de 21 à 12,6 p. 100 de 1989 à 1990. Ces déplacements sont compensés par des augmentations dans diverses industries, dont celle des aliments et boissons et d'autres industries du secteur secondaire. De plus, on observe une faible hausse de la probabilité que ces personnes soient syndiquées; par ailleurs, le pourcentage de celles selon qui leur dernier emploi a pris fin à cause de sa nature saisonnière est passé de 58,1 à 51,8 p. 100 de 1989 à 1990. Il semble donc y avoir une tendance vers des habitudes d'emploi plus stables. En outre, la probabilité que ces personnes travaillent à temps partiel a augmenté. Le pourcentage des personnes qui laissent leur emploi volontairement croît lui aussi, 5 p. 100 des membres de l'échan-

41 Les moyennes caractéristiques figurant au tableau 6 concernent les 167 personnes dont on sait qu'elles ont travaillé en 1989 et en 1990.

tillon affirmant qu'ils ont agi ainsi parce que le salaire était faible en 1990; c'est là une réponse que personne ne donnait en 1989. Le pourcentage des travailleurs ayant occupé deux emplois au cours de l'année a fléchi, mais cela est compensé par l'augmentation du pourcentage de ceux qui détenaient exactement un emploi, et du pourcentage de ceux ayant eu trois emplois ou plus. De même, une proportion plus faible de personnes travaillaient pour des entreprises comptant moins de 100 employés, mais le pourcentage de celles travaillant pour les plus grandes entreprises a chuté lui aussi. Par conséquent, il y a lieu de déduire que certains travailleurs se sont retrouvés dans des situations moins stables. Le début de la récession pouvait expliquer certains changements relatifs aux heures de travail, mais la diminution des heures de travail dans les régions étudiées a été beaucoup plus marquée que dans l'ensemble du Canada.

Afin de comprendre le rôle des rapports employeur-employés dans l'adaptation à la nouvelle norme, nous avons choisi un sous-échantillon de personnes qui avaient travaillé pendant 10 à 13 semaines pour un seul employeur en 1989 et qui sont retournées chez ce dernier en 1990. Comme seulement 68 personnes répondaient à ces critères, nous ne fournissons pas ici les calculs complets; cependant, la ventilation des semaines de travail en 1990 donne des résultats intéressants. De tous les membres du sous-échantillon dont la période d'emploi n'a pas été tronquée à droite à la fin de 1990 (48 personnes), 4 p. 100 ont travaillé pendant moins de 10 semaines en 1990 pour l'employeur qui les avait embauchées en 1989, 27 p. 100 ont travaillé pendant 10 à 13 semaines en 1990, 19 p. 100, pendant 14 semaines, 50 p. 100, pendant 15 à 20 semaines, et le reste, pendant 21 semaines ou plus en 1990. Les résultats sont donc inégaux. En retournant chez le même employeur, on accroissait ses chances de conclure une entente avec lui et d'obtenir de 14 à 20 semaines de travail (bien que la probabilité ne fût pas plus grande que pour l'ensemble de l'échantillon qu'il y aurait exactement 14 semaines de travail), mais aussi celles de se voir offrir uniquement la même période d'emploi qu'en 1989, soit de 10 à 13 semaines.

Dans l'ensemble, l'examen du sous-échantillon de personnes qui ont travaillé juste assez longtemps pour avoir droit aux prestations en 1989 montre qu'un

**Tableau 7**  
**Comportement global du marché de l'emploi dans les régions d'admissibilité maximale et dans l'ensemble du Canada, 1989 et 1990**

	Régions d'admissibilité maximale			Canada		
	1989	1990	% de changement	1989	1990	% de changement
Pers. employées (en milliers)	861,0	869,0	+0,9	12 486,0	12 572,0	+0,7
Ratio pers. emp./population	53,0	53,4	+0,8	62,0	61,5	-0,8
N <sup>bre</sup> de chômeurs (en milliers)	125,0	124,0	-0,8	1 018,0	1 109,0	+8,9
Taux de chômage	12,7	12,5	-1,6	7,5	8,1	+8,0
Taux d'activité de la main-d'œuvre	60,6	61,0	+0,7	67,0	67,0	0,0

Remarques : 1. Les données relatives aux régions d'admissibilité maximale sont fondées sur les renseignements de Statistique Canada concernant les régions économiques et sur l'algorithme employé pour délimiter les régions de l'a.-c. à partir des régions économiques. L'algorithme suppose certaines approximations.

2. Sources des données sur les régions économiques : série mensuelle du CANSIM, Moyennes annuelles de la population active, 1990 et 1991 (Ottawa : Statistique Canada), et calculs des auteurs.



nombre important d'entre elles ont réussi à travailler pendant 14 à 20 semaines en 1990. Elles semblent y être parvenues surtout en passant à des industries plus stables. Et il y a aussi eu diminution du nombre d'heures de travail hebdomadaires. Enfin, signalons qu'à peu près la même proportion de l'échantillon a touché des prestations d'assurance-chômage en 1990 qu'en 1989.

Nos derniers éléments de preuve sont présentés au tableau 7, où nous comparons l'activité de l'ensemble de la main-d'œuvre des régions d'admissibilité maximale à celle que l'on observe dans tout le Canada. Entre 1989 et 1990, le ratio personnes employées/population a augmenté dans les régions susmentionnées, mais il a chuté dans l'ensemble du Canada. L'accroissement du nombre total de personnes employées a lui aussi été un peu plus marqué dans les régions d'admissibilité maximale. L'évolution du taux de chômage présente des différences frappantes : bien que le nombre de chômeurs ait augmenté d'environ 9 p. 100 dans l'ensemble du Canada entre 1989 et 1990, ce nombre a baissé de presque 1 p. 100 dans les régions d'admissibilité maximale. La chute de 0,2 p. 100 du taux de chômage dans ces régions (comparativement à une augmentation de 0,6 p. 100 pour l'ensemble du pays) correspond aux estimations de l'incidence qu'aurait la modification de la norme d'admissibilité, faites plus haut dans le présent document. Dans l'ensemble, ces statistiques globales, bien que sommaires, corroborent les conclusions de la micro-analyse, à savoir que la modification de la norme a accru l'emploi, fait diminuer le chômage, et influé très peu (voire pas du tout) sur le taux d'activité de la population active.



## 7. Conclusion

Dans le présent document, nous examinons l'incidence de la norme d'admissibilité à l'assurance-chômage sur la distribution des durées d'emploi, en étudiant les résultats d'une anomalie s'étant produite dans le régime d'assurance-chômage canadien en 1990. Cette année-là, par suite d'un différend entre le Sénat et la Chambre des communes sur des questions autres que la norme d'admissibilité, il y a eu suspension de la norme variable d'admissibilité. Dans certaines régions, cela a fait passer de 10 à 14 le nombre minimal de semaines nécessaires pour avoir droit à l'assurance-chômage. Nous nous sommes concentrés sur les différences observées entre 1989 et 1990 dans le taux de sortie d'emploi (taux de risque), dans les « régions d'admissibilité maximale », soit celles où la norme a augmenté comme nous venons de le dire et où aucun autre aspect du régime d'assurance-chômage n'a changé.

Nous avons cherché des preuves que la modification de la norme d'admissibilité a des effets, en utilisant des estimations simples du risque empirique (Kaplan-Meier) et des estimations issues d'un modèle de durée grâce auxquelles nous avons pu contrôler les influences des covariables. Nous avons essayé en particulier de cerner les effets de la norme en comparant les taux de risque de sortie d'emploi observés dans la période « expérimentale » (la majeure partie de 1990) à ceux relevés dans la partie équivalente de l'année précédente. Que nous prenions ou non en compte les effets des covariables, nous constatons un fléchissement important du taux de risque entre la 10<sup>e</sup> et la 13<sup>e</sup> semaines, entre 1989 et 1990, et une baisse marquée à 10 semaines. En revanche, on observe un accroissement général du risque de la 14<sup>e</sup> à la 20<sup>e</sup> semaines, et une crête à la 14<sup>e</sup> semaine. Le tracé de la courbe du taux de risque varie très peu entre 1989 et 1990 pour les régions « témoins », soit celles où la norme d'admissibilité n'a pas changé, ou à peine, d'une année à l'autre. Ces résultats donnent fortement à penser que les comportements observés dans les régions d'admissibilité maximale peuvent effectivement être attribués au relèvement de la norme ayant été en vigueur.

En outre, nous avons calculé le risque empirique pour les périodes d'emploi s'étant terminées par un départ volontaire, d'une part, et par une mise en disponibilité, d'autre part, en 1989 et en 1990. La norme d'admissibilité ne semble pas influencer sur les périodes s'achevant par un départ volontaire, mais c'est tout le contraire dans le cas de celles qui se terminent par une mise en disponibilité. Nous avons aussi examiné un échantillon de personnes qui ont travaillé pendant 10 à 13 semaines au cours de périodes d'emploi ayant pris fin en 1989; il s'agit d'un groupe de personnes qui visent peut-être uniquement à travailler juste assez longtemps pour avoir droit à l'assurance-chômage. Nous avons constaté que, dans une mesure disproportionnée, ces personnes sont peu instruites, qu'elles ne sont pas syndiquées, et qu'elles travaillent pour de petites entreprises dans les secteurs primaire et tertiaire. En règle générale, elles sont mal payées et, quand elles travaillent, elles accumulent de longues heures chaque semaine. En 1990, la plupart de ces personnes ont pu travailler plus longtemps et assez pour avoir droit à l'assurance-chômage; elles y sont arrivées, tout au moins en partie, en acceptant des emplois dans des secteurs différents.

En général, ces résultats semblent concorder davantage avec un modèle axé sur des contrats implicites (ou, à tout le moins, un modèle prenant en compte les rapports directs entre employeur et employés) qu'avec les modèles types de la disponibilité de main-d'œuvre que l'on utilise souvent pour examiner les effets de l'assurance-chômage. Le fait que la norme d'admissibilité influe sur les durées d'emploi se terminant par une mise en disponibilité, mais non sur celles s'achevant par un départ volontaire corrobore cette conclusion. Vu l'imposition d'une pénalité dans le cas des départs volontaires et l'absence de coût pour l'entreprise qui inscrit « mise en disponibilité » sur le relevé d'emploi quand, en fait, il s'agit d'un départ volontaire, on pourrait faire valoir qu'un tel comportement pourrait se manifester si les travailleurs versaient discrètement un petit montant à l'employeur pour qu'il inscrive la « bonne » désignation. Si tel était le cas, cependant, on ne trouverait aucun départ volontaire dans les registres au Canada, ce qui est loin d'être le cas comme en témoigne le tableau 6.

La façon dont la main-d'œuvre s'est adaptée à la nouvelle norme d'admissibilité correspond davantage elle aussi à ce que révèlent les modèles des contrats implicites. Les personnes dont les périodes d'emploi duraient de 10 à 13 semaines ont généralement pu trouver assez de travail pour satisfaire à la nouvelle norme. Cependant, leurs périodes d'emploi semblaient durer plus longtemps que le minimum requis de 14 semaines. Les modèles axés sur l'offre de main-d'œuvre prévoient que ces personnes travailleront pendant exactement 14 semaines dans le cadre du nouveau régime. D'après un modèle fondé sur les contrats implicites, cependant, on risque, en relevant la norme d'admissibilité, de provoquer des mises en disponibilité dans les entreprises qui, auparavant, offraient exactement le nombre de semaines de travail voulu pour avoir droit à l'assurance-chômage. Les personnes ainsi mises à pied devront sans doute trouver du travail dans des industries où les contraintes technologiques empêcheront de limiter les durées exactement au nombre de semaines minimal requis. Le fait que les personnes qui travaillaient pendant 10 à 13 semaines ont notamment décidé de changer d'industries face au relèvement de la norme corrobore cette explication. Que cette transition se soit opérée surtout aux dépens des industries saisonnières et au profit de celles qui offrent des emplois plus stables prouve indirectement que le régime canadien d'assurance-chômage subventionne les secteurs d'emploi moins stables.

Enfin, que les taux de chômage plus élevés tendent à faire monter le taux de risque de sortie d'emploi davantage au seuil de la norme d'admissibilité qu'à d'autres moments concorde avec le modèle des contrats implicites (pression communautaire), bien que ce soit là une conclusion faible de notre analyse. Dans les pays du monde où la demande est faible, des pressions s'exercent sur les entreprises pour qu'elles n'autorisent personne à travailler plus longtemps que le minimum requis; elles emploient ainsi un plus grand nombre de personnes pendant juste assez de temps pour que tous et toutes aient droit à l'assurance-chômage. Cela fait monter le taux de risque au seuil d'admissibilité, parallèlement au taux de chômage; c'est là un résultat qu'il est plus difficile de concilier avec les conclusions issues des modèles de recherche ou des modèles statiques fondés sur l'offre de main-d'œuvre. Dans l'ensemble, les modèles prenant directement en

compte les actions des entreprises semblent mieux prévoir la réaction à ce paramètre particulier de l'assurance-chômage. On peut à tout le moins dire que les modèles fondés sur l'offre de main-d'œuvre tendent à trop invoquer le comportement des seuls travailleurs pour expliquer les réactions aux paramètres de l'assurance-chômage.

Le régime canadien d'assurance-chômage incite fortement (en fixant la norme d'admissibilité à un bas niveau et en accordant des prestations de longue durée) les travailleurs des régions à chômage élevé à travailler juste assez longtemps pour avoir droit à l'assurance-chômage. Les éléments présentés dans le présent document montrent que les travailleurs et les entreprises modifient leurs habitudes et leur comportement en matière d'emploi en fonction de ces facteurs d'incitation.

*Le régime canadien d'assurance-chômage incite fortement les travailleurs des régions à chômage élevé à travailler juste assez longtemps pour avoir droit à l'assurance-chômage.*



## Annexe A Constitution de l'échantillon

Dans la présente annexe, nous décrivons la construction de la variable « durée d'emploi » utilisée dans notre analyse, nous détaillons les éléments exclus de l'échantillon, et nous fournissons les descriptions et les moyennes relatives aux covariables. Afin de comprendre comment nous construisons les durées d'emploi à partir des périodes d'emploi, prenons le cas d'une personne ayant deux emplois, A et B, au cours d'une année, et appelons les semaines du début de chaque emploi  $STRT_A$  et  $STRT_B$ , respectivement, et les semaines de fin d'emploi  $STOP_A$  et  $STOP_B$ , respectivement. Si  $STRT_B \leq STOP_A + 1$ , alors on combine les emplois A et B en une seule période dont le début est  $STRT_A$  et la fin  $STOP_B$ . Si  $STRT_B > STRT_A$  et que  $STOP_B < STOP_A$ , on dit alors que l'emploi B correspond à un double emploi et l'on n'en tient pas compte. On laisse tomber le double emploi parce qu'il n'ajoute pas de semaines ouvrant droit à l'assurance-chômage.

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

Nom de la variable	Description	Valeur moy.	
		1989	1990
Femme	=1 si c'est une femme, 0 autrement	0,393	0,395
Célibataire	=1 si c'est un(e) célibataire, 0 autrement	0,342	0,348
Non-chef (Nothead)	=1 si ce n'est pas un chef de famille, 0 autrement	0,527	0,524
Élém	=1 études secondaires non terminées, 0 autrement	0,197	0,165
Ps	=1 études postsecondaires partielles ou complètes, 0 autrement	0,250	0,234
Univ	=1 études universitaires, 0 autrement	0,038	0,035
Prim	=1 agriculture, forêts ou pêche, 0 autrement	0,187	0,160
Sec (Mfg)	=1 secteur secondaire autre que transf. des aliments et mines, 0 autrement	0,066	0,080
Alim (Food)	=1 industrie des aliments et boissons, 0 autrement	0,086	0,094
Constr	=1 construction, 0 autrement	0,158	0,161
Public	=1 fonctionnaire, 0 autrement	0,063	0,058
Colbl (Wcolr)	=1 gestionnaire, professionnel, ventes ou secteur tertiaire, 0 autrement	0,422	0,418
F2099	=1 si l'entreprise emploie de 20 à 99 pers. à cet endroit, 0 autrement	0,256	0,276
F100499	=1 si l'entreprise emploie de 100 à 499 personnes à cet endroit, 0 autrement	0,115	0,115
Fgt500	=1 si l'entreprise emploie plus de 500 pers. à cet endroit	0,029	0,031
Samemp	=1 si la pers. a travaillé pour l'entreprise l'année précédente, 0, autrement	0,403	0,441
Union (Syndicat)	=1 si la pers. est syndiquée dans son poste, 0 autrement	0,267	0,258
Wage (Rémunération)	Rémunération horaire habituelle	10,00	10,13
Whrs	Horaire hebdomadaire habituel	44,30	43,33
Age	Âge de la personne au moment de l'entrevue	34,04	34,43
Ru	Taux de chômage dans la région de l'a.-c., exprimé en tant que moyenne mobile trimestrielle		

Les covariables se rapportant à l'emploi (p. ex. : la taille de l'entreprise) peuvent différer entre l'emploi A et l'emploi B, et la probabilité de quitter l'emploi dans une semaine quelconque doit se rapporter aux covariables de l'emploi occupé durant la semaine en question, plutôt qu'à une moyenne calculée sur toute la durée d'emploi. En formant la durée d'emploi avec les périodes A et B, nous conservons les covariables relatives aux deux emplois et la date du début de l'emploi B. Dans les estimations, ces covariables sont considérées comme des covariables qui fluctuent en fonction du temps et qui passent de leurs valeurs dans l'emploi A à leurs valeurs dans l'emploi B, au moment où commence ce dernier.



## 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 », sous la direction de D. Card et R. B. Freeman in *Small Differences That Matter*, University of Chicago Press, Chicago, 1993.
- Christofides, L. N. et C. J. McKenna, « Employment Flows and Job Tenure in Canada », *Canadian Public Policy*, n° 19, juin 1993, pp. 145-161.
- Devine, T. J. et N. M. Kiefer, *Empirical Labor Economics*, Oxford University Press, Oxford, 1991.
- Jones, S. R. G. et W. C. Riddell, « Gross Flows and Marginal Labour Force Attachment in the Last Two Recessions », document photocopié, Université de la Colombie-Britannique, février 1993.
- Katz, L. F. et B. D. Meyer, « Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes », *The Quarterly Journal of Economics*, n° 105, novembre 1990, pp. 973-1002.
- Kiefer, N. M., « Economic Duration Data and Hazard Functions », *Journal of Economic Literature*, n° 26, juin 1988, pp. 646-679.
- 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., « Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells », *Journal of Econometrics*, n° 28, 1985, pp. 85-101.
- 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.
- Royal Commission on Employment and Unemployment, *Building On Our Strengths*, St. John's (Terre-Neuve), 1986.