

# AC

*L'effet d'apprentissage  
et l'assurance-chômage*

par **Thomas Lemieux**  
et **W. Bentley MacLeod**



Développement des  
ressources humaines Canada

Human Resources  
Development Canada

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

Canada

AC

*L'effet d'apprentissage  
et l'assurance-chômage*

**par Thomas Lemieux  
et W. Bentley MacLeod**

Université de Montréal

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

Mai 1995

Also available in English.

IN-AH-206F-05-95

### **Remerciements**

Le présent document est le septième d'une série de publications parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Nous tenons à remercier Ging Wong ainsi qu'un rapporteur anonyme de Développement des ressources humaines Canada, et tout particulièrement Anne Routhier, qui nous ont adressé de judicieux commentaires. 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 de sept universités canadiennes, du secteur privé et de la Direction générale de l'évaluation. Même si chacune des études constitue une analyse distincte portant sur un point particulier de l'assurance-chômage, elles reposent toutes sur le même cadre analytique. L'ensemble de ces études représente la plus importante recherche évaluative en matière d'assurance-chômage jamais faite au Canada et s'avère par le fait même un ouvrage de référence capital.

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

I.H. Midgley  
*Directeur général,  
Évaluation*

Ging Wong  
*Directeur,  
Programmes d'assurance*



## *Table des matières*

Résumé .....	7
Introduction .....	9
1. La décision relative à l'emploi .....	12
2. Données et statistiques descriptives .....	20
3. Estimations .....	29
4. Interprétation et conséquences sur les mesures à prendre.....	32
5. Conclusion.....	41
Annexe A – Effet de l'assurance-chômage sur le chômage .....	42
Annexe B – Tableaux.....	43
Annexe C – Estimation par un modèle de probits avec effets aléatoires .....	51
Bibliographie .....	59
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage .....	61

## *Liste des figures*

Figure 1	Incidence des décisions du gouvernement sur le marché du travail ..	10
Figure 2	Emploi en l'absence d'assurance-chômage.....	14
Figure 3	Effet d'un ralentissement économique .....	14
Figure 4	Chômage engendré par les recours à l'assurance-chômage.....	16
Figure 5	Courbe de Lorentz des périodes d'assurance-chômage, 1972 à 1992..	23
Figure 6	Probabilité de recours à l'assurance-chômage 1972 à 1992 .....	24
Figure 7a	Probabilité de recours à l'assurance-chômage, 1972 à 1992 (Hommes des Maritimes seulement).....	25
Figure 7b	Probabilité de recours à l'assurance-chômage, 1972 à 1992 (Hommes du Québec seulement).....	25
Figure 7c	Probabilité de recours à l'assurance-chômage, 1972 à 1992 (Hommes de l'Ontario seulement) .....	25
Figure 7d	Probabilité de recours à l'assurance-chômage, 1972 à 1992 (Hommes des Prairies seulement) .....	25
Figure 7e	Probabilité de recours à l'assurance-chômage, 1972 à 1992 (Hommes de la Colombie-Britannique seulement).....	26
Figure 7f	Probabilité de recours à l'assurance-chômage, 1972 à 1992 (Hommes nés en 1931 seulement).....	26
Figure 7g	Probabilité de recours à l'assurance-chômage, 1972 à 1992 (Hommes nés en 1941 seulement).....	26
Figure 7h	Probabilité de recours à l'assurance-chômage, 1972 à 1992 (Hommes nés en 1951 seulement).....	26
Figure 8	Part des périodes annuelles par groupes de travailleurs.....	27



## Résumé

Cette étude analyse l'évolution, de 1972 à 1992, de la propension des hommes au Canada à toucher des prestations d'assurance-chômage. À partir des données de Développement des ressources humaines Canada, nous avons constaté que la proportion des périodes d'assurance-chômage attribuables aux personnes qui ont fréquemment recours au régime a augmenté constamment au cours des deux dernières décennies. Une explication possible de cette tendance serait que le fait de toucher des prestations une première fois accroît en permanence la probabilité du recours ultérieur au régime. Les estimations de la propension à toucher des prestations viennent soutenir cette hypothèse. D'après les résultats, il semble que la connaissance des rouages du régime expliquerait en partie la dynamique du recours à l'assurance-chômage.



## Introduction

Lorsque le premier régime d'assurance-chômage a été créé, en Grande-Bretagne, au début du siècle, le marché de l'emploi reposait, d'un point de vue économique, sur l'offre et la demande d'un produit homogène, la main-d'oeuvre. À l'époque, de nombreux emplois étaient considérés comme «manuels». Dans ce contexte, la main-d'oeuvre (comme le blé ou le fer) devient un produit caractérisé par une courbe de demande descendante et une courbe d'offre ascendante. Donc le chômage, tout comme lorsque l'offre de blé est excédentaire, est causé par les salaires élevés. Bien que, de toute évidence, il simplifie à outrance, ce modèle est, depuis des décennies, à la base des politiques de l'État en matière d'emploi. Par exemple, une politique monétaire expansionniste est une source d'inflation; par conséquent, elle réduit les salaires réels, ce qui crée des emplois. De même, l'accroissement des dépenses publiques se traduit par une hausse de la demande et, en conséquence, du nombre d'emplois, et ainsi de suite.

La théorie économique actuelle reconnaît que le marché moderne du travail est fondé sur des relations qui vont au-delà d'un simple échange d'heures de travail contre un salaire. Pour que des relations employeur-employé puissent s'amorcer, il faut le bon travailleur pour le bon emploi. Ainsi, même si le taux de chômage est actuellement très élevé, de nombreux secteurs d'activité sont confrontés à une pénurie de travailleurs qualifiés, les candidats en réserve ne pouvant répondre aux besoins.

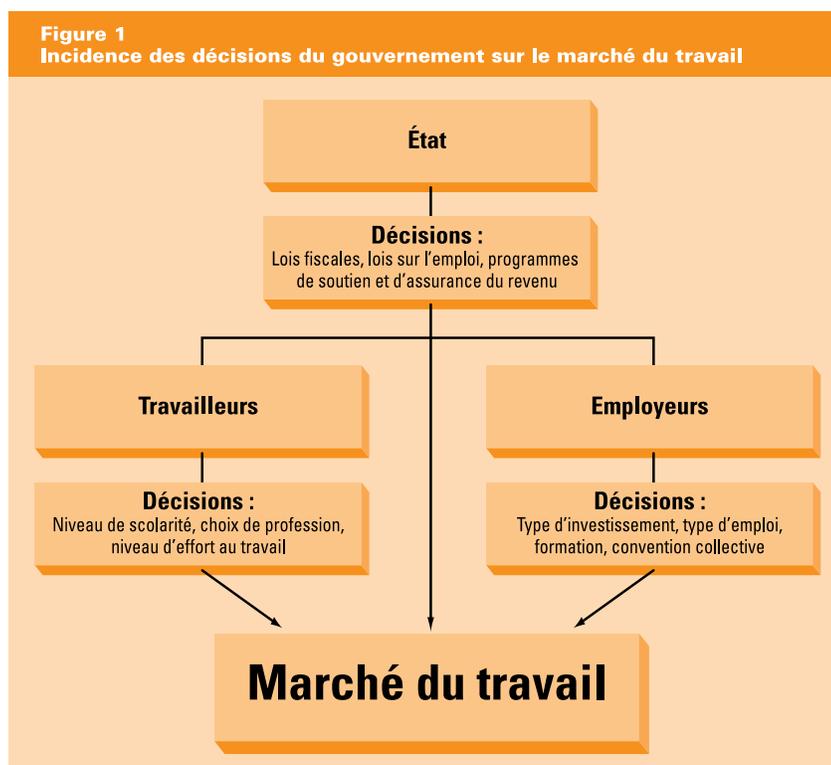
Lorsque le poste est comblé, les relations employeur-employé doivent davantage être considérées comme un contrat liant le travailleur et l'entreprise<sup>1</sup>. Même lorsque le travailleur est rémunéré à l'heure, de nombreuses règles régissent ces relations; l'employeur s'engage notamment à accorder des avantages sociaux, par exemple l'assurance-chômage. La situation se complique encore du fait que les tâches du travailleur sont de plus en plus complexes et difficiles à évaluer. Par exemple, dans une usine de fabrication flexible de haute technologie, ce sont souvent les travailleurs qui doivent assurer l'entretien des machines : lorsqu'un problème survient dans la chaîne de montage, on s'attend à ce qu'ils réagissent rapidement et trouvent des solutions. Pour inciter les travailleurs à fournir un travail de qualité supérieure, les employeurs doivent créer un climat propice à cet égard. Il importe notamment que le travailleur s'attende à ce que ses relations avec l'entreprise soient durables.

Ainsi, les relations de travail sont assujetties aux lois et aux institutions créées par les administrations publiques. Beaucoup de lois, en particulier celles qui déterminent la fiscalité relative à certains secteurs d'activité, visent à influencer les décisions des employeurs et des employés. Ces liens sont illustrés à la figure 1. Les travailleurs et les entreprises prennent des décisions en fonction des restrictions imposées par l'État. Les répercussions des programmes gouvernementaux, par exemple l'assurance-chômage, évolueront car, à mesure qu'ils se familiarisent avec le programme, les gens font des choix mieux adaptés aux possibilités et aux

*La théorie économique actuelle reconnaît que le marché moderne du travail est fondé sur des relations qui vont au-delà d'un simple échange d'heures de travail contre un salaire.*

1. Pour un examen de l'approche du «contrat» et de ses conséquences sur les salaires et l'emploi, voir MacLeod et Malcomson (1994).

*La plupart des Canadiens ne reçoivent pas de prestations d'assurance-chômage; et seulement un faible pourcentage de ceux qui en reçoivent peuvent être considérés comme des «réitérants».*



contraintes. Étant donné la complexité des interrelations qui existent entre les particuliers au sein du système économique, il est en général très difficile de prévoir avec beaucoup d'exactitude tous les effets d'un nouveau programme.

De plus en plus d'études fondées sur des données transversales (ou des données recueillies au moyen d'un panel sur une courte période) sont réalisées pour mesurer l'incidence du régime canadien d'assurance-chômage sur le comportement des travailleurs en matière d'emploi et de chômage<sup>2</sup>. Bien que la plupart de ces études laissent entendre que beaucoup de travailleurs ont tendance à modifier leur comportement à l'égard de l'emploi en fonction des paramètres du régime d'assurance-chômage, elles ne fournissent pas de données directes sur la dynamique de cette modification du comportement<sup>3</sup>, ni sur l'évolution de la propension à recourir à l'assurance-chômage dans un cadre dynamique.

La présente étude vise à ajouter d'autres éléments aux renseignements déjà recueillis, et ce, de deux façons. Premièrement, nous avons explicitement tenu compte du fait que la propension à recourir à l'assurance-chômage varie selon les personnes. Au Canada, on a longuement débattu de la façon dont le régime d'assurance-chômage incite les gens à ne pas travailler. Dans notre étude, nous nous

2. Voir, par exemple, Beach et Kaliski (1983), Ham et Rea (1987), Baber et Lea (1993) et Green et Riddell (1993).
3. Mentionnons, à titre d'exception, Corak (1992), qui observe un «effet lié aux événements antérieurs» dans la durée des périodes d'assurance-chômage; autrement dit, il constate que les périodes successives de prestations ont tendance à être de plus en plus longues.

sommes efforcés de montrer comment l'effet de dissuasion ne s'exerce que sur une faible proportion de prestataires. La plupart des Canadiens ne reçoivent pas de prestations d'assurance-chômage; et seulement un faible pourcentage de ceux qui en reçoivent peuvent être considérés comme des «réitérants». Le modèle théorique ainsi que les estimations empiriques tiennent compte de variables qui témoignent de la diversité des personnes qui ont recours à l'assurance-chômage. Cette diversité (ou cette hétérogénéité) est importante, car toute modification des politiques aura une incidence qui variera selon les diverses catégories de prestataires.

Deuxièmement, la décision de travailler ou de ne pas travailler est le fruit d'un processus complexe et dynamique qui dépend des antécédents de travail de la personne. Dans notre étude, nous avons tenu compte de deux effets dynamiques qui se font sentir sur la décision de toucher des prestations d'assurance-chômage. Le premier suppose que si un travailleur a déjà touché de telles prestations, cela influera vraisemblablement sur la probabilité qu'il en reçoive de nouveau pendant l'année : il s'agit du phénomène de «dépendance». Pour ce qui est du deuxième effet, lorsque quelqu'un a recours à l'assurance-chômage pour la première fois, la probabilité qu'il reçoive des prestations ultérieurement s'en trouve accrue *en permanence*.

À la section 1, nous examinons en détail ces deux effets dans une perspective économique. Nous présentons également un cadre de travail qui pourra faciliter la compréhension et l'interprétation des résultats empiriques. La section 2 porte sur les données qui ont été utilisées pour notre étude. Nous essayons de voir comment le régime d'assurance-chômage influe sur le comportement des gens en nous fondant sur l'importante réforme de l'assurance-chômage de 1971. La portée de cette réforme a été telle que les gens qui désiraient recevoir des prestations cette année-là devaient utiliser un régime nouveau qu'ils ne connaissaient pas. À l'aide des données sur l'administration du régime qui remontent à 1971, nous pouvons suivre l'évolution de la propension annuelle à avoir recours à l'assurance-chômage. Le caractère chronologique (ou longitudinal) des données nous permet de vérifier si la propension des gens à recevoir des prestations d'assurance-chômage varie de façon systématique.

Nos conclusions sont présentées à la section 3. (La méthode économétrique utilisée est décrite à l'annexe C.) Nous sommes arrivés à la conclusion que le fait d'avoir déjà touché des prestations accroît considérablement la probabilité d'un recours ultérieur. En outre, la probabilité qu'une personne reçoive des prestations d'assurance-chômage au cours d'une année donnée est beaucoup plus élevée si cette personne en a touché au cours des quatre années précédentes. Enfin, à la section 4, nous interprétons les résultats et nous nous penchons sur leurs conséquences quant aux mesures à prendre. Nous indiquons quelles répercussions différents changements d'orientation sont susceptibles d'avoir sur différentes catégories de prestataires d'assurance-chômage.



## 1. La décision relative à l'emploi

*Dans un pays aussi riche que le nôtre, il y a toujours de nombreux emplois à pourvoir, bien qu'il s'agisse souvent d'emplois faiblement rémunérés du secteur des services.*

Considérons un modèle simple pour l'analyse de la décision de travailler ou de ne pas travailler. Durant chaque période, les travailleurs déterminent s'il est plus avantageux d'occuper un emploi ou de demeurer à l'extérieur du marché du travail. En apparence, cela pourrait supposer que le chômage involontaire est impossible. Il ne serait toutefois pas utile d'aborder la question de la différence entre le chômage volontaire et le chômage involontaire. Dans un pays aussi riche que le nôtre, il y a toujours de nombreux emplois à pourvoir, bien qu'il s'agisse souvent d'emplois faiblement rémunérés du secteur des services<sup>4</sup>. De plus, grâce au filet de sécurité sociale mis en place par l'État, les personnes qui, pour travailler, doivent se contenter d'un salaire très bas peuvent choisir d'avoir recours à l'aide sociale. Dans d'autres cas, les personnes qui perdent leur emploi peuvent quitter définitivement le marché du travail. Par exemple, elles peuvent demeurer à la maison pour s'occuper des enfants ou encore se retirent de la population active pendant plusieurs années pour se recycler. Nous appellerons tout simplement «production domestique» l'ensemble des activités des personnes devenues inactives pour se recycler ou s'acquitter de leurs obligations familiales. Donc, au cours de chaque période, un certain nombre de personnes décident de demeurer sur le marché du travail (de se trouver du travail, si elles viennent de perdre leur emploi) ou de se livrer à des activités de production domestique.

Après avoir été licencié pour la première fois, il est normal qu'un travailleur essaie de trouver un autre emploi qui procure un salaire similaire. L'article 14 de la Loi sur l'assurance-chômage reconnaît explicitement aux travailleurs le droit de chercher un emploi similaire pendant une période raisonnable. À cet égard, les prestations d'assurance-chômage peuvent compenser une partie du coût des recherches et aider la personne à trouver un travail plus intéressant car, selon sa situation financière, elle pourrait être obligée d'accepter la première offre qu'elle reçoit. Cependant, lorsque la conjoncture économique évolue rapidement et est caractérisée par des changements techniques très importants, la perte d'emploi peut se traduire par une baisse marquée du niveau de vie de la personne, sans que celle-ci soit responsable.

Par exemple, les ordinateurs modernes ont pour ainsi dire entraîné la disparition du métier de typographe. Si compétents qu'ils soient, les gens qui ont exercé ce métier toute leur vie se trouvent donc sans emploi lorsqu'un journal modernise ses installations. Il est alors très peu probable que le travailleur arrive à trouver un autre emploi assurant une rémunération similaire. Le changement technique entraîne donc pour le travailleur une perte définitive de son capital humain. Pour un travailleur qualifié, le chômage de longue durée, suivi du retrait de la vie

4. Voir Layard, Nickell et Jackman (1991). Nous n'excluons pas, bien sûr, la possibilité que dans certaines conditions, il n'y ait aucun emploi disponible. Prenons le cas, par exemple, de la dépression des années 1930, pendant laquelle il était impossible pour bien des gens de trouver un travail assez rémunérateur simplement pour se nourrir. Dans de tels cas, les travailleurs qui trouvent un emploi reçoivent en fait un salaire supérieur au seuil d'équilibre entre l'offre et la demande, afin qu'ils puissent se nourrir suffisamment pour s'acquitter de leurs tâches. Ce phénomène est à l'origine du modèle de salaires basés sur le rendement, examiné par Leibenstein (1957). Un rôle important du filet de sécurité sociale dans des pays comme le Canada est de veiller à ce que personne ne soit jamais contraint de tomber dans un tel état de carence.

active, peut être préférable à un emploi faiblement rémunéré dans le secteur des services, qui ferait abstraction du niveau élevé de qualification acquis par toute une vie de travail<sup>5</sup>.

Le pourcentage de la population qui décide de demeurer hors du marché du travail dépend de la politique de l'État. La sécurité sociale, notamment, ainsi que les politiques en matière de fiscalité et d'emploi influent sur le revenu familial et peuvent permettre à un conjoint de quitter le marché du travail. La hausse récente du taux d'activité des femmes découle en partie de l'augmentation de leur rémunération par rapport à celle des hommes depuis une vingtaine d'années. Toutefois, même si l'on reconnaît que les politiques peuvent avoir une incidence sur le taux d'inactivité, cela ne signifie pas que l'État doive nécessairement réduire l'aide sociale pour accroître l'activité; en agissant de la sorte, il pourrait obliger les gens à accepter des emplois même si le salaire est peu élevé, et même les aiguiller sur la voie de la criminalité.

L'exemple du typographe décrit précédemment est représenté à la figure 2 : la transition occasionne une perte de capital humain. Une étude récente d'Employment and Immigration Canada (maintenant Développement des ressources humaines Canada) confirme également que les changements techniques peuvent faire augmenter le chômage. L'étude intitulée *Le nouveau mode d'emploi : énoncé de politique — Une stratégie de mise en valeur de la main-d'oeuvre canadienne* fait ressortir l'importance de la reconversion des travailleurs si l'on veut éviter que la perte d'emploi et la perte de capital humain qui en découle ne dégénèrent en chômage de longue durée.

À l'origine, l'assurance-chômage devait procurer un revenu temporaire aux personnes qui avaient perdu leur emploi, par exemple durant une récession. (C'est le cas illustré à la figure 3, où  $\eta' < \eta$  représente la récession). Ce qu'il faut souligner ici, c'est que pour une grande partie de la population active le chômage n'est jamais envisagé comme solution, et que ce sont les personnes faiblement attachées au marché du travail qui perdent leur emploi, c'est-à-dire celles qui, au

*À l'origine, l'assurance-chômage devait procurer un revenu temporaire aux personnes qui avaient perdu leur emploi, par exemple durant une récession.*

5. Pour les besoins de l'exposé, il est utile de présenter un modèle formel simple qui rend compte d'un bon nombre de ces effets incitatifs de l'assurance-chômage. Supposons qu'au temps  $t$  tous les travailleurs sont complètement caractérisés par leur productivité de base,  $\theta$ , et la valeur de la production domestique,  $u$ . La productivité de base d'un travailleur est une variable composée représentant la valeur du marché associée à l'éducation, au choix de profession et aux aptitudes naturelles. Puisque cette variable représente une valeur du marché, elle variera dans le temps en fonction de la formation reçue en cours d'emploi, des changements technologiques, etc. Soit  $f_t(\theta, u)$  la distribution de ces deux caractéristiques dans l'économie pour la période  $t$ .

Les salaires, outre leur lien avec la productivité de base du travailleur, subissent l'effet des chocs du cycle économique, y compris les chocs saisonniers. Appelons  $h_t$  la taille d'un tel choc au cours de la période  $t$ , et supposons que le salaire d'un travailleur est donné par :

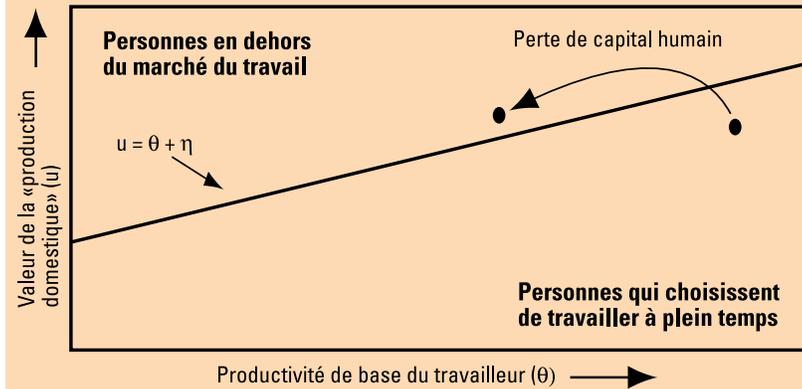
$$w_t = \theta + \eta_t.$$

Si l'on fait abstraction du temps de recherche nécessaire, les personnes choisissent de travailler si, et seulement si, le salaire est supérieur à la valeur de la production domestique, c'est-à-dire  $w_t \geq u_t$ . (À titre de convention, nous normalisons à zéro la valeur de l'apport d'un effort au travail, de sorte que le salaire fournit une statistique suffisante pour l'utilité liée à un emploi.) Ce choix est illustré à la figure 2, où la taille de chaque zone est liée au nombre de personnes dans chaque situation. On obtient le niveau de l'emploi en comptant le nombre de personnes dont le salaire du marché est supérieur à la valeur de la production domestique. Le taux d'emploi est donné par :

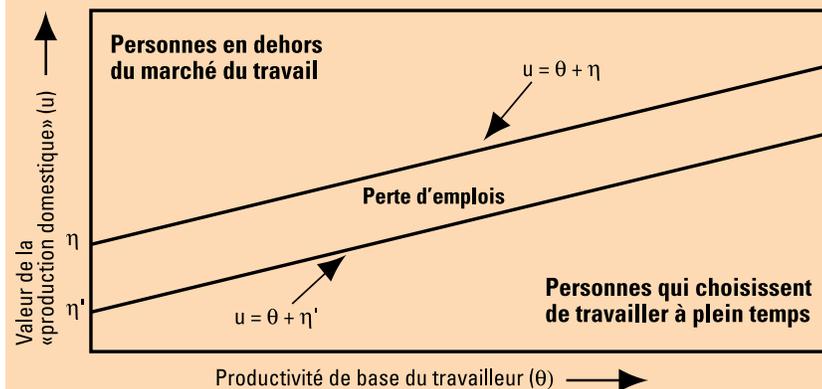
$$\text{taux d'emploi} = \int_{(Q,u)} \mathbb{1}_{E} f_t(q, u) dq du,$$

où  $E$  est l'ensemble des caractéristiques des travailleurs qui choisissent de travailler.

**Figure 2**  
Emploi en l'absence d'assurance-chômage



**Figure 3**  
Effet d'un ralentissement économique



moment de prendre une décision, sont près de la ligne de démarcation entre le choix du marché du travail et celui de l'inactivité. Il s'agit là d'une distinction importante, qui explique la raison de la mise en place d'un régime public d'assurance-chômage.

Comme les relations employeur-employé sont fondées sur un accord libre entre les parties, l'employeur a toujours le droit d'ajouter une indemnité de départ aux conditions. Le degré d'assurance que fournit l'entreprise est déterminé par la conjoncture du marché et les lois sur l'emploi. Si les travailleurs accordent beaucoup d'importance à cette assurance, l'entreprise peut inclure une indemnité de départ dans le contrat de travail pour recruter des travailleurs de haut niveau. Le montant des prestations dépend vraisemblablement de la valeur de l'employé pour l'entreprise. Ainsi, les travailleurs les moins qualifiés sont les plus susceptibles non seulement d'être en chômage, mais également de se voir offrir l'indemnité de départ la moins généreuse.

En ce sens, le régime d'assurance-chômage est plus qu'un filet de sécurité; c'est également un programme de redistribution des revenus destiné aux personnes les plus susceptibles de perdre leur emploi. L'État pourrait adopter une loi sur le travail qui obligerait les employeurs à offrir une assurance-chômage minimale<sup>6</sup>. Toutefois, une telle loi désavantagerait les petites entreprises, plus sensibles au cycle économique. De surcroît, la raison d'être du régime d'assurance-chômage est, dans une large mesure, liée aux conséquences de la crise économique des années 1930 : à la suite des nombreuses fermetures d'entreprises, les chômeurs se comptaient par milliers. Ces derniers devaient subvenir aux besoins de leur famille et faire instruire leurs enfants. Comme la perte d'emploi frappe le plus durement les personnes qui ont le plus de mal à trouver un autre travail, l'assurance-chômage offre une aide temporaire aux travailleurs les plus défavorisés durant une récession. Ces travailleurs sont ceux dont l'employeur était le moins capable d'offrir l'assurance nécessaire en période de ralentissement économique et le moins disposé à le faire.

*On sait que l'augmentation des prestations d'assurance fait baisser l'offre de main-d'oeuvre, c'est-à-dire rend les gens moins désireux de travailler.*

### **Effet de l'assurance-chômage sur le chômage**

On sait que l'augmentation des prestations d'assurance fait baisser l'offre de main-d'oeuvre, c'est-à-dire rend les gens moins désireux de travailler. De même, comme le montre le modèle simple de l'annexe A, il y a des gens qui pourraient choisir de demeurer inactifs, s'il n'y avait pas d'assurance-chômage, mais qui, comme ce régime existe, travaillent une partie de l'année pour pouvoir toucher des prestations. Les caractéristiques de ces travailleurs correspondent à la région A de la figure 4. Cette figure montre dans quelle mesure l'assurance-chômage peut en fait accroître la participation à la vie active<sup>7</sup>. L'emploi dans le domaine des arts offre un bon exemple à cet égard. Une compagnie théâtrale peut survivre parce que les comédiens ont des gains assurables pendant qu'il y a des représentations ou des tournées, et touchent des prestations d'assurance-chômage pendant les autres périodes, où ils peuvent d'ailleurs être en répétition ou se préparer en vue d'un autre engagement. Sans l'assurance-chômage, beaucoup pourraient devoir abandonner leur profession.

### **«Dépendance liée au recours»**

Malgré la simplicité du modèle de l'annexe A et l'intérêt qu'il présente intuitivement, on ne peut procéder à un essai direct, car les possibilités qui s'offrent au travailleur ne sont pas directement observables. Nous pouvons cependant observer le choix d'équilibre de la personne et voir dans quelle mesure ce choix varie selon les perturbations observables. Nous cherchons donc à montrer que certaines personnes modifient leur disponibilité (l'offre de main-d'oeuvre) en fonction du régime d'assurance-chômage et, dans certains cas, travaillent uniquement pendant le nombre de semaines qui leur donnera droit à des prestations<sup>8</sup>.

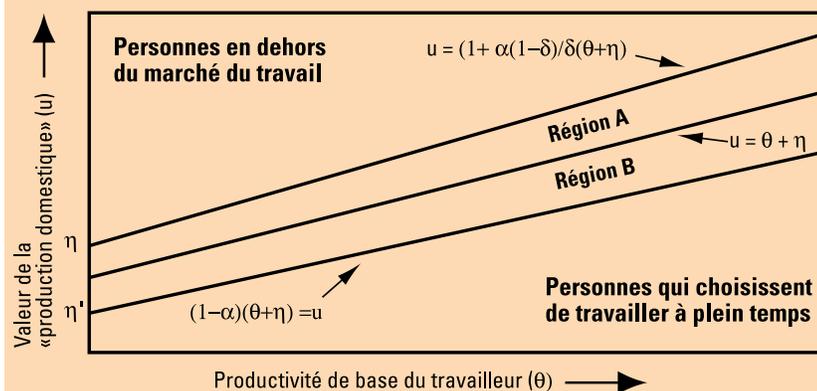
6. Voir Bentolila et Bertola (1990) et Bertola (1990) pour une analyse de l'effet des lois relatives à la sécurité d'emploi sur la demande de main-d'oeuvre.

7. Cette observation est conforme à la conclusion de Card et Riddell (1993) selon laquelle, malgré une augmentation du chômage au Canada au cours des années 1980, le taux d'activité s'est aussi accru, en particulier chez les femmes.

8. Il existe déjà beaucoup d'éléments qui soutiennent l'hypothèse selon laquelle les travailleurs modifient leur disponibilité (offre de main-d'oeuvre) en fonction des paramètres du régime d'assurance-chômage. Ham et Rea (1987) et Meyer (1990) concluent que la probabilité de trouver un emploi s'accroît à mesure qu'approche la date d'expiration des prestations. Topel (1983) et Card et Levine (1993) présentent des données qui montrent que les probabilités de mise à pied dépendent des paramètres du régime, y compris l'existence de taux particuliers.

*L'effet d'apprentissage est une des raisons pour lesquelles le premier recours au régime d'assurance-chômage peut entraîner un accroissement permanent du recours durant les années ultérieures.*

**Figure 4**  
**Chômage engendré par les recours à l'assurance-chômage**



Ce qui est moins bien compris, c'est le recours à l'assurance-chômage au fil des ans. Si le régime vise avant tout à assurer une protection contre les fluctuations du cycle économique ou les changements économiques structurels, le recours à l'assurance-chômage devrait donc être peu fréquent et corrélé aux phases du cycle économique ou aux perturbations régionales. Si, au contraire, le régime subventionne les loisirs, comme à la figure 4, on pourrait alors s'attendre à ce que les gens y aient recours périodiquement. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons essayé de voir si des données on pouvait dégager une «dépendance liée au recours».

Nous avons établi deux types de dépendance liée au recours. Nous avons appelé la première effet de «traitement» ou d'«apprentissage». Nous supposons que le premier recours à l'assurance-chômage influera de la même façon sur la probabilité de tous les recours subséquents au régime. Le deuxième type de dépendance est un effet «décalé» : la probabilité que la personne ait recours au régime durant une année donnée varie selon qu'elle a reçu ou non des prestations l'année précédente. Prenons l'exemple d'un travailleur qui a touché des prestations d'assurance-chômage en 1973, 1974, 1982, 1983 et 1984. L'effet de «traitement» ou d'«apprentissage» suppose que le versement de prestations en 1973 influe sur la probabilité du recours au régime durant les années subséquentes. Un effet décalé d'une période signifie que le fait de toucher des prestations en 1973 influe sur la probabilité du recours au régime en 1974 uniquement. De même, dans le cas d'un effet décalé de deux périodes, les prestations de 1973 influent sur la probabilité du recours au régime en 1975 seulement. Nous allons maintenant considérer les facteurs économiques qui peuvent expliquer la raison d'être des effets de traitement et de dépendance décalée.

### **L'«apprentissage» du régime d'assurance-chômage**

L'effet d'apprentissage est une des raisons pour lesquelles le premier recours au régime d'assurance-chômage peut entraîner un accroissement permanent du recours durant les années ultérieures. Il faut du temps pour connaître les avantages inhérents au régime et pour s'y adapter. La plupart des travailleurs à temps plein n'envisagent sans doute jamais de quitter leur emploi pour toucher des

prestations d'assurance-chômage. Cependant, le travailleur qui connaît une période de chômage par suite d'un licenciement imprévu se familiarise avec les avantages du régime. Il constatera peut-être qu'il est plus avantageux de travailler un certain temps puis de toucher des prestations d'assurance-chômage le reste de l'année. Dans ce cas, la première période de chômage accroît en permanence la probabilité du recours futur au régime.

Par ailleurs, l'effet d'apprentissage varie selon la région. Dans une région à chômage élevé, il y a plus de gens qui sont au fait des paramètres du régime; on pourrait ainsi s'attendre à ce que l'effet du premier recours soit moins prononcé. De même, les variations relatives à la générosité du régime influent sur la propension des personnes bien informées à recourir au régime, mais pas forcément sur la propension des personnes qui n'ont guère eu recours au régime. Nous avons pu observer ces deux effets.

Les figures 2 et 4 illustrent l'effet d'apprentissage. La figure 2 décrit, en fonction des caractéristiques de leur comportement, les personnes qui ne prévoient pas recourir à l'assurance-chômage pour travailler seulement une partie de l'année. Au terme d'une période de chômage, la situation change radicalement. Les gens savent alors combien ils peuvent toucher par le moyen du régime d'assurance-chômage, et les choix qui s'offrent à eux sont présentés à la figure 4. Les personnes des régions A et B ont avantage à ne travailler qu'un certain temps et à toucher des prestations le reste de l'année. Les personnes de la région A ne travailleraient pas s'il n'y avait pas d'assurance-chômage. Dans leur cas, l'«apprentissage» peut encore avoir un rôle. Par exemple, elles peuvent être le conjoint d'un travailleur qui a été licencié. En pareille situation, le conjoint est également en mesure d'obtenir des renseignements sur les paramètres du régime.

D'autre part, si l'apprentissage peut entraîner un accroissement permanent de la probabilité du recours au régime d'assurance-chômage, il se peut également que cet effet soit décalé. Par exemple, une personne jeune qui était sans emploi en 1971 peut choisir de recourir périodiquement au régime pendant quelques années avant de trouver un emploi permanent. Si elle n'a pas touché de prestations pendant plusieurs années, par exemple de 1975 à 1985, il se peut qu'elle ne connaisse plus très bien le régime et soit moins portée à envisager une telle solution. Son licenciement, en 1986, peut lui «rappeler» le montant élevé des prestations d'assurance-chômage et l'inciter à recourir davantage au régime de 1987 à 1991. Cet effet serait alors considéré comme une dépendance décalée plutôt que comme une augmentation permanente de la probabilité du recours fondé sur son expérience du régime en 1971.

### **Perte de capital humain**

Les fermetures d'entreprises et les changements économiques structurels sont des causes importantes de perte d'emploi. En général, les travailleurs touchés par ces changements subissent une perte de revenu définitive, attribuable à une perte de capital humain ou à des événements survenus à l'échelle de l'entreprise<sup>9</sup>. Le

*Les fermetures d'entreprises et les changements économiques structurels sont des causes importantes de perte d'emploi.*

9. Voir Jacobson, LaLonde et Sullivan (1993).

*La perte d'emploi a un effet dévalorisant sur le travailleur et fait diminuer sa valeur sur le marché. Cela peut accroître la probabilité que le travailleur devienne un réitérant.*

déclin récent du secteur des pêches dans les provinces de l'Atlantique offre un bon exemple à cet égard. En effet, les personnes qui ont beaucoup investi dans des bateaux et des engins de pêche possèdent des compétences dont la valeur marchande est faible. Dans l'optique du modèle que nous avons décrit, il se peut que, en raison d'une diminution de leur productivité de base, les travailleurs présentent les caractéristiques de la région A ou B de la figure 4 et deviennent par conséquent des réitérants.

Il faut reconnaître que, au terme d'une période de transition, le chômage n'est pas attribuable à la perte de capital humain, mais plutôt aux avantages inhérents au régime. S'il n'y avait pas de prestations d'assurance-chômage ou de sécurité sociale, le chômeur serait forcé de trouver du travail pour subvenir à ses besoins et à ceux de sa famille. La perte de capital humain entraîne une forte baisse de revenu, mais qui n'est pas forcément accompagnée d'une augmentation du chômage. Grâce aux prestations d'assurance-chômage, la personne qui ne travaille qu'une partie de l'année peut accroître son revenu, de sorte que le taux de chômage observé est plus élevé.

Après une première baisse, le revenu du travailleur licencié augmente rapidement, sans toutefois revenir au niveau précédent<sup>10</sup>. Cette hausse du revenu potentiel peut découler de la reconversion du travailleur dans de nouvelles fonctions, qui peut donc réduire la probabilité du recours à l'assurance-chômage au cours des années subséquentes. Cela laisse supposer que le recours au régime créerait une dépendance décalée, c'est-à-dire que le versement de prestations d'assurance-chômage durant l'année précédente ou les années précédentes accroîtrait la probabilité d'un recours à l'assurance-chômage durant l'année en cours. Le fait que la perte d'emploi entraîne une perte de revenu permanente implique que la probabilité du recours au régime augmente pour toutes les périodes futures. La perte d'emploi causée par la disparition d'emplois entraîne à la fois une dépendance décalée et un effet de traitement positif.

### **Effet de dévalorisation**

L'effet dynamique du chômage s'explique également par le signal négatif que représente le chômage pour les employeurs. Si l'on prend deux travailleurs qui ont un profil identique si ce n'est que l'un d'eux a perdu son emploi, celui qui a toujours son emploi est vraisemblablement meilleur. La perte d'emploi a un effet dévalorisant sur le travailleur et fait diminuer sa valeur sur le marché. Cela peut accroître la probabilité que le travailleur devienne un réitérant. Le poids des antécédents de travail dans la décision de recrutement détermine dans quelle mesure l'effet de dévalorisation influe sur le revenu du travailleur. Lorsque l'employeur se fonde uniquement sur les dernières années, il est plus probable que l'effet de dévalorisation soit de courte durée et se manifeste comme un effet décalé positif plutôt que comme un effet de traitement positif.

---

10. Voir Jacobson, LaLonde et Sullivan (1993).

### **Effet mécanique**

L'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage est fondée sur le nombre de semaines travaillées (la période d'admissibilité minimale est habituellement de 10 à 14 semaines) : le travailleur peut toucher des prestations pendant une période pouvant atteindre un an. Dans la plupart des régions, il est impossible d'accumuler le nombre de semaines travaillées requis et de recevoir la totalité des prestations durant la même année civile. Ainsi, il est difficile d'amorcer une nouvelle période de prestations tous les ans. Par conséquent, en raison de la période d'admissibilité, la probabilité qu'une personne commence une période de prestations durant l'année devrait diminuer si elle a touché des prestations l'année précédente.



## 2. Données et statistiques descriptives

*Pour déterminer combien de temps peut s'écouler avant qu'une personne qui a déjà eu recours à l'assurance-chômage y ait recours de nouveau, nous devons savoir combien de temps elle a mis avant de s'en prévaloir la première fois.*

Nous avons analysé la dynamique du recours à l'assurance-chômage au Canada au moyen d'un grand ensemble de données longitudinales qui visent les années 1972 à 1992. Pour créer cet ensemble, nous avons réuni deux fichiers de Développement des ressources humaines Canada : le fichier vectoriel sur les années 1971 à 1993 et le fichier des feuillets T4 Supplémentaire de la période 1972-1991.

Ces deux ensembles statistiques sont complémentaires. Le fichier vectoriel contient des données sur les demandes de prestations d'assurance-chômage présentées par les personnes dont le numéro d'assurance sociale (NAS) se termine par le chiffre 5. On y trouve également des renseignements démographiques, par exemple l'âge et le sexe des prestataires ainsi que la région où la demande de prestations a été présentée. L'inconvénient de ce fichier est qu'il contient très peu de données sur la situation de la personne avant et après la période de prestations.

Le fichier des feuillets T4 Supplémentaire ne contient pas, lui, de renseignements démographiques sur les travailleurs, mais plutôt des enregistrements de toutes les sources de revenu assurable (figurant sur le feuillet T4) des travailleurs dont le NAS se termine par le chiffre 5. On y trouve des données sur l'endroit où est établi l'employeur qui a émis le feuillet T4 et sur le secteur d'activité auquel il appartient. Ce fichier peut servir à déterminer si un prestataire a touché un revenu de travail avant et après chaque période de prestations. En combinant les deux fichiers, on peut établir avec précision, pour un grand échantillon de travailleurs, le montant des prestations et le revenu de travail touchés de 1972 à 1991.

Nous avons plus précisément extrait du fichier vectoriel les demandes qui ont donné lieu au versement de prestations ordinaires lors de la première semaine de la période de prestations. Nous avons donc exclu de l'analyse les travailleurs qui, à l'origine, avaient présenté une demande de prestations spéciales (chômage saisonnier, maladie, maternité, etc.). Pour déterminer l'année où la période d'assurance-chômage a commencé, nous avons pris la date du début de la période de prestations relative à chaque demande. Après avoir retracé toutes les années de la période 1972-1992 où a commencé au moins une période d'assurance-chômage, nous avons fusionné ces renseignements avec ceux du fichier des feuillets T4 Supplémentaire, qui indique à quelle date chaque contribuable a touché pour la première fois un revenu assurable. Ainsi, pour chaque prestataire, nous avons pu établir l'«année d'entrée» dans l'univers statistique.

Pour près de la moitié des prestataires, l'année d'entrée est tout simplement la première année visée par le fichier des T4, c'est-à-dire 1972 (voir le tableau B-1 Annexe B). Pour la plupart des travailleurs, l'année d'entrée est en fait celle de l'entrée dans l'échantillon plutôt que celle de l'entrée dans la population active. Pour l'autre moitié de l'échantillon, l'année d'entrée est celle où la personne est entrée pour la première fois dans la population active ou encore a réintégré la population active si elle a eu un revenu assurable avant 1972 mais non en 1972. Comme l'âge d'entrée de la moitié des prestataires (soit leur âge lors de la première inscription du revenu assurable) est de 20 ans ou moins, on peut penser que la majeure partie des 50,7 p. 100 des travailleurs dont l'année d'entrée est 1973 ou une année subséquente n'étaient pas des personnes qui réintégraient la population active.

Pourquoi est-il si important de savoir en quelle année un prestataire est entré dans la population active? Pour déterminer combien de temps peut s'écouler avant qu'une personne qui a déjà eu recours à l'assurance-chômage y ait recours de nouveau, nous devons savoir combien de temps elle a mis avant de s'en prévaloir la première fois. La méthode employée pour déterminer l'année d'entrée est imparfaite, car certains étudiants reçoivent un feuillet T4 à la fin de leur emploi d'été même s'ils ne sont pas entrés «définitivement» dans la population active. Quoiqu'il en soit, il était impossible de faire mieux avec les données dont nous disposons. Nous reviendrons sur ce point à la section 3.

Par ailleurs, nous nous sommes servi des données du fichier des feuillets T4 Supplémentaire pour mesurer approximativement l'admissibilité à l'assurance-chômage : une personne n'ayant pas travaillé durant l'année en cours  $t$  ou l'année  $t-1$  ne peut pas satisfaire au critère d'admissibilité pour une nouvelle période de prestations durant l'année en cours. On peut donc utiliser cette variable relative à l'admissibilité à l'assurance-chômage pour corriger les éventuelles erreurs d'estimation susceptibles de se produire lorsque les gens quittent temporairement ou définitivement la population active pour prendre une retraite anticipée, parce qu'ils sont malades ou pour toute autre raison de ce genre.

Il convient de souligner que les résultats dont nous parlons ici ont trait uniquement aux hommes, entre autres parce que les problèmes évoqués sont plus graves chez les femmes en raison des congés de maternité, etc. De façon plus générale, vu les grandes tendances positives qui se dégagent de l'activité des femmes, il serait plus difficile de distinguer les tendances à long terme des tendances découlant du régime d'assurance-chômage chez les femmes que chez les hommes. C'est pourquoi nous avons respecté la tradition des études sur l'offre de main-d'oeuvre en séparant les hommes des femmes; il faut toutefois souligner que ces arguments ont peu de poids dans le cas des femmes et des hommes plus jeunes.

Lorsque l'année d'entrée a été établie d'après le fichier des T4, elle est associée aux caractéristiques démographiques et aux renseignements sur les périodes d'assurance-chômage du fichier vectoriel. Les deux fichiers sont réunis pour former un fichier annuel de données recueillies au moyen d'un panel; ce fichier contient une observation sur chaque personne, pour chaque année à partir de l'année d'entrée jusqu'à 1992. Chaque observation indique si le travailleur a touché un revenu assurable et a commencé une période d'assurance-chômage durant l'année. Les observations se rapportant aux personnes de moins de 15 ans ou de plus de 65 ans ont été retirées de l'échantillon. Les personnes nées avant 1912 ou après 1972 sont également exclues. Ainsi, l'échantillon renferme 10 253 535 observations visant 618 911 hommes qui ont commencé au moins une période d'assurance-chômage entre 1972 et 1992.

Le tableau B-2 (Annexe B) contient quelques statistiques sur la composition de l'échantillon. L'âge moyen des hommes de l'échantillon est juste en deçà de 35 ans. La représentation des régions dans l'échantillon témoigne plus ou moins du poids de la province dans la population du pays. À noter toutefois que le Québec et, plus encore, les provinces de l'Atlantique sont surreprésentés. Cela s'explique tout simplement par le fait que le pourcentage de la population active qui a touché des prestations d'assurance-chômage au moins une fois est plus élevé dans ces provinces.

*Les résultats ...  
laissent supposer une  
nette constance de  
la propension à com-  
mencer une période  
d'assurance-chômage,  
constance qui ne peut  
être expliquée par  
les fluctuations  
économiques ou les  
perturbations tempo-  
raires de la situation  
d'activité des personnes  
échantillonnées.*

Le tableau indique également que les hommes de l'échantillon ont touché un revenu assurable dans quatre années sur cinq et commencé une période d'assurance-chômage une année sur cinq. La deuxième colonne du tableau B-2 (Annexe B) indique la proportion de personnes qui ont commencé une période d'assurance-chômage, répartie par province et par année. Ici encore, on constate des différences marquées entre l'est et l'ouest du pays : au Québec et dans les provinces de l'Atlantique, les hommes sont plus susceptibles de commencer une période d'assurance-chômage que dans les autres provinces. Fait intéressant, le pourcentage de personnes qui entament une période d'assurance-chômage varie selon la phase du cycle économique, mais sans suivre de tendance nette à la hausse ou à la baisse.

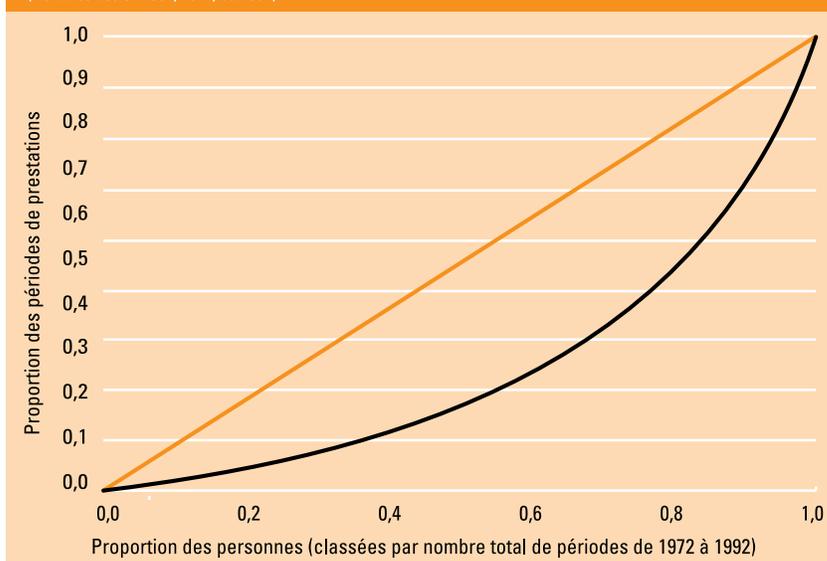
### **Analyse longitudinale**

Les statistiques descriptives présentées au tableau B-2 (Annexe B) ne témoignent pas du caractère longitudinal des données. Elles ne montrent pas non plus, par exemple, dans quelle mesure le recours antérieur au régime influe sur la probabilité actuelle d'un nouveau recours à l'assurance-chômage. Dans les lignes qui suivent, nous présentons des statistiques descriptives qui font ressortir la dynamique du recours à l'assurance-chômage.

L'utilisation d'un grand ensemble statistique comme le nôtre offre l'avantage qu'il est plus facile d'isoler les caractéristiques observées en divisant l'échantillon en groupes homogènes pouvant être analysés séparément. Nous avons donc choisi trois cohortes de travailleurs pour présenter des éléments descriptifs qui font ressortir le caractère longitudinal des données. Les trois groupes sont formés d'hommes nés en 1931, en 1941 ou en 1951. La raison de ce choix est que tous les hommes nés ces années-là sont assez vieux pour avoir fait partie de la population active en 1972 et assez jeunes pour y être toujours en 1992.

Les résultats (voir le tableau B-3 Annexe B) laissent supposer une nette constance de la propension à commencer une période d'assurance-chômage, constance qui ne peut être expliquée par les fluctuations économiques ou les perturbations temporaires de la situation d'activité des personnes échantillonnées. Parmi les explications possibles, on pourrait avancer que le recours à l'assurance-chômage est concentré dans un petit groupe de «réitérants» et que la plupart des autres prestataires ne présentent une demande qu'à l'occasion. On peut facilement mesurer la concentration du recours à l'assurance-chômage en répartissant les travailleurs en 21 groupes, selon le nombre de fois qu'ils ont commencé une période d'assurance-chômage durant les 21 années visées par les données de l'échantillon, et en calculant ensuite le pourcentage de périodes attribuable à chaque groupe. Pour représenter graphiquement la concentration des périodes d'assurance-chômage, on peut positionner le pourcentage de périodes attribuables aux personnes ayant commencé S périodes ou moins ( $S=1, \dots, 21$ ) en fonction du pourcentage de personnes ayant commencé S périodes ou moins. La courbe obtenue (que nous appellerons courbe de Lorentz, par analogie avec la méthode statistique bien connue qui est utilisée dans les études sur la distribution des revenus) est illustrée à la figure 5. Elle fait état d'une forte concentration des périodes d'assurance-chômage : alors que 31 p. 100 des prestataires n'ayant commencé qu'une seule période en 21 ans représentent seulement 8 p. 100 de l'ensemble des périodes, les 7 p. 100 des prestataires qui ont à leur actif 11 périodes ou plus ont commencé 22 p. 100 de l'ensemble des périodes.

**Figure 5**  
**Courbe de Lorenz des périodes d'assurance-chômage, 1972 à 1992**  
 (Hommes nés en 1931, 1941, ou 1951)

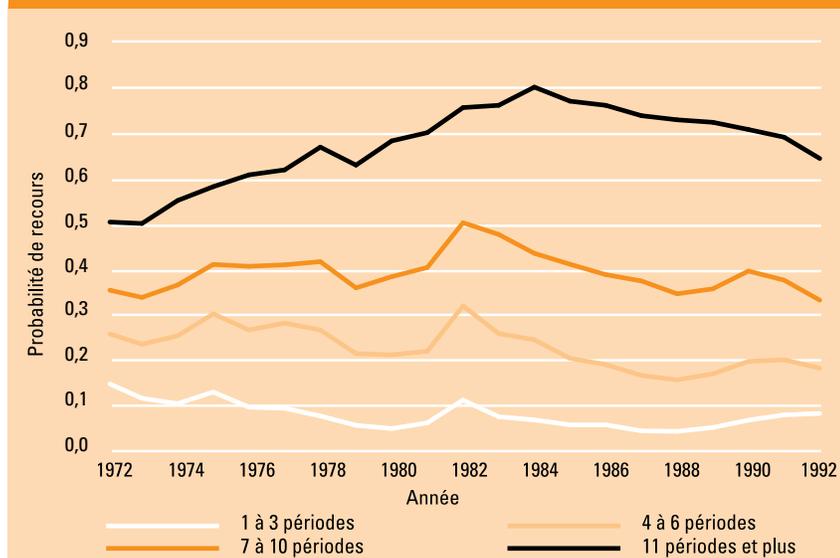


Pour les raisons exposées à la section 1, le fait que de façon générale les périodes d'assurance-chômage soient en grande partie attribuables à quelques réitérants peut s'expliquer par de nombreux facteurs, dont certains sont liés à l'effet des paramètres du régime sur le comportement des gens. Pour analyser la question plus à fond, nous avons illustré à la figure 6 la probabilité qu'une période d'assurance-chômage soit amorcée entre 1972 et 1992 dans quatre groupes de travailleurs : un groupe de personnes qui avaient rarement recours au régime (moins de quatre périodes d'assurance-chômage); un groupe de personnes qui y avaient recours fréquemment (au moins onze périodes); deux groupes intermédiaires (de quatre à six périodes et de sept à dix périodes). Chaque groupe représentait environ 25 p. 100 de l'ensemble des périodes, mais le pourcentage des travailleurs représenté par chaque groupe variait considérablement : 62 p. 100 des travailleurs appartenaient au premier groupe (une à trois périodes); 20 p. 100, au deuxième groupe (quatre à six périodes); 11 p. 100, au troisième groupe (sept à dix périodes); 7 p. 100, au quatrième groupe (onze périodes ou plus).

Les données utilisées pour le calcul des probabilités présentées à la figure 6 sont tirées de l'échantillon constitué des trois cohortes d'hommes nés en 1931, en 1941 ou en 1951. La figure 7 donne les chiffres par cohorte et par région. Fait intéressant, la tendance du recours à l'assurance-chômage est similaire dans les cinq régions (Atlantique, Québec, Ontario, Prairies et Colombie-Britannique). Dans chacune de ces régions, les travailleurs qui ont fréquemment recours au régime dépendent de plus en plus de ce filet de sécurité, alors que c'est l'inverse qui se produit dans le cas des personnes qui touchent rarement des prestations. De même, les variations cycliques sont similaires dans les différentes régions, ce qui donne à penser que les tendances mises en relief dans la figure 6 ne sont pas causées par des changements factices au chapitre de la représentation de chaque

*Dans le cas des personnes qui ont rarement recours au régime, la probabilité suit les phases du cycle économique...*

**Figure 6**  
**Probabilité de recours à l'assurance-chômage, 1972 à 1992**  
 (Hommes nés en 1931, 1941, or 1951)

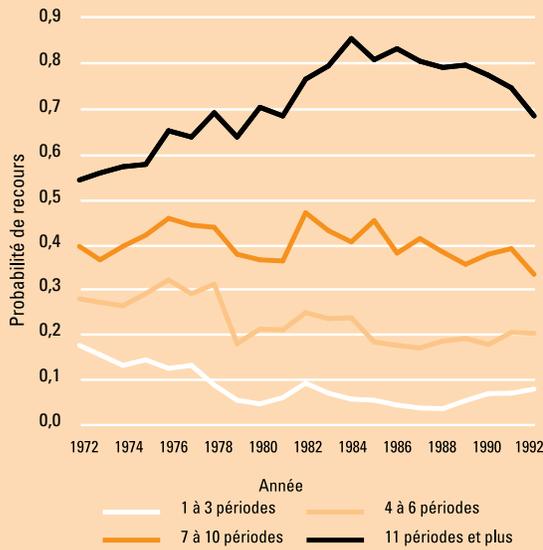


région dans l'échantillon.

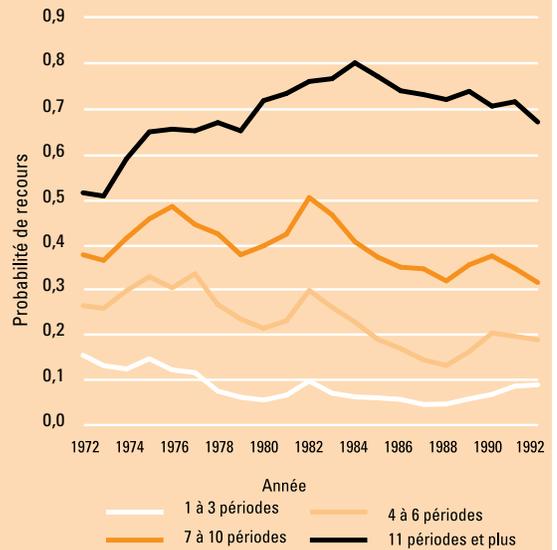
Les tendances de la probabilité du recours à l'assurance-chômage dont fait état la figure 6 sont très révélatrices. Dans le cas des personnes qui ont rarement recours au régime, la probabilité suit les phases du cycle économique, c'est-à-dire qu'elle s'accroît durant les récessions (1975, 1982 et 1990-1992) et diminue en période de croissance économique. De plus, chez ces personnes, la tendance de la probabilité semble avoir été à la baisse dans les années 1970. Par contre, pour les personnes qui ont fréquemment recours au régime (onze périodes d'assurance-chômage ou plus), la tendance de la probabilité a été fortement à la hausse de 1972 à 1984 et ne semble pas avoir suivi les phases du cycle économique. Le pourcentage de ces personnes a même diminué lors de la récession de 1990-1992. Une tendance similaire a été observée pour les probabilités se rapportant aux groupes désagrégés, illustrées à la figure 7.

Pour évaluer la propension de chacun des quatre groupes à avoir recours à l'assurance-chômage, on peut également considérer quelle part des périodes représente chaque groupe (voir la figure 8). Les résultats montrent qu'une fois neutralisés les effets du cycle économique, la part de périodes d'assurance-chômage représentée par les personnes qui ont fréquemment recours au régime augmente tandis que diminue celle des personnes qui touchent rarement des prestations. En outre, il ne fait aucun doute que la part des personnes qui ont rarement recours au régime augmente en période de récession tandis que diminue celle des autres prestataires. On arrive à une conclusion similaire en utilisant une méthode plus classique, les régressions de probit, pour chaque groupe de travailleurs. Ces régressions indiquent qu'en fait la probabilité que les personnes ayant souvent recours au régime touchent des prestations diminue durant une récession. Elles révèlent également que la tendance de la probabilité est positive et statistiquement significative.

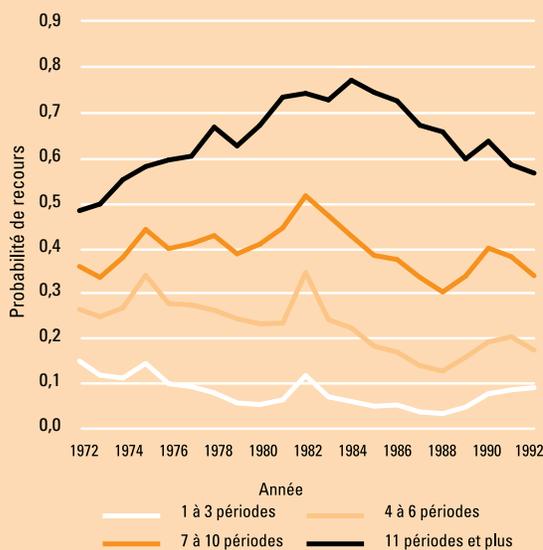
**Figure 7a**  
**Probabilité de recours à l'assurance-chômage,**  
 1972 à 1992 (Hommes des Maritimes seulement)



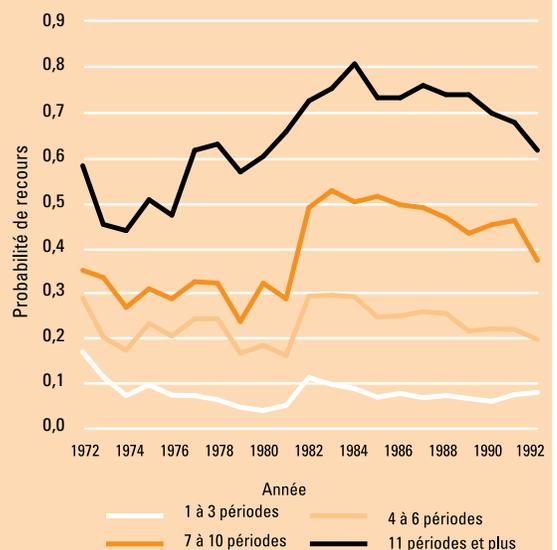
**Figure 7b**  
**Probabilité de recours à l'assurance-chômage,**  
 1972 à 1992 (Hommes du Québec seulement)



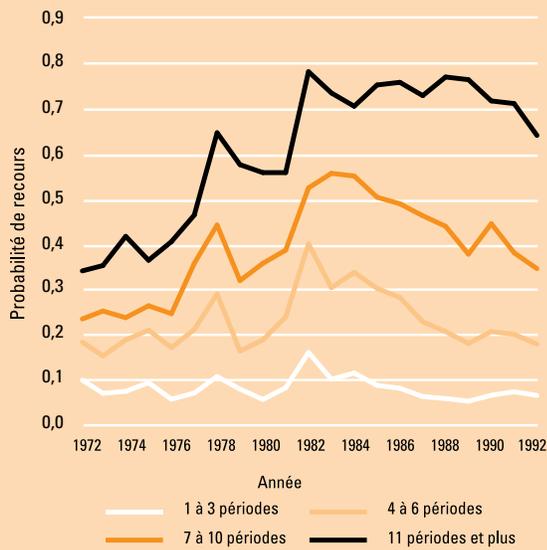
**Figure 7c**  
**Probabilité de recours à l'assurance-chômage,**  
 1972 à 1992 (Hommes de l'Ontario seulement)



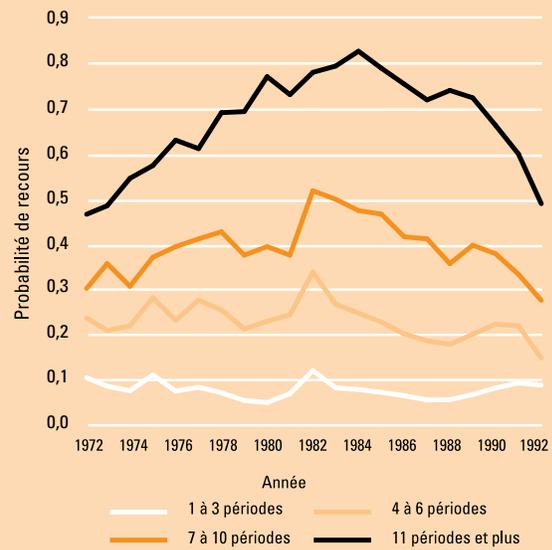
**Figure 7d**  
**Probabilité de recours à l'assurance-chômage,**  
 1972 à 1992 (Hommes des Prairies seulement)



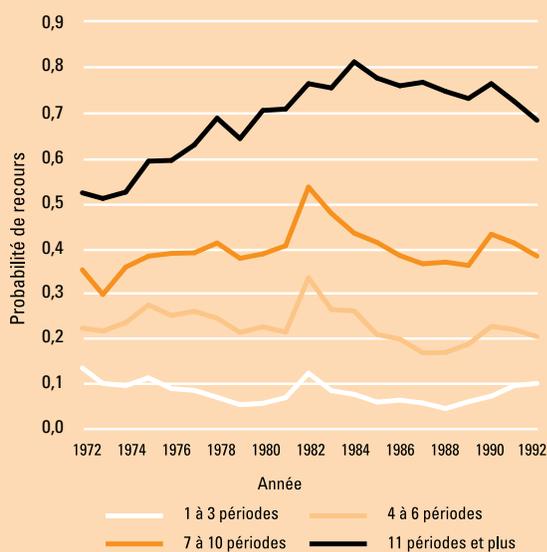
**Figure 7e**  
**Probabilité de recours à l'assurance-chômage,**  
**1972 à 1992** (Hommes de la Colombie-Britannique seulement)



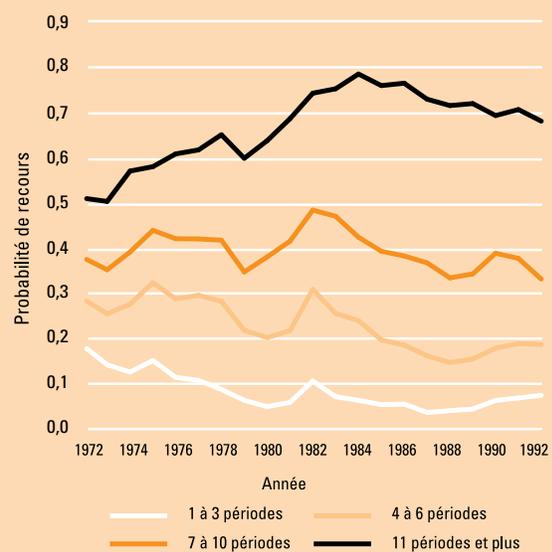
**Figure 7f**  
**Probabilité de recours à l'assurance-chômage,**  
**1972 à 1992** (Hommes nés en 1931 seulement)



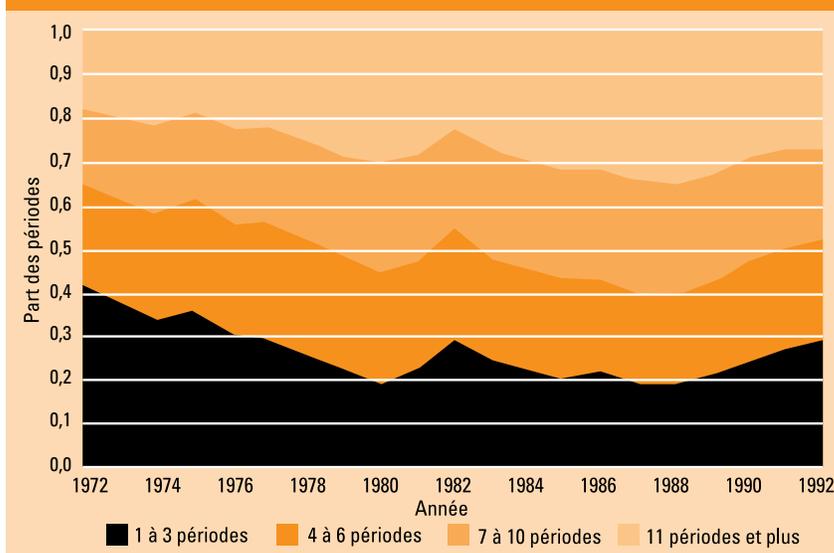
**Figure 7g**  
**Probabilité de recours à l'assurance-chômage,**  
**1972 à 1992** (Hommes nés en 1941 seulement)



**Figure 7h**  
**Probabilité de recours à l'assurance-chômage,**  
**1972 à 1992** (Hommes nés en 1951 seulement)



**Figure 8**  
Part des périodes annuelles par groupes de travailleurs



Toutes ces constatations donnent à penser que la fonction de l'assurance-chômage varie selon le groupe de travailleurs. Pour ceux qui y ont rarement recours, le régime est plus ou moins un système d'assurance pure qui les met à l'abri des risques de perturbation du marché du travail, par exemple des récessions. Pour les personnes qui touchent souvent des prestations, le régime joue de plus en plus le rôle d'un programme permanent de soutien du revenu qui a peu de rapport avec les risques de perturbation du marché du travail.

Plusieurs facteurs peuvent expliquer cette dernière tendance. Premièrement, l'apprentissage est déterminant. Plus les paramètres du régime sont connus, plus les travailleurs sont nombreux dans les régions *A* et *B* de la figure 4. Deuxièmement, d'autres personnes peuvent passer dans une de ces régions parce qu'elles ont perdu leur emploi et n'ont pas acquis les nouvelles compétences qui leur auraient permis d'en sortir. La troisième explication est purement «mécanique» : pour des raisons que l'on ignore, la situation des personnes peu qualifiées sur le marché du travail s'est détériorée durant la période de référence.

Si l'effet d'apprentissage est important, le fait d'avoir déjà touché des prestations devrait influencer de façon marquée sur la probabilité du recours au régime d'assurance-chômage. Dans les pages qui suivent, nous tentons de montrer que c'est le cas en effet. Pour cela, nous mettons l'accent sur l'importance de l'effet d'apprentissage au lieu d'essayer d'expliquer les tendances du recours à l'assurance-chômage illustrées à la figure 6.

### **Données groupées sur l'effet d'apprentissage**

Si l'effet d'apprentissage est important, le fait de toucher des prestations d'assurance-chômage devrait influencer sur la probabilité du recours ultérieur au régime davantage pour les personnes qui n'en ont jamais reçu auparavant que pour celles

*Ces résultats laissent supposer que, si la tendance au recours est à la hausse chez les personnes qui reçoivent fréquemment des prestations, c'est en partie parce que le fait d'avoir déjà touché des prestations augmente en permanence la probabilité du recours ultérieur.*

qui ont déjà été prestataires. On peut donc mesurer l'ampleur de l'effet d'apprentissage en comparant l'évolution de la probabilité du recours au régime dans ces deux groupes de personnes.

Prenons une cohorte fixe de travailleurs au début de la récession de 1981-1983; certains d'entre eux ont déjà touché des prestations d'assurance-chômage. L'analyse de la période 1981-1983 est une expérience «naturelle» intéressante, car de nombreux travailleurs ont perdu leur emploi et touché des prestations d'assurance-chômage pour la première fois de leur vie durant ces années. Ici encore, si l'effet d'apprentissage est important, la probabilité que ces travailleurs aient recours au régime après la récession (de 1984 à 1986 par exemple) devrait être plus élevée que s'ils n'avaient jamais touché de prestations. Bien que cette probabilité hypothétique ne puisse être observée directement, on peut se servir d'un groupe témoin de travailleurs ayant reçu des prestations avant la récession pour déterminer dans quelle mesure la probabilité du recours au régime durant la période qui a suivi la récession (1984-1986) a évolué par rapport aux années de récession (1981-1983), et ce, en l'absence d'effet d'apprentissage. Comme ces travailleurs ont déjà touché des prestations, le fait qu'ils redeviennent des prestataires pendant la récession ne devrait pas influencer sur la probabilité du recours ultérieur au régime. Par conséquent, dans le cas des travailleurs qui ont déjà reçu des prestations, l'évolution de la probabilité ne subit pas l'effet d'apprentissage.

Pour mesurer l'effet d'apprentissage pour les cohortes d'hommes nés en 1931, en 1941 et en 1951, nous avons établi des estimations pour chacune (voir le tableau B-4 Annexe B). L'effet estimé est positif dans chaque cas, ce qui laisse supposer que le premier recours à l'assurance-chômage accroît en permanence la probabilité que le travailleur redevienne prestataire ultérieurement. Les effets estimés varient entre 4,2 p. 100 (hommes nés en 1941) et 12,3 p. 100 (hommes nés en 1931). Par exemple, chez les hommes nés en 1931 qui n'avaient jamais touché de prestations avant la récession, le fait de se familiariser avec le régime en raison de la récession du début des années 1980 augmente définitivement de 12,3 p. 100 la probabilité qu'ils y aient de nouveau recours.

Ces résultats laissent supposer que, si la tendance au recours est à la hausse chez les personnes qui reçoivent fréquemment des prestations, c'est en partie parce que le fait d'avoir déjà touché des prestations augmente en permanence la probabilité du recours ultérieur. De plus, il se peut que l'effet d'apprentissage explique pourquoi cette tendance à la hausse s'est stabilisée dans les années 1980. Comme, par définition, les personnes qui ont fréquemment recours au régime ont touché des prestations au moins onze fois entre 1972 et 1992, leur premier recours au régime ne peut être postérieur à 1982.

Cette hypothèse selon laquelle le premier recours à l'assurance-chômage augmente la probabilité d'une nouvelle demande de prestations les années suivantes peut donc expliquer beaucoup de faits décrits dans la présente section. Nous en présentons un essai à l'annexe C, essai effectué en faisant des estimations au moyen d'un modèle probit à effets aléatoires.



### 3. Estimations

En raison de difficultés méthodologiques, nous nous sommes servi d'un sous-ensemble de l'échantillon principal constitué au hasard pour l'estimation. Pour que les valeurs estimées soient suffisamment précises compte tenu de l'utilisation de plusieurs groupes de personnes dans chaque province, nous avons tiré au hasard des échantillons de un sur cinq pour Terre-Neuve, la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick et la Saskatchewan; un échantillon de un sur six pour le Manitoba; un échantillon de un sur huit pour l'Alberta; un échantillon de un sur 20 pour la Colombie-Britannique; un échantillon de un sur 50 pour le Québec et l'Ontario. Pour l'Île-du-Prince-Édouard, nous avons établi un échantillon complet.

Nous avons ensuite divisé l'échantillon de chaque province en trois sous-ensembles, selon l'année de la naissance. Le premier sous-échantillon est constitué d'hommes nés avant 1946, assez âgés pour avoir fait partie de la population active en 1972. Le deuxième sous-ensemble comprend des «baby-boomers» nés entre 1946 et 1955, et le troisième, des hommes nés après 1955, qui ne faisaient vraisemblablement pas partie de la population active en 1972. Par ailleurs, nous avons limité notre analyse aux hommes qui répondaient au critère d'«admissibilité», c'est-à-dire qui avaient touché un revenu assurable durant l'année en cours ou l'année précédente. Ce critère de sélection réduit le risque d'erreur attribuable aux personnes qui, pour diverses raisons, quittent définitivement la population active. Nous avons également fait des estimations au moyen de nos modèles en faisant abstraction de ce critère, et les valeurs obtenues étaient très similaires.

Premièrement, nous avons établi un modèle distinct pour chacun des trois groupes de personnes de chaque province. Les valeurs estimées de l'effet d'apprentissage sont présentées au tableau B-5 (Annexe B). Si, en moyenne, l'effet estimé est positif, des tendances intéressantes se dégagent du tableau. D'abord, l'effet d'apprentissage est généralement marqué et positif chez les hommes nés avant 1946; toutefois, il se fait beaucoup moins sentir et est souvent négatif parmi les travailleurs plus jeunes. En outre, l'effet d'apprentissage est plus manifeste en Ontario, en Alberta et en Colombie-Britannique, où le recours à l'assurance-chômage est moins répandu que dans le reste du pays.

Ces deux tendances témoignent du rôle de l'apprentissage social par opposition à l'apprentissage individuel décrit précédemment. Plus les gens sont nombreux à toucher des prestations d'assurance-chômage dans une région, moins le fait d'avoir déjà été prestataire influera sur la propension à recourir au régime. L'explication est simple : lorsque «tout le monde le fait», le travailleur n'apprend rien, la première fois qu'il touche des prestations, que sa famille ou ses amis ne lui avaient pas déjà appris. Les résultats figurant au tableau B-5 (Annexe B) confirment donc que les jeunes et les gens vivant dans des régions où le recours au régime d'assurance-chômage est plus répandu connaissent les rouages du régime avant d'avoir touché des prestations pour la première fois. Il est difficile de voir comment d'autres théories de dépendance liée au recours (par exemple les modèles de «prestataire invétéré» ou d'autres «cercles vicieux») pourraient expliquer les résultats du tableau. Par exemple, si les gens ont avec l'assurance-chômage le même rapport d'accoutumance que les fumeurs avec le tabac, on ne voit pas pourquoi l'effet du premier recours devrait varier selon la cohorte ou la

*... lorsque «tout le monde le fait», le travailleur n'apprend rien, la première fois qu'il touche des prestations, que sa famille ou ses amis ne lui avaient pas déjà appris.*

région. En revanche, le fait que l'apprentissage social puisse se substituer à l'apprentissage individuel offre une explication simple aux tendances qui se dégagent des données.

Toutefois, il importe de souligner que la constance de la propension à recourir à l'assurance-chômage est en grande partie indépendante de l'effet d'apprentissage. Les estimations présentées au tableau B-6 (Annexe B) laissent supposer que les perturbations du marché du travail ont, sur la propension à recourir au régime, des répercussions relativement importantes qui sont observées pendant plusieurs années.

Par exemple, supposons qu'en raison d'une récession de nombreux travailleurs soient licenciés et se voient ensuite offrir des emplois faiblement rémunérés. Cela se traduira par une augmentation du nombre de personnes qui présentent une demande de prestations d'assurance-chômage, ce qui suppose que les gens seront également plus nombreux à recourir au régime durant la période subséquente. Une fois neutralisés les effets du cycle économique, nous constatons que le régime d'assurance-chômage entraîne une diminution de l'offre de main-d'oeuvre les années qui suivent une récession et, par conséquent, accroît la durée et la gravité de la récession.

L'utilisation d'un échantillon groupé présente certains avantages; il permet notamment d'utiliser les variations des paramètres du régime d'assurance-chômage entre les régions et dans le temps pour mesurer l'effet de ces paramètres sur la propension à recourir au régime. Les paramètres du régime sont combinés dans un taux unique, le «taux de subvention», qui correspond au taux de remplacement multiplié par le ratio entre, d'une part, le nombre maximal de semaines auxquelles a droit une personne ayant travaillé uniquement le nombre minimal de semaines requis pour être admissible et, d'autre part, le nombre minimal de semaines requis pour être admissible. Une augmentation du taux de subvention a tendance à accroître l'étendue des régions A et B de la figure 4. Une telle augmentation devrait donc avoir un effet positif sur la probabilité du recours au régime.

Une autre hypothèse intéressante peut être vérifiée dans ce contexte : peut-on dire que le taux de subvention influe davantage sur les gens qui ont déjà touché des prestations que sur les autres?

Les estimations des modèles groupés sont présentées au tableau B-7 (Annexe B) ; les résultats visant les hommes nés avant 1946 figurent dans les colonnes (1a) et (1b). L'effet d'apprentissage estimé dans la province de référence (Terre-Neuve) durant l'année de référence (1973) est positif et statistiquement significatif. D'un point de vue statistique, les estimations relatives à la Nouvelle-Écosse, au Nouveau-Brunswick, au Québec, à l'Ontario et au Manitoba ne diffèrent pas de celles qui se rapportent à Terre-Neuve, alors que les estimations visant l'Île-du-Prince-Édouard et tout particulièrement la Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique sont beaucoup plus élevées. L'effet d'apprentissage a donc tendance à être plus marqué dans les provinces où le recours à l'assurance-chômage est moins répandu. Il convient également de souligner que l'effet d'apprentissage tend à s'amenuiser avec le temps. Par exemple, il est moins prononcé en 1992 qu'en 1973. De plus, ces résultats confirment que l'apprentissage social peut se

substituer à l'apprentissage individuel fondé sur le recours au régime. Par conséquent, l'effet d'apprentissage estimé, fondé uniquement sur le recours au régime, devrait s'atténuer à mesure que les caractéristiques du régime sont mieux connues de la population.

Les résultats présentés au tableau B-7 (Annexe B) indiquent également que le taux de subvention a un effet positif sur la propension à recourir à l'assurance-chômage. L'effet est plus marqué chez les personnes qui connaissent le régime que chez les autres; cependant, la différence n'est pas statistiquement significative.

Enfin, nous n'avons examiné que brièvement les résultats visant les hommes nés entre 1946 et 1955 et après 1955, en raison des réserves susmentionnées. De façon générale, l'effet d'apprentissage pour ces deux groupes d'hommes est plus marqué que les valeurs indiquées aux tableaux B-5 et B-6 (Annexe B). De plus, comme prévu, l'effet du taux de subvention est positif et significatif. Contrairement à ce que nous avons escompté, l'effet est de façon générale moins prononcé chez les personnes qui ont déjà eu recours au régime.



## 4. *Interprétation et conséquences sur les mesures à prendre*

*Le régime d'assurance-chômage n'a pas été conçu pour les personnes qui ne veulent pas travailler ou qui ont perdu leur emploi par leur propre faute; l'objectif du régime est plutôt de venir en aide aux personnes qui perdent leur emploi contre leur gré.*

Le régime d'assurance-chômage n'a pas été conçu pour les personnes qui ne veulent pas travailler ou qui ont perdu leur emploi par leur propre faute<sup>11</sup>; l'objectif du régime est plutôt de venir en aide aux personnes qui perdent leur emploi contre leur gré<sup>12</sup>. Dans l'optique de l'orientation du régime, il convient de se demander comment on peut atteindre cet objectif au plus bas coût possible.

Comme nous l'avons dit dans la section sur la théorie, il est difficile de définir le chômage involontaire. Un professionnel très qualifié peut toujours réussir à trouver un emploi de chauffeur de taxi. Cependant, s'il est licencié, on considère qu'il n'est pas du tout raisonnable, et certainement pas souhaitable sur le plan social, d'insister pour qu'il court-circuite le processus de recherche d'emploi et accepte un travail pour lequel il est de toute évidence surqualifié. À l'inverse, si les perspectives d'emploi d'une personne sont très mauvaises dans son domaine de spécialisation, on peut raisonnablement s'attendre à ce qu'elle s'adapte à la situation et accepte un emploi moins bien rémunéré. Dans ce cas, la Loi sur l'assurance-chômage reconnaît que le régime vise entre autres à faciliter la transition vers un nouvel emploi, lorsque la demande de main-d'oeuvre diminue de façon définitive dans le métier ou la profession d'un travailleur.

On ne pourra jamais faire une distinction tranchée entre les cas qui se situent entre ces extrêmes. L'orientation du régime d'assurance-chômage doit plutôt être fondée sur des choix pragmatiques qui visent à assurer un juste équilibre entre les coûts et les avantages accordés aux divers groupes de prestataires, reconnaissant ainsi que le régime lui-même influe sur le comportement des gens. En outre, l'orientation du régime doit tenir compte du fait que les changements n'auront pas les mêmes effets sur tous les groupes. Comme l'a souligné Mancur Olson (1971), si une modification est défavorable à un petit groupe clairement défini, on peut vraisemblablement s'attendre à ce qu'elle soit contestée sur la scène politique, même si l'ensemble de la société en tire des avantages importants. Par conséquent, l'enjeu consiste à proposer des changements d'orientation qui amélioreront le fonctionnement du régime et ne seront pas rejetés en raison de pressions de groupes d'intérêt commun. Dans notre analyse, nous sommes arrivés à distinguer le comportement de différents groupes de prestataires et, par conséquent, à évaluer l'effet des changements sur ces groupes.

D'abord, nous allons résumer les résultats de l'étude et indiquer dans quelle mesure l'assurance-chômage incite les gens à travailler. Nous nous pencherons ensuite sur les conséquences de la présente étude dans l'optique des changements d'orientation.

### **Augmentation de la proportion des périodes d'assurance-chômage attribuables aux réitérants**

Parmi les principales conclusions de l'étude, mentionnons que la proportion de réitérants est en progression constante depuis 1971. Cette conclusion repose sur l'analyse de l'évolution de la propension à avoir recours à l'assurance-chômage

11. Voir McFarlane, Pun et Loparco (1993), p. 2.

12. Ibid., p. 3.

dans le groupe de personnes qui ont reçu des prestations au moins onze fois pendant la période de 21 ans allant de 1971 à 1992. Ce groupe représente une part de plus en plus importante des prestataires au fil des ans. La baisse de la proportion des périodes d'assurance-chômage attribuables à ces personnes durant une récession vient confirmer qu'il est raisonnable de les considérer comme des réitérants. Cela laisse supposer que ces travailleurs sont moins solidement ancrés dans le marché du travail. En période de récession, au lieu de trouver un emploi qui leur permette d'entrer dans un nouveau cycle travail/assurance-chômage, ils se retirent simplement de la population active.

Mentionnons que, pour être admissibles à l'assurance-chômage, les travailleurs doivent accumuler un nombre suffisant de semaines de travail. Comme l'indique la figure 4, l'assurance-chômage incite les gens à entrer sur le marché du travail pour avoir droit à des prestations. Par conséquent, il convient de souligner qu'une tendance à la hausse du recours à l'assurance-chômage n'est pas associée à une tendance à la baisse de l'activité; en fait, elle pourrait plutôt être associée à une tendance à la hausse à cet égard. Dans ce cas, l'assurance-chômage inciterait les gens à travailler<sup>13</sup>.

Le régime d'assurance-chômage est une incitation à l'inactivité dans le cas des gens qui travailleraient à temps plein s'il n'y avait pas un tel régime. Quant aux gens dont le revenu est plus faible, l'assurance-chômage les encourage à réduire leur disponibilité et à ne travailler qu'une partie de l'année. Cela ne signifie pas qu'ils soient ancrés moins solidement dans le marché du travail, puisqu'ils ne se retirent pas de la population active; ils travaillent tout simplement moins au cours de l'année. Dans le cas des secteurs d'activité saisonniers, l'assurance-chômage réduit en effet le coût de la main-d'oeuvre en procurant un revenu aux travailleurs pendant la saison morte. Elle favorise ainsi la croissance des secteurs d'activité cycliques.

Dans cette étude, nous ne faisons pas de distinction entre les personnes qui réduisent leur disponibilité pour recourir au régime et celles qui accroissent leur disponibilité pour commencer à toucher des prestations d'assurance-chômage. Si le premier groupe est suffisamment important, l'assurance-chômage peut avoir un effet positif sur la croissance et le revenu global. Bien sûr, s'il s'agit d'un petit groupe et que la majeure partie des réitérants sont des personnes qui ont réduit leur disponibilité, l'assurance-chômage a pour effet d'abaisser la production globale. À notre connaissance, aucune étude ne traite de cette question.

### **Effet permanent du premier recours à l'assurance-chômage sur la probabilité d'un recours ultérieur**

La deuxième conclusion d'importance repose sur l'analyse micro-économique du choix effectué par le travailleur et sur l'estimation de l'effet du premier recours au régime pendant la récession de 1981-1983. Nous avons conclu que le fait de recourir à l'assurance-chômage pour la première fois accroît la probabilité de toucher des prestations ultérieurement. Cet effet peut expliquer pourquoi la proportion des périodes d'assurance-chômage représentée par les réitérants augmente constamment. Lorsqu'un travailleur a recours une première fois à

---

13. Certains des résultats signalés par Card et Riddell (1993) reflètent cette opinion.

*Si l'on rend le programme plus généreux, on peut s'attendre à ce que davantage de gens en bénéficient.*

l'assurance-chômage pour quelque raison que ce soit, il se familiarise avec les rouages du régime et modifie son comportement en conséquence. Dans le cas des travailleurs très qualifiés, ce premier recours ne modifie pas sensiblement le comportement puisqu'il n'est pas rentable pour eux de travailler seulement une partie de l'année, sauf peut-être pendant une brève période d'adaptation. Par contraste, les travailleurs moins qualifiés peuvent, à long terme, trouver intéressant de ne travailler qu'une partie de l'année. Pour ces travailleurs, le fait d'avoir recours une première fois à l'assurance-chômage peut donc influencer de manière sensible sur la probabilité de recevoir des prestations ultérieurement.

À l'appui de l'hypothèse selon laquelle l'effet du premier recours constitue un effet d'apprentissage, nous avons constaté que l'effet estimé est en général moins prononcé chez les gens plus susceptibles de connaître les rouages de l'assurance-chômage, par exemple les jeunes et les personnes qui vivent dans des régions où le taux de chômage est élevé. Nous avons également constaté que les retards d'adaptation sur plusieurs périodes jouent un rôle important dans l'optique de la dynamique du recours à l'assurance-chômage.

### **Conséquences de l'effet d'apprentissage et du décalage de l'adaptation sur les mesures à prendre**

L'effet d'apprentissage et le décalage de l'adaptation décrits dans cette étude ont d'importantes répercussions sur les mesures à prendre. Premièrement, mentionnons l'effet d'«hystérésis» : il ne suffit pas de faire volte-face pour que la conjoncture économique revienne à ce qu'elle était auparavant. Lorsqu'un nouveau programme est mis en oeuvre, les gens adaptent leur comportement et font des investissements en conséquence. L'incidence des politiques de l'État sur les choix de carrière en est un bon exemple. Les gens seront plus nombreux à investir dans la pêche s'ils savent qu'ils pourront toucher des prestations d'assurance-chômage durant la saison morte. Une fois qu'ils ont pris cette décision et se sont installés avec leur famille dans un endroit leur permettant d'exercer cette profession, ils devront déboursier de fortes sommes pour faire marche arrière.

Deuxièmement, la vitesse de réaction comportementale aux changements apportés à l'orientation sera vraisemblablement très asymétrique, selon que l'on accroît ou réduit l'envergure du programme ou du régime. Si l'on rend le programme plus généreux, on peut s'attendre à ce que davantage de gens en bénéficient. Comme pour n'importe quelle autre possibilité de «profit», les gens mettent du temps à se familiariser avec la nouvelle orientation du programme et à s'adapter aux paramètres. Avant de tirer parti du programme, ils n'en connaissaient pas les avantages et, par conséquent, ils y avaient moins recours qu'ils n'auraient pu. Cela va dans le sens de la conclusion décrite précédemment, c'est-à-dire que le fait de toucher des prestations une première fois accroît la probabilité du recours ultérieur. Il convient de souligner que les effets que nous avons constatés tendent à réduire l'importance de l'effet d'apprentissage, car seulement une partie des prestataires choisissent de devenir des réitérants. Comme nous l'avons montré, la proportion des travailleurs qui considèrent le régime comme un programme de soutien du revenu s'est accrue avec le temps. Cette constatation met en lumière un fait important : ce n'est qu'après plusieurs années que l'on pourra mesurer l'ensemble des implications financières d'un programme plus généreux.

Toutefois, si l'on essaie de faire marche arrière, l'effet d'apprentissage se fait sentir immédiatement; en effet, les personnes qui ont recours au régime sont tout de suite informées des compressions. De plus, l'adoption d'une telle mesure donne lieu à la formation d'un groupe d'intérêt clairement défini pour s'opposer aux compressions. On peut s'attendre à ce que cette réaction négative soit amplifiée par les investissements que les travailleurs ont effectués avant les compressions pour s'adapter au régime. S'ils n'avaient pas prévu de telles compressions, on sera alors aux prises avec un surinvestissement dans les professions qui misaient sur l'assurance-chômage.

Ces deux effets sur le comportement des travailleurs ont eux-mêmes des conséquences sur les mesures pouvant être prises.

### **Mesures possibles**

Comme le dit l'étude intitulée *Le nouveau mode d'emploi : énoncé de politique — Une stratégie de mise en valeur de la main-d'oeuvre canadienne*, le régime d'assurance-chômage englobe un certain nombre de programmes destinés à réaliser certains objectifs, par exemple dans le domaine de la reconversion des travailleurs, des congés de maternité, etc. Notre étude est davantage axée sur les trois plus importants paramètres du régime, soit la période d'admissibilité, le nombre de semaines d'assurance et le taux de remplacement. Comme, à l'heure actuelle, on se préoccupe tout particulièrement de la réduction des coûts, nous avons analysé trois mesures en ce sens, ainsi que leurs répercussions sur les groupes cibles que nous avons déterminés. Il s'agit des mesures suivantes :

- 1) accroître le nombre de semaines d'emploi assurable requis pour avoir droit aux prestations;
- 2) diminuer le nombre de semaines de prestations;
- 3) réduire le taux de remplacement (c.-à-d. la fraction du revenu qui est remplacée par les prestations).

Pour proposer ces trois mesures, nous devons réunir trois types de renseignements. Nous nous sommes servi des données sur les effets décalés, qui sont tirées de la présente étude, pour comprendre la dynamique du changement apporté au régime dans le temps. Les totalisations sur le recours à l'assurance-chômage nous renseignent sur l'incidence d'une mesure donnée sur différentes catégories de prestataires. Enfin, nous avons puisé dans les études sur l'incitation au travail pour décrire les répercussions des mesures au plan qualitatif. Toutefois, on ne saurait trop insister sur le fait qu'il faut faire preuve de beaucoup de scepticisme à l'endroit des estimations quantitatives. Des données très convaincantes confirment l'existence de liens dynamiques entre les périodes. Cela suppose notamment que les estimations tirées des analyses transversales de l'offre et de la demande sont biaisées, bien que, à moins de poursuivre les travaux, nous ne puissions déterminer l'ampleur de ce biais.

### **Répercussions des changements au régime sur les personnes qui y ont rarement recours**

Parmi les personnes qui ont eu recours au régime durant la période de référence, la plupart ont touché des prestations à deux ou trois reprises tout au plus. Ces travailleurs sont plus susceptibles d'avoir besoin de l'assurance-chômage durant

*À l'instar de la mesure précédente, la réduction du taux de remplacement se traduirait par une baisse des coûts de fonctionnement du régime et une augmentation du coût du chômage pour le travailleur.*

les récessions. Or, le régime a précisément été créé à l'intention de tels travailleurs, pour leur assurer un revenu pendant une perte d'emploi temporaire. Si l'on se reporte à la figure 4, il s'agit de prestataires qui décident de travailler à temps plein. Par conséquent, on s'attendrait à ce que, pendant la période de prestations, ces personnes cherchent activement du travail. Les répercussions de chaque mesure sur cette catégorie de travailleurs sont résumées ci-après.

#### **Prolonger la période d'admissibilité**

Comme ces prestataires ont fait appel au régime deux ou trois fois tout au plus sur plus de vingt ans, la prolongation de la période d'admissibilité, par exemple si la période actuelle (12 à 20 semaines) est ramenée à ce qu'elle était en 1970, aurait peu d'effet sur l'accès qu'elles ont à l'assurance-chômage ou sur leur disponibilité pour travailler. Cela s'explique par le fait qu'en général plusieurs années s'écoulent entre chaque période de prestations. Étant donné que ces personnes pourraient vraisemblablement continuer à toucher des prestations au terme de cette modification, le régime devrait conserver sa vocation de programme d'assurance. Comme la plupart de ces personnes ont actuellement un emploi, la modification ne se répercuterait pas directement sur leur existence; par conséquent, elles ne seraient pas tentées de réagir. Si la mesure entraîne une diminution du montant des cotisations, ces travailleurs pourraient même y être quelque peu favorables.

#### **Diminuer le nombre de semaines de prestations**

En général, la probabilité qu'une personne se trouve un emploi augmente quand la période de prestations tire à sa fin<sup>14</sup>. Par conséquent, en écourtant la période de prestations, on incitera vraisemblablement les personnes qui adoptent un tel comportement à accélérer la recherche d'emploi. Même si l'effet immédiat de cette modification était purement mécanique (c'est-à-dire une diminution des fonds affectés à l'assurance-chômage), aucune étude n'a encore été faite sur l'efficacité d'une telle mesure. La réduction du nombre de semaines de prestations doit être évaluée à la lumière du coût de la recherche et de la diminution de la qualité du jumelage emploi-travailleur. Pour cela, on peut examiner le revenu de la personne pour voir dans quelle mesure la période de prestations influe sur la rémunération que procure le nouvel emploi.

Ici encore, comme la plupart des personnes de cette catégorie ont actuellement un emploi, il est peu probable que la mesure soit contestée sur la scène politique. Selon le montant de la réduction des cotisations qui en découle, elles pourraient même l'accueillir favorablement.

#### **Réduire le taux de remplacement**

À l'instar de la mesure précédente, la réduction du taux de remplacement se traduirait par une baisse des coûts de fonctionnement du régime et une augmentation du coût du chômage pour le travailleur. Pour ce qui est des répercussions sur le comportement, la mesure précédente aurait des conséquences sur le retour au marché du travail vers la fin de la période de prestations, alors qu'une modification du taux de remplacement influencerait sur le retour au marché du travail durant toute la période de prestations. C'est vraisemblablement dans cette catégorie de

14. Voir Meyer (1990).

prestataires occasionnels que l'augmentation de la proportion de personnes qui retournent sur le marché de l'emploi serait la plus forte.

Une fois de plus, comme aucune étude n'a été réalisée sur la question, on ne peut se prononcer sur le taux de remplacement optimal. Toute augmentation de la proportion de prestataires qui retournent sur le marché du travail se traduira vraisemblablement par une diminution de la qualité du jumelage emploi-travailleur. Nous ne pouvons déterminer quel serait le compromis optimal entre cette baisse de qualité du jumelage et les économies réalisées au chapitre des cotisations. De même, comme ils sont plus susceptibles de toucher des prestations d'assurance-chômage durant une récession, les travailleurs de cette catégorie pourraient souffrir de la diminution du taux de remplacement; en effet, au terme d'une telle mesure, les sommes provenant des cotisations des travailleurs qui sont redistribuées aux chômeurs en période de difficultés économiques seraient réduites.

Étant donné que le régime d'assurance-chômage vise entre autres à protéger cette catégorie de travailleurs, on pourrait soutenir que, durant une récession, cette mesure aggraverait les difficultés des personnes et des familles les plus vulnérables. À cet égard, l'État pourrait établir le taux de remplacement en fonction de l'assistance sociale que requièrent les personnes en chômage temporaire, tout en modifiant la période d'admissibilité et la période de prestations pour réduire les coûts inhérents au régime. Toutefois, cela n'implique certainement pas que le taux de remplacement atteigne 100 p. 100. Durant une récession, les salaires réels sont en baisse; par conséquent, la perte de revenu doit être répartie entre tous les travailleurs. En période de récession, un taux de remplacement très élevé favoriserait une augmentation des mises à pied, ce qui entraînerait une baisse de la production et aggraverait la récession.

### **Répercussions des changements au régime sur les personnes qui y ont fréquemment recours**

Les personnes qui ont fréquemment recours à l'assurance-chômage (plus de onze périodes de prestations pendant les 21 ans visés par l'étude) représentent une assez faible proportion des prestataires; cependant, quelle que soit la période de référence, leur proportion est démesurée par rapport à l'ensemble des prestataires. De façon générale, ces personnes ont relativement moins recours au régime pendant une récession, bien que la tendance des 20 dernières années soit à la hausse. De plus, on constate un effet de traitement positif (le premier recours entraîne un accroissement du recours ultérieur) ainsi que des décalages d'adaptation (le recours à l'assurance-chômage au cours des quatre périodes précédentes accroît la probabilité que la personne touche de nouveau des prestations pendant l'année). Ces constatations laissent supposer que, grâce à l'assurance-chômage, ces personnes peuvent travailler seulement une partie de l'année (régions A et B de la figure 4). Le régime d'assurance-chômage est alors un programme de transfert : les cotisations des travailleurs à temps plein sont redistribuées aux personnes qui décident de ne travailler qu'une partie de l'année.

Selon les modèles standard de chômage, les gens qui ne travaillent pas pendant de nombreuses périodes ne sont pas ancrés solidement dans la population active; cette affirmation peut cependant être trompeuse. Pour être admissibles à l'assurance-chômage, les travailleurs doivent trouver un emploi. Ainsi, les

*Ces constatations laissent supposer que, grâce à l'assurance-chômage, ces personnes peuvent travailler seulement une partie de l'année...*

personnes qui ont fréquemment recours au régime sont celles qui font alterner les périodes de travail et les périodes de prestations. Ces travailleurs sont également en mesure de trouver régulièrement un emploi, précisément le genre d'emploi qui leur permet de faire alterner les périodes de travail et les périodes de prestations. Les répercussions de chaque mesure sont présentées ci-après.

### **Prolonger la période d'admissibilité**

Cette mesure se distingue par le fait que ses effets sont très différents, selon que la personne a fréquemment ou rarement recours au régime. Il convient cependant de reconnaître que la prolongation de la période d'admissibilité ne vient pas simplement annuler la décision prise en 1971, qui s'est traduite par une réduction de la période d'admissibilité. Les effets de cette décision ont mis plusieurs années à se faire pleinement sentir. Les travailleurs n'étaient pas tous au courant des avantages qui leur étaient offerts. Cependant, comme nous l'avons indiqué précédemment, le premier recours au régime et le recours suivant entraînent une augmentation du recours ultérieur. Ainsi, lorsque les personnes se familiarisent avec le régime et modifient leur comportement en conséquence, nous constatons qu'une proportion de plus en plus grande de prestataires deviennent des réitérants.

Une fois devenus des réitérants, les travailleurs investissent dans un mode de vie et entretiennent des relations qui leur permettent de recourir plus facilement, de façon plus systématique, à l'assurance-chômage. En outre, dans les régions caractérisées par un chômage élevé, le régime ouvre la voie à un cycle annuel d'alternance entre le travail et les prestations d'assurance-chômage, de sorte qu'il subventionne directement les secteurs d'activité saisonniers en abaissant les coûts de main-d'oeuvre. Étant donné que les secteurs d'activité saisonniers (en particulier les pêches et le secteur forestier) font habituellement face à une vive concurrence étrangère, le versement d'une subvention aux travailleurs sous forme de prestations d'assurance-chômage ne peut accroître leur bien-être à long terme pour deux raisons : d'une part, la diminution des coûts de main-d'oeuvre favorise l'arrivée de nouvelles entreprises; d'autre part, le marché du travail finit par revenir à un équilibre, en cela que les travailleurs n'ont pas de préférence entre un emploi à temps plein et un emploi saisonnier.

Si, pour échapper au travail saisonnier, il faut aller vivre ailleurs, les gens des régions où la proportion des emplois saisonniers est élevée seront moins nombreux à partir parce qu'ils pourront recourir à l'assurance-chômage. Toutefois, à long terme, les travailleurs de ces régions ne sont pas dans une meilleure situation. Comme, à chaque période, ils se demandent s'ils doivent partir, leur bien-être dépend toujours du bien-être des Canadiens des autres régions. En définitive, l'assurance-chômage contribue à accroître la taille des secteurs saisonniers jusqu'à ce que les travailleurs n'aient plus de préférence entre l'emploi saisonnier et l'emploi à temps plein.

Cependant, dans les régions affichant une forte proportion d'emplois saisonniers, une telle orientation n'est pas propice à l'essor des secteurs d'activité qui ont besoin de travailleurs pendant toute l'année. Par conséquent, les investissements *fixes* dans les secteurs saisonniers sont importants. Cela implique que la prolongation de la période d'admissibilité augmenterait le coût de la main-d'oeuvre dans ces secteurs, ce qui se traduirait par une perte de capital pour les travailleurs comme pour les entreprises.

Par ailleurs, la prolongation de la période d'admissibilité touche un éventail clairement défini de personnes et de secteurs d'activité. Dans l'optique de l'effet d'apprentissage, ces gens ont recours régulièrement au régime et, par conséquent, réagissent immédiatement à une modification des paramètres. Les personnes qui ont fréquemment recours à l'assurance-chômage forment donc un groupe d'intérêt commun clairement défini qui est susceptible de s'opposer farouchement aux modifications sur la scène politique. Comme l'a souligné Olson (1971), l'ampleur de la contestation est généralement révélatrice, non pas des coûts et des gains sociaux, mais plutôt de la cohésion du groupe d'intérêt. Dans le cas de l'assurance-chômage, on peut s'attendre à ce que les appuis recueillis pour la réduction des cotisations, qui découlerait de la prolongation de la période d'admissibilité, ne fassent pas le poids contre l'opposition que susciterait une telle mesure. Selon Olson, l'écart entre les deux réactions serait vraisemblablement hors de proportion avec les gains sociaux potentiels.

Il faut insister sur le fait que, en raison de la prolongation de la période d'admissibilité, les personnes qui ont fréquemment recours au régime subiraient une perte de capital et ne pourraient jamais regagner le terrain perdu. En réalité, compte tenu des forces qui assurent l'équilibre sur le marché du travail, la situation de ces personnes peut être pire qu'elle ne l'aurait été si l'État n'avait pas modifié la période d'admissibilité en 1971. Bien que l'on ne puisse revenir en arrière, il faut comprendre que lorsque l'État modifie un programme aussi important que le régime d'assurance-chômage, l'existence des gens en est irrémédiablement changée.

### **Réduire la période de prestations**

Une réduction de la période de prestations aurait un effet ambigu sur les choix effectués par les personnes qui ont fréquemment recours au régime. Il se peut notamment que certaines personnes qui font alterner le travail et le chômage ne puissent pas tirer parti au maximum de la période de prestations<sup>15</sup>. Dans les secteurs saisonniers, le recours optimal à l'assurance-chômage est fondé sur le nombre de semaines de travail pendant l'année. Si les prestations sont utilisées pour «faire le pont» avec le début de la prochaine période de travail, la réduction de la période de prestations n'aura alors aucun effet sur le comportement. En fait, d'après nos estimations, ces travailleurs réagiraient très peu à une telle mesure. Cela laisse supposer que, du moins pour ce qui est des paramètres actuels du régime, il est peu probable que la modification du nombre de semaines de prestations influe sensiblement sur ces personnes, notamment parce que le nombre de semaines d'admissibilité ajouté au nombre de semaines de prestations représente habituellement au moins un an. Une telle mesure toucherait surtout les personnes qui font alterner le travail et le chômage durant une période excédant un an. Les remarques sur la contestation politique que nous avons présentées dans la section précédente pourraient s'appliquer à cette catégorie de travailleurs.

### **Réduire le taux de remplacement**

Une réduction du taux de remplacement aurait un effet négatif immédiat sur les travailleurs qui ont fréquemment recours au régime. Elle ferait baisser leur revenu annuel et en pousserait certains à quitter le cycle travail/chômage.

15. Voir Green et Sargent (1994).

Toutefois, comme le régime actuel est en vigueur depuis plus de vingt ans, ces travailleurs ont investi massivement dans un certain mode de vie. Par conséquent, une diminution permanente du taux de remplacement entraînera une perte de capital définitive. Ici encore, comme l'a souligné Olson (1971), le groupe d'intérêt clairement défini qui subit une perte en capital s'opposera activement à la mesure. Contrairement à la diminution du nombre de semaines de prestations, la réduction du taux de remplacement toucherait de la même façon tous les travailleurs qui ont régulièrement recours au régime. La conséquence d'une telle mesure serait donc sans équivoque : elle réduirait le bien-être de tous les travailleurs qui ont fréquemment recours à l'assurance-chômage.



## 5. Conclusion

La majorité des travailleurs qui ont touché des prestations d'assurance-chômage de 1972 à 1992 ont eu recours au régime de une à trois fois, tout au plus. Si le régime vise à fournir un soutien aux travailleurs qui ont besoin d'aide à l'occasion, de même qu'à dissuader les autres de faire alterner le travail et le chômage, alors il vaudrait mieux prolonger la période d'admissibilité. Comme la réduction du taux de remplacement touche tous les prestataires de la même façon, qu'ils aient recours au régime fréquemment ou rarement, on peut s'attendre à ce que d'importantes modifications à ce chapitre se heurtent à une vive opposition. Comme la durée de la période de prestations revêt plus d'importance aux yeux du prestataire occasionnel que de la personne qui a fréquemment recours au régime, une réduction de cette période aurait un effet disproportionné sur les prestataires occasionnels. Ainsi, nous sommes arrivés à la conclusion que, si l'État veut protéger les travailleurs qui doivent recourir au régime à l'occasion, advenant une perte d'emploi, il est préférable de modifier la période d'admissibilité.

*... si l'État veut protéger les travailleurs qui doivent recourir au régime à l'occasion, advenant une perte d'emploi, il est préférable de modifier la période d'admissibilité.*



## Annexe A : Effet de l'assurance-chômage sur le chômage

Pour comprendre comment le régime d'assurance-chômage peut lui-même engendrer du chômage, supposons que les coûts de recherche soient négligeables, c'est-à-dire que les personnes peuvent trouver immédiatement un travail leur procurant un salaire. Pour un maximum de simplicité, supposons que dès qu'un travailleur a  $x$  semaines de revenus assurés, il sera admissible à  $y$  semaines de prestations égales à une fraction  $\alpha$  du salaire qu'il recevait. Une personne ayant les caractéristiques  $(\theta, u)$  envisage donc l'une des trois options suivantes :

- 1) travailler à plein temps à un salaire de  $w = \theta + \eta$ ;
- 2) sortir de la population active pour recevoir une prestation  $u$ ;
- 3) travailler le nombre de semaines nécessaires pour demander des prestations d'assurance-chômage, et percevoir les prestations jusqu'à ce qu'elles soient épuisées, avant de recommencer à travailler<sup>16</sup>. Si l'on désigne par  $\delta = x/(x + y)$  la fraction du temps pendant laquelle le travailleur doit avoir un emploi pour accumuler  $y$  semaines de prestations, le rendement de  $i$  est donné par  $u_i = \delta \cdot w + (1 - \delta)(u + \alpha \cdot w) = (\delta + (1 - \delta)\alpha)w + (1 - \delta)u$ . On appelle ces travailleurs des personnes qui occupent un emploi une partie de l'année.

Il y a quatre ensembles distincts de caractéristiques à examiner, présentées à la figure 4. Premièrement, il y a les travailleurs qui aiment mieux travailler à plein temps que travailler une partie de l'année ou rester en dehors du marché du travail. Ils se trouvent dans la région du bas de la figure 4. Les travailleurs qui n'ont pas de préférence entre un emploi à plein temps et un emploi une partie de l'année ont des caractéristiques telles que  $w = u$ , de sorte que :

$$(1 - \alpha)(\theta + \eta) = u$$

Ce groupe se trouve sous la ligne qui divise l'espace des caractéristiques entre l'ensemble des travailleurs qui, en l'absence d'assurance-chômage, choisiraient de travailler et ceux qui choisiraient de demeurer à l'extérieur du marché du travail. La région B, donc, contient les personnes qui travailleraient à plein temps en l'absence d'assurance-chômage, mais qui trouvent actuellement avantageux de travailler seulement une partie de l'année et de percevoir des prestations d'assurance-chômage le reste du temps.

La ligne qui sépare les personnes qui choisissent de demeurer en dehors du marché du travail et celles qui travaillent une partie de l'année satisfait à la condition  $u = u_i$ , ce qui donne l'équation :

$$u = (1 + \alpha(1 - \delta)/\delta)(\theta + \eta)$$

<sup>16</sup> Compte tenu de la linéarité du système, il n'est pas difficile de montrer que si des agents choisissent de recourir à l'assurance-chômage de façon cyclique, ils travailleront seulement pendant le nombre minimal de périodes nécessaires pour être admissibles. Un comportement exactement identique est optimal avec le régime plus complexe qui existe en pratique, bien que la demande fluctuante de main-d'oeuvre puisse amener ces agents à travailler pendant un plus grand nombre de périodes, pour être admissibles à un plus grand nombre de prestations.



## Annexe B : Tableaux

**Tableau B-1**  
Distribution des âges et des années d'entrée dans l'échantillon

Âge	Âge d'entrée		Année	Année d'entrée	
	Fréquence	Fréquence cumulative		Fréquence	Fréquence cumulative
15	0,105	0,105	1972	0,493	0,493
16	0,124	0,229	1973	0,061	0,553
17	0,110	0,339	1974	0,049	0,602
18	0,079	0,418	1975	0,038	0,640
19	0,049	0,466	1976	0,035	0,675
20	0,035	0,501	1977	0,034	0,709
21	0,029	0,531	1978	0,033	0,742
22	0,026	0,557	1979	0,034	0,776
23	0,025	0,582	1980	0,031	0,807
24	0,024	0,606	1981	0,030	0,837
25	0,023	0,629	1982	0,020	0,857
26	0,020	0,649	1983	0,022	0,879
27	0,019	0,668	1984	0,023	0,902
28	0,018	0,685	1985	0,023	0,925
29	0,017	0,702	1986	0,021	0,946
30-34	0,069	0,771	1987	0,021	0,967
35-39	0,057	0,828	1988	0,013	0,981
40-44	0,055	0,883	1989	0,010	0,991
45-49	0,049	0,932	1990	0,006	0,996
50-54	0,038	0,970	1991	0,004	1,000
55-59	0,025	0,995			
60-64	0,005	1,000			

*Note : D'après un échantillon de 618 911 hommes âgés de 15 à 65 ans. Une personne «entre» dans l'échantillon la première fois qu'elle reçoit un revenu assurable entre 1972 et 1991.*

**Tableau B-2**  
**Statistiques sommaires de l'échantillon**

	Moyenne	Probabilité de recours au régime
<b>Âge :</b>	34,759	—
Emploi durant l'année :	0,796	—
Recours au régime :	0,210	—
<b>Province :</b>		
Terre-Neuve	0,025	0,375
Île-du-Prince-Édouard	0,005	0,349
Nouvelle-Écosse	0,036	0,259
Nouveau-Brunswick	0,031	0,321
Québec	0,286	0,234
Ontario	0,350	0,179
Manitoba	0,037	0,185
Saskatchewan	0,029	0,196
Alberta	0,087	0,176
Colombie-Britannique	0,115	0,194
<b>Année :</b>		
1972	0,030	0,234
1973	0,033	0,205
1974	0,036	0,204
1975	0,038	0,238
1976	0,041	0,216
1977	0,043	0,221
1978	0,044	0,215
1979	0,046	0,180
1980	0,048	0,183
1981	0,049	0,198
1982	0,050	0,267
1983	0,051	0,230
1984	0,052	0,225
1985	0,053	0,204
1986	0,054	0,199
1987	0,055	0,183
1988	0,055	0,182
1989	0,055	0,190
1990	0,055	0,215
1991	0,055	0,222
1992	0,054	0,214

*Note : D'après un échantillon de 10 253 535 observations d'hommes âgés de 15 à 65 ans entre les années 1972 et 1992 qui ont gagné un revenu assurable au moins une fois depuis 1972.*

**Tableau B-3**  
**Autocorrélation des recours à l'assurance-chômage dans le temps**

Intervalle :	Corrélation :	Intervalle :	Corrélation :
Même année	1,000		
1 an	0,291	11 ans	0,108
2 ans	0,280	12 ans	0,100
3 ans	0,243	13 ans	0,090
4 ans	0,215	14 ans	0,082
5 ans	0,190	15 ans	0,070
6 ans	0,175	16 ans	0,063
7 ans	0,158	17 ans	0,051
8 ans	0,142	18 ans	0,044
9 ans	0,127	19 ans	0,032
10 ans	0,116	20 ans	0,026

*Note :* Ces corrélations sont calculées à partir d'un échantillon de 604 185 observations d'hommes nés en 1931, en 1941 ou en 1951.

**Tableau B-4**
**Estimations (données groupées) de l'effet d'apprentissage sur la probabilité future de recours à l'assurance-chômage**

	Probabilité de recours			Différence entre (1) et (2) (4)	Écart entre les différences (5)
	1981-1983 (1)	1984-1986 (2)	1987-1989 (3)		
<b>1. Hommes nés en 1931</b>					
1.a. N'avaient jamais eu recours au régime	0,355	0,373	0,345	0,019	0,123
1.b. Avaient déjà eu recours au régime	0,432	0,328	0,260	-0,104	
<b>2. Hommes nés en 1941</b>					
2.a. N'avaient jamais eu recours au régime	0,406	0,365	0,330	-0,041	0,042
2.b. Avaient déjà eu recours au régime	0,436	0,353	0,295	-0,083	
<b>3. Hommes nés en 1951</b>					
3.a. N'avaient jamais eu recours au régime	0,421	0,395	0,325	-0,026	0,056
3.b. Avaient déjà eu recours au régime	0,412	0,330	0,269	-0,082	
<b>Données corrigées pour la sélection</b>					
<b>1. Hommes nés en 1931</b>					
1.a. N'avaient jamais eu recours au régime	0,211951	0,256769	0,310924	0,045	0,083
1.b. Avaient déjà eu recours au régime	0,680655	0,642784	0,648925	-0,038	
<b>2. Hommes nés en 1941</b>					
2.a. N'avaient jamais eu recours au régime	0,250655	0,270742	0,337991	0,020	0,064
2.b. Avaient déjà eu recours au régime	0,675676	0,631397	0,635423	-0,044	
<b>3. Hommes nés en 1951</b>					
3.a. N'avaient jamais eu recours au régime	0,275236	0,296097	0,330417	0,021	0,071
3.b. Avaient déjà eu recours au régime	0,651059	0,600613	0,604236	-0,050	

**Tableau B-5**  
**Estimations de probits avec effets aléatoires de l'effet**  
**d'apprentissage par groupe démographique et par province, 1972-1992**

Province	Hommes nés avant 1946 (1)	Hommes nés entre 1946 et 1955 (2)	Hommes nés après 1955 (3)	Moyenne (4)
Terre-Neuve	0,407 (0,068)	-0,093 (0,069)	-0,280 (0,055)	0,011
Île-du-Prince-Édouard	0,460 (0,079)	-0,323 (0,065)	0,312 (0,066)	0,150
Nouvelle-Écosse	0,276 (0,071)	-0,196 (0,059)	-0,080 (0,054)	0,000
Nouveau-Brunswick	0,440 (0,072)	-0,314 (0,065)	0,435 (0,080)	0,187
Québec	0,389 (0,084)	-0,024 (0,077)	-0,190 (0,061)	0,058
Ontario	0,741 (0,074)	0,329 (0,089)	0,180 (0,077)	0,417
Manitoba	0,153 (0,079)	-0,060 (0,067)	-0,181 (0,057)	-0,029
Saskatchewan	0,443 (0,088)	-0,065 (0,080)	-0,125 (0,058)	0,084
Alberta	0,605 (0,078)	0,184 (0,086)	-0,136 (0,054)	0,218
Colombie-Britannique	0,899 (0,085)	0,003 (0,083)	-0,221 (0,061)	0,227
Moyenne	0,481	-0,055	-0,029	0,132

Note : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. Tous les modèles comprennent aussi un ensemble complet d'effets d'année, quatre valeurs décalées de la variable dépendante, l'âge et le carré de l'âge. On tient compte de l'hétérogénéité non observée en estimant une distribution discrète à sept points.

Le nombre d'observations ayant servi à l'estimation varie de 12 817 (hommes nés entre 1946 et 1955 à l'Île-du-Prince-Édouard) à 26 940 (hommes nés après 1955 en Nouvelle-Écosse). Le nombre moyen d'observations est de 18 697.

**Tableau B-6**  
**Somme des coefficients estimés des quatre décalages**  
**de la variable dépendante par groupe démographique et par province**

Province	Hommes nés avant 1946 (1)	Hommes nés entre 1946 et 1955 (2)	Hommes nés après 1955 (3)	Moyenne (4)
Terre-Neuve	1,195	1,448	1,391	1,345
Île-du-Prince-Édouard	1,286	1,318	1,055	1,220
Nouvelle-Écosse	1,084	1,192	1,305	1,194
Nouveau-Brunswick	1,323	1,496	1,033	1,284
Québec	1,024	1,245	1,229	1,166
Ontario	0,716	0,864	0,944	0,841
Manitoba	1,105	1,285	1,254	1,215
Saskatchewan	1,064	1,415	1,289	1,256
Alberta	1,109	1,010	1,273	1,131
Colombie-Britannique	1,000	1,493	1,133	1,209
Moyenne	1,091	1,277	1,191	1,186

**Tableau B-7**  
**Nombre d'observations utilisées dans l'estimation**

Province	Hommes nés avant 1946 (1)	Hommes nés entre 1946 et 1955 (2)	Hommes nés après 1955 (3)
Terre-Neuve	16260 (956)	15064 (702)	20308 (1695)
Île-du-Prince-Édouard	13265 (1382)	12817 (1074)	22984 (2115)
Nouvelle-Écosse	20268 (1382)	19944 (1074)	26940 (2115)
Nouveau-Brunswick	16823 (1167)	17909 (957)	22642 (1798)
Québec	17930 (1211)	16116 (901)	19210 (1493)
Ontario	22406 (1446)	20016 (1124)	23097 (1787)
Manitoba	18898 (1294)	19482 (1093)	23751 (1830)
Saskatchewan	14634 (1101)	14089 (804)	24853 (1954)
Alberta	15405 (1019)	15180 (865)	23426 (1850)
Colombie-Britannique	17266 (1133)	14877 (857)	18032 (1470)

*Note : Le nombre de personnes comprises dans chaque sous-échantillon est entre parenthèses.*

**Tableau B-8**  
**Estimations de probits avec effets aléatoires pour chacun**  
**des trois groupes démographiques, pour toutes les provinces, 1972-1992**

	Hommes nés avant 1946		Hommes nés entre 1946 et 1955		Hommes nés après 1955	
	Effet principal (1a)	Interact. avec apprentissage (1b)	Effet principal (2a)	Interact. avec apprentissage (2b)	Effet principal (3a)	Interact. avec apprentissage (3b)
Ordonnée à l'origine	-2,437	0,610	-2,290	0,328	0,701	0,701
		-0,116		-0,086		-0,183
Premier décalage	0,408	—	0,431	—	0,451	—
	-0,011		-0,009		-0,007	
Deuxième décalage	0,399	—	0,420	—	0,417	—
	-0,011		-0,010		-0,007	
Troisième décalage	0,218	—	0,251	—	0,232	—
	-0,011		-0,010		-0,008	
Quatrième décalage	0,127	—	0,153	—	0,135	—
	-0,012		-0,010		-0,008	
Âge	-0,154	—	-0,123	—	-0,317	—
	-0,020		-0,030		-0,015	
Carré de l'âge	0,010	—	0,079	—	-0,305	—
	-0,004		-0,009		-0,008	
Taux de subvention	0,040	0,008	0,138	-0,063	0,106	-0,053
	-0,021	-0,030	-0,014	-0,026	-0,009	-0,024
<b>Var. fictives des provinces :</b>						
Île-du-Prince-Édouard	-0,195	0,145	0,120	-0,124	-0,226	0,188
	-0,095	-0,058	-0,073	-0,051	-0,094	-0,053
Nouvelle-Écosse	-0,364	-0,069	-0,010	-0,246	-0,655	0,181
	-0,093	-0,060	-0,063	-0,046	-0,093	-0,059
Nouveau-Brunswick	-0,131	-0,016	0,125	-0,143	0,114	-0,065
	-0,092	-0,056	-0,065	-0,046	-0,084	-0,051
Québec	-0,547	-0,016	-0,102	-0,252	-0,275	-0,117
	-0,102	-0,066	-0,073	-0,052	-0,104	-0,063
Ontario	-0,679	-0,098	-0,311	-0,263	-7,008	5,452
	-0,109	-0,075	-0,071	-0,055	-0,054	-0,051
Manitoba	-0,908	0,091	-0,607	-0,018	-6,510	5,054
	-0,118	-0,082	-0,085	-0,063	-0,055	-0,056
Saskatchewan	-1,257	0,346	-5,084	3,661	-6,710	5,268
	-0,141	-0,103	-0,085	-0,080	-0,056	-0,053
Alberta	-1,437	0,365	-3,833	2,570	-7,049	5,538
	-0,149	-0,113	-0,014	-0,130	-0,062	-0,059
Colombie-Britannique	-1,248	0,375	-2,563	1,550	-7,080	5,568
	-0,144	-0,099	-0,221	-0,192	-0,057	-0,049

**Tableau B-8**  
(suite)

	(1a)	(1b)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)
<b>Var. fictives des années :</b>						
1973	-0,280	—	-0,141	—	-0,007	—
	-0,018		-0,015		-0,033	
1974	-0,485	0,043	-0,208	-0,054	0,024	-0,088
	-0,021	-0,041	-0,018	-0,041	-0,030	-0,179
1975	-0,388	-0,138	-0,162	-0,037	0,022	-0,115
	-0,021	-0,040	-0,020	-0,041	-0,029	-0,169
1976	-0,466	-0,062	-0,250	0,018	-0,013	-0,074
	-0,022	-0,042	-0,024	-0,042	-0,029	-0,170
1977	-0,426	-0,151	-0,240	-0,020	0,006	-0,149
	-0,023	-0,041	-0,026	-0,042	-0,029	-0,168
1978	-0,389	-0,222	-0,216	-0,053	-0,050	-0,228
	-0,024	-0,042	-0,029	-0,043	-0,029	-0,167
1979	-0,479	-0,175	-0,268	-0,043	-0,057	-0,320
	-0,030	-0,049	-0,032	-0,049	-0,029	-0,167
1980	-0,515	-0,056	-0,257	0,012	-0,086	-0,315
	-0,032	-0,050	-0,034	-0,050	-0,030	-0,168
1981	-0,408	-0,160	-0,187	0,007	-0,097	-0,187
	-0,033	-0,051	-0,036	-0,050	-0,030	-0,168
1982	0,075	-0,218	-0,062	0,182	-0,095	-0,042
	-0,029	-0,045	-0,036	-0,044	-0,030	-0,167
1983	-0,170	-0,230	-0,263	0,231	-0,235	0,018
	-0,030	-0,044	-0,042	-0,044	-0,031	-0,166
1984	-0,149	-0,239	-0,319	0,269	-0,274	0,006
	-0,032	-0,045	-0,046	-0,046	-0,032	-0,167
1985	-0,304	-0,113	-0,415	0,279	-0,317	-0,064
	-0,036	-0,048	-0,050	-0,049	-0,033	-0,167
1986	-0,336	-0,153	-0,285	0,184	-0,316	-0,031
	-0,039	-0,051	-0,049	-0,047	-0,033	-0,167
1987	-0,381	-0,133	-0,466	0,259	-0,369	-0,058
	-0,042	-0,052	-0,056	-0,051	-0,034	-0,167
1988	-0,35	-0,188	-0,479	0,251	-0,376	-0,069
	-0,044	-0,055	-0,058	-0,054	-0,035	-0,167
1989	-0,305	-0,114	-0,461	0,307	-0,424	0,034
	-0,046	-0,055	-0,059	-0,052	-0,036	-0,167
1990	-0,227	-0,124	-0,382	0,262	-0,410	0,050
	-0,048	-0,057	-0,061	-0,054	-0,037	-0,167
1991	-0,159	-0,134	-0,405	0,357	-0,420	0,112
	-0,049	-0,057	-0,063	-0,054	-0,038	-0,167
1992	-0,136	-0,202	-0,441	0,306	-0,483	0,157
	-0,052	-0,059	-0,067	-0,055	-0,039	-0,167

Note : Les modèles relatifs aux hommes nés entre 1946 et 1955 et après 1955 ne convergeaient pas entièrement. Les résultats doivent donc être interprétés avec prudence. Le taux de subvention est le taux de remplacement de l'assurance-chômage multiplié par le nombre maximal de semaines d'admissibilité, et divisé par le nombre minimal de semaines nécessaires pour avoir droit à des prestations. L'hétérogénéité non observée est modélisée sous forme d'une distribution discrète à 13 points.

## *Annexe C : Estimation par un modèle de probits avec effets aléatoires*



Afin d'examiner la dynamique du recours à l'assurance-chômage, examinons le modèle suivant de la probabilité qu'une personne  $i$  amorce une période d'assurance-chômage au cours de la période  $t$  :

$$\Pr(U_{it} = 1 | U_{it-1}, x_{it}, L_{it}) = F(\alpha_i + \delta_t + \gamma U_{it-1} + x'_{it} \beta + \theta_0 L_{it} + (x'_{it} \theta_1) L_{it}), \quad (1)$$

où  $i=1, \dots, N, t=1, \dots, T$ , et  $F(\cdot)$  est une fonction de distribution cumulative. Dans le présent document, nous supposons simplement que  $F(\cdot)$  est une fonction normale réduite. La fonction de distribution cumulative  $F(\cdot)$  est croissante en ses arguments, c'est-à-dire qu'une augmentation des arguments comme  $a_i$  ou  $x'_{it} \beta$  accroîtra la probabilité que la personne  $i$  amorce une période de prestations d'assurance-chômage au cours de la période  $t$ . Les arguments de la fonction  $F(\cdot)$  sont les suivants :

- $U_{it}$  variable fictive égale à 1 si la personne  $i$  amorce une période d'assurance-chômage au cours de l'année  $t$ ;
- $a_i$  effet aléatoire invariable dans le temps;
- $\delta_t$  effet global du temps;
- $x_{it}$  vecteur de covariables comprenant l'âge de la personne  $i$  et les paramètres du régime d'assurance-chômage dans la région de la personne  $i$  au temps  $t$ ;
- $L_{it}$  variable indiquant si oui ou non la personne  $i$  a «appris» à utiliser le régime d'assurance-chômage au temps  $t$ . Dans la version la plus simple du modèle d'apprentissage, cette variable prend la valeur 1 si  $i$  a reçu auparavant des prestations d'assurance-chômage, et 0 dans le cas contraire.

Dans ce qui suit, nous désignons  $L_{it}$  comme une variable d'apprentissage, bien que plus généralement, elle puisse être considérée simplement comme une variable indiquant si la personne a déjà eu recours à l'assurance-chômage dans le passé. Le paramètre  $\theta_0$  établit le lien entre la variable d'apprentissage et la probabilité de recevoir des prestations d'assurance-chômage, tandis que le vecteur de paramètres  $\theta_1$  indique si les variables du vecteur  $x_{it}$  (par exemple le taux de remplacement de l'assurance-chômage) ont un impact différent sur la probabilité de recours à l'assurance-chômage selon que les personnes connaissent le régime ou que celui-ci ne leur est pas familier. Autrement dit,  $\theta_1$  reflète les interactions possibles entre les effets d'apprentissage et des variables comme les paramètres du régime d'assurance-chômage.

Pour comprendre pourquoi les effets d'apprentissage peuvent être interprétés comme des effets d'hystérésis dans le recours à l'assurance-chômage, considérons le cas simple où  $\theta_1=0$ . D'après la définition de la variable d'apprentissage  $L_{it}$ , il est clair que le fait de recevoir des prestations d'assurance-chômage la première fois fait passer de 0 à 1 la valeur de  $L_{it}$  et accroît donc de façon permanente la probabilité de recours à l'assurance-chômage, pourvu que  $\theta_0$  soit positif. Cette propriété de base des effets d'apprentissage demeure valable quand  $\theta_1$  est différent de zéro, sauf que l'ampleur de l'effet d'hystérésis dépend alors de la valeur de variables comme les taux de remplacement et de subvention du régime d'assurance-chômage.

Il est difficile d'isoler l'importance des effets d'apprentissage parce que de nombreux autres facteurs peuvent expliquer pourquoi les antécédents de recours à l'assurance-chômage d'une personne donnée  $i$ ,  $(U_{i1}, \dots, U_{it-1})$  peuvent aider à prédire si  $i$  recevra des prestations d'assurance-chômage au cours de la période  $t$ . Notons, en effet, que si l'on exclut le terme d'apprentissage  $\theta_0 L_{it} + (x'_{it} a_1) L_{it}$ , l'équation (1) est un modèle statistique standard pour une variable binaire avec données de panels (voir Chamberlain, 1980, et Heckman, 1978, 1981). Dans de tels modèles, il y a deux raisons pour lesquelles les antécédents de recours à l'assurance-chômage de  $i$  peuvent aider à prédire si  $i$  recevra des prestations au cours de la période  $t$ . Premièrement, il se peut que certaines personnes soient plus susceptibles d'être en chômage et de recevoir des prestations d'assurance-chômage parce qu'elles sont peu qualifiées ou qu'elles attribuent une valeur marginale élevée aux loisirs. Ces facteurs sont représentés globalement par l'effet aléatoire  $\alpha_i$ . Puisque cet effet aléatoire est, par définition, invariable dans le temps pour une personne donnée  $i$ , il accroît la probabilité que  $i$  recevra des prestations d'assurance-chômage, quelle que soit la période. Par conséquent, les antécédents de recours seront fortement corrélés avec le recours actuel, car certaines personnes présentent toujours une forte probabilité de recours à l'assurance-chômage ( $\alpha_i$  élevé), tandis que c'est le contraire pour d'autres personnes ( $\alpha_i$  faible). Cela pourrait créer l'impression trompeuse que le recours antérieur à l'assurance-chômage est une *cause* du recours actuel. C'est ce qu'on appelle le problème de l'«hétérogénéité non observée» dans la littérature économétrique.

Une deuxième raison pour laquelle les antécédents de recours à l'assurance-chômage peuvent aider à prédire si  $i$  recevra des prestations d'assurance-chômage au cours de la période  $t$  réside dans la présence de la variable dépendante décalée  $U_{it-1}$  dans l'équation (1). Notons que dans notre estimation, nous examinons des modèles qui incluent d'autres décalages. Nous appelons décalage d'adaptation cette forme particulière d'effet lié à un état antérieur. Il est naturel de s'attendre à observer un décalage d'adaptation dans les données pour diverses raisons. Par exemple, le taux de perte d'emploi est plus élevé au cours de la première année où un emploi est occupé que les années subséquentes. Les travailleurs qui ont reçu des prestations d'assurance-chômage pendant l'année  $t-1$  n'occupent pas leur emploi depuis longtemps dans l'année  $t$ . Par conséquent, il est plus probable qu'une perte d'emploi et une période de prestations surviennent au cours de l'année  $t$  si  $U_{it-1}=1$  que si  $U_{it-1}=0$ . Autre possibilité : les travailleurs ne pouvant plus faire valoir un capital humain donné parce que des emplois ont été déplacés en permanence sont peut-être plus susceptibles d'être en chômage que s'ils pouvaient continuer d'exploiter la compétence concernée. Une période de prestations causée par un déplacement permanent d'emplois peut donc accroître la probabilité future de recours à l'assurance-chômage. La différence essentielle entre un décalage d'adaptation et l'apprentissage, c'est que le décalage d'adaptation n'influe que temporairement sur la probabilité de recours à l'assurance-chômage, tandis que l'apprentissage a un effet permanent sur cette probabilité.

Il est clair, par conséquent, que le seul fait que les antécédents de recours à l'assurance-chômage  $(U_{i1}, \dots, U_{it-1})$  peuvent aider à prédire si  $i$  recevra des prestations au cours de la période  $t$  ne prouve pas la présence d'effets d'apprentissage.

Le défi consiste, du point de vue économétrique, à isoler les effets d'apprentissage des effets de l'hétérogénéité non observée et des décalages d'adaptation. Nous examinons la stratégie économétrique de façon détaillée ci-dessous.

Signalons enfin que la variable  $L_{it}$  n'est qu'une mesure grossière de l'apprentissage. Quelqu'un peut également apprendre à utiliser le système grâce à des parents ou à des amis. Une hypothèse intéressante en découle : le rôle relatif des recours antérieurs dans l'apprentissage de l'utilisation du régime devrait être moins important dans les régions ou dans les industries qui sont de grandes bénéficiaires de l'assurance-chômage. Par conséquent, l'un des résultats à tester dans ce modèle d'apprentissage est l'hypothèse selon laquelle le coefficient devrait être moins élevé dans les régions ayant abondamment recours à l'assurance-chômage, par exemple les provinces de l'Atlantique, que dans les régions utilisant peu le régime, comme l'Ontario ou l'Alberta.

### Méthodes d'estimation

Si l'on suppose que  $F(\cdot)$  est une fonction normale réduite, la probabilité que la personne  $i$  amorce une période d'assurance-chômage au cours de la période  $t$  peut être ainsi reformulée :

$$\text{Prob}(U_{it} = 1 \mid U_{i,t-1}, L_{it}, x_{it}, \alpha_i) = \Phi(\alpha_i + \delta_t + z'_{it} \omega), \quad (2)$$

où :

$$z_{it} = \gamma U_{i,t-1} + x'_{it} \beta + \theta_0 L_{it} + (x'_{it} \theta_1) L_{it}. \quad (3)$$

La probabilité d'observer une suite  $(U_{i1}, \dots, U_{iT})$  de périodes d'assurance-chômage est donc égale à :

$$\prod_{t=1}^T \Phi(\alpha_i + \delta_t + z'_{it} \omega)^{(1-U_{it})} (1 - \Phi(\alpha_i + \delta_t + z'_{it} \omega))^{U_{it}} \quad (4)$$

Cette probabilité est la pierre d'assise de la fonction de vraisemblance que nous allons maximiser plus tard. Toutefois, il y a deux aspects importants à examiner avant de passer à l'estimation du modèle. Premièrement, la probabilité de l'équation (4) est une probabilité conditionnelle qui dépend d'une valeur particulière de l'effet aléatoire. Puisque l'effet aléatoire  $\alpha_i$  n'est pas observé, nous devons intégrer sur la distribution de  $\alpha_i$  pour obtenir une probabilité non conditionnelle d'observer la suite  $(U_{i1}, \dots, U_{iT})$  :

$$\int \prod_{t=1}^T \Phi(\alpha_i + \delta_t + z'_{it} \omega)^{(1-U_{it})} (1 - \Phi(\alpha_i + \delta_t + z'_{it} \omega))^{U_{it}} dG(\alpha_i) \quad (5)$$

où  $G(\cdot)$  est la fonction de distribution cumulative de l'effet aléatoire  $\alpha_i$ . Comme l'ont fait d'autres auteurs, par exemple Card et Sullivan (1988) et Heckman et Singer (1984), nous supposons que  $G(\cdot)$  est une distribution discrète à  $K$  points d'appui  $\alpha^1, \dots, \alpha^K$ . La probabilité de chaque point d'appui est donnée par  $P^k$ , pour  $k=1$  à  $K$ . Selon cette hypothèse, l'équation (5) peut être réécrite ainsi :

$$\sum_{k=1}^K P^k \prod_{t=1}^T \Phi(\alpha^k + \delta_t + z'_{it} \omega)^{(1-U_{it})} (1 - \Phi(\alpha^k + \delta_t + z'_{it} \omega))^{U_{it}} \quad (6)$$

Dans les quelques applications existantes de ce modèle à effets aléatoires, la valeur choisie de  $K$  est relativement peu élevée (3 ou 4), et aussi bien les  $K$  paramètres d'emplacement  $\alpha^k$  que les  $K-1$  paramètres de probabilité  $P^k$  sont estimés à titre de paramètres du modèle. Notons qu'il y a seulement  $K-1$  paramètres de probabilité à estimer, puisque la somme des  $K$  paramètres doit toujours être égale à 1. Compte

tenu des calculs exigés, nous adoptons une approche légèrement différente qui consiste à fixer une grille comprenant un plus grand nombre de valeurs pour les paramètres  $\alpha^k$  et à estimer les K-1 paramètres de probabilité.

Le deuxième aspect à examiner concerne la structure des dossiers administratifs qui ont servi à construire l'ensemble de données sur lequel nous fondons l'estimation. Puisque le fichier vectoriel contient des informations uniquement sur les travailleurs qui ont fait une demande d'assurance-chômage au moins une fois, nous n'avons pas de données démographiques sur les travailleurs qui n'ont jamais fait de demande. Vu que ces travailleurs ne sont pas inclus dans l'échantillon final, les biais possibles de sélection de l'échantillon attribuables au mode d'établissement de l'échantillon final doivent faire l'objet d'une correction. Autrement dit, nous devons tenir compte du fait que tous les membres de notre échantillon ont eu recours au moins une fois à l'assurance-chômage au cours de la période 1972-1992. La probabilité qu'une personne se soit prévalu au moins une fois de l'assurance-chômage est donnée par :

$$\mathbf{1} - \sum_{k=1}^K \mathbf{P}^k \prod_{t=1}^T \Phi(\alpha^k + \delta_t + \mathbf{z}'_{it}\omega) \quad (7)$$

La probabilité d'observer une suite  $(U_{i1}, \dots, U_{iT})$  de recours à l'assurance-chômage, à condition qu'au moins un recours ait été enregistré est donc égale à :

$$\frac{\sum_{k=1}^K \mathbf{P}^k \prod_{t=1}^T [\Phi(\alpha^k + \delta_t + \mathbf{z}'_{it}\omega)^{(1-U_{it})} (1-\Phi(\alpha^k + \delta_t + \mathbf{z}'_{it}\omega))^{U_{it}}]}{\mathbf{1} - \sum_{k=1}^K \mathbf{P}^k \prod_{t=1}^T \Phi(\alpha^k + \delta_t + \mathbf{z}'_{it}\omega)} \quad (8)$$

L'équation (8) est la contribution de la personne  $i$  à la fonction de vraisemblance du modèle. On obtient le logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle en prenant le logarithme du produit des contributions des personnes, qui peut s'écrire ainsi :

$$\sum_{i=1}^N \log \left[ \frac{\sum_{k=1}^K \mathbf{P}^k \prod_{t=1}^T \Phi(\alpha^k + \delta_t + \mathbf{z}'_{it}\omega)^{(1-U_{it})} (1-\Phi(\alpha^k + \delta_t + \mathbf{z}'_{it}\omega))^{U_{it}}}{\mathbf{1} - \sum_{k=1}^K \mathbf{P}^k \prod_{t=1}^T \Phi(\alpha^k + \delta_t + \mathbf{z}'_{it}\omega)} \right] \quad (9)$$

Ce logarithme de la fonction de vraisemblance est alors maximisé numériquement sur les valeurs du vecteur de paramètres  $\omega$  et de  $\mathbf{P}^1$  à  $\mathbf{P}^K$ , au moyen d'une version modifiée de l'algorithme de Gauss-Newton. La valeur estimée du vecteur de paramètres  $\omega$  est convergente et asymptotiquement normale dans l'hypothèse où la distribution discrète postulée pour l'effet aléatoire  $\alpha_i$  est la vraie fonction de distribution  $G(\cdot)$  de  $\alpha_i$ . Nous avons également observé, à l'aide de plusieurs expériences de Monte Carlo, que les valeurs estimées de  $\omega$  obtenues au moyen de notre modèle de probits à effets aléatoires avec une distribution discrète pour  $\alpha_i$  étaient en moyenne très voisines de la valeur vraie  $\omega$  même quand la vraie distribution de  $\alpha_i$  était continue (une fonction normale réduite). Ces résultats laissent croire qu'une fonction de distribution discrète pour  $\alpha_i$  s'approche suffisamment de la vraie distribution pour assurer que notre estimateur est «approximativement» convergent.

## Résultats

Compte tenu de la lourdeur des calculs nécessaires pour maximiser le logarithme de la fonction de vraisemblance (9), nous effectuons l'estimation uniquement pour un sous-ensemble prélevé au hasard de l'échantillon principal. Pour que les valeurs estimées soient suffisamment précises compte tenu de l'utilisation de plusieurs groupes de personnes dans chaque province, nous avons tiré au hasard des échantillons de un sur cinq pour Terre-Neuve, la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick et la Saskatchewan; un échantillon de un sur six pour le Manitoba; un échantillon de un sur huit pour l'Alberta; un échantillon de un sur 20 pour la Colombie-Britannique; un échantillon de un sur 50 pour le Québec et l'Ontario. Pour l'Île-du-Prince-Édouard, nous avons établi un échantillon complet.

Nous avons ensuite divisé l'échantillon de chaque province en trois sous-ensembles, selon l'année de la naissance. Le premier sous-échantillon est constitué d'hommes nés avant 1946, assez vieux pour avoir fait partie de la population active en 1972. Le deuxième sous-ensemble comprend des «baby-boomers», nés entre 1946 et 1955, et le troisième, des hommes nés après 1955, qui ne faisaient vraisemblablement pas partie de la population active en 1972. Par ailleurs, nous avons limité notre analyse aux hommes qui répondaient au critère d'«admissibilité», c'est-à-dire qui avaient touché un revenu assurable durant l'année en cours ou l'année précédente. Ce critère de sélection réduit le risque de biais attribuable aux personnes qui, pour diverses raisons, quittent définitivement la population active. Nous avons également fait des estimations au moyen de nos modèles en faisant abstraction de ce critère, et les valeurs obtenues étaient très similaires.

Premièrement, nous avons estimé un modèle distinct pour chacun des trois groupes de personnes de chaque province. Dans chacun des 30 modèles de probits avec effets aléatoires, nous avons inclus la variable d'apprentissage, les quatre premiers décalages de la variable dépendante ( $U_{it-1}$  à  $U_{it-4}$ ), un ensemble complet de variables fictives pour les années, ainsi que l'âge et le carré de l'âge. Nous avons décidé d'inclure quatre décalages de la variable dépendante après avoir observé que l'effet estimé, pour des décalages supérieurs, était rarement statistiquement différent de zéro. L'hétérogénéité non observée est prise en compte par l'estimation d'une distribution discrète à sept points pour  $a_i$ . Autrement dit, nous supposons qu'il y a sept types de travailleurs pour lesquels  $a$  prend respectivement les valeurs  $\alpha^1=-5$ ,  $\alpha^2=-4$ ,  $\alpha^3=-3$ ,  $\alpha^4=-2$ ,  $\alpha^5=-1$ ,  $\alpha^6=0$  et  $\alpha^7=1$  dans l'équation (9). Nous devons donc estimer les paramètres  $P^1$  à  $P^7$  en même temps que les autres paramètres du modèle. Nous n'incluons aucune interaction entre la variable d'apprentissage et d'autres variables dans ces modèles simples. Le paramètre  $q_1$  est donc implicitement posé égal à zéro.

Les estimations du paramètre d'apprentissage  $q_0$  sont présentées au tableau B-5 (Annexe B). Bien que l'effet estimé soit positif en moyenne, certaines tendances intéressantes semblent ressortir du tableau. La première est que les effets d'apprentissage sont en général élevés et positifs pour les hommes nés avant 1946, mais beaucoup plus faibles, et souvent négatifs, pour les travailleurs plus jeunes. En outre, les effets d'apprentissage sont plus grands en Ontario, en Alberta et en Colombie-Britannique, trois provinces où le régime d'assurance-chômage est moins largement sollicité que dans le reste du pays.

*Toutefois, il importe de souligner que la constance de la propension à recourir à l'assurance-chômage est en grande partie indépendante de l'effet d'apprentissage.*

Ces deux tendances témoignent du rôle de l'apprentissage social par opposition à l'apprentissage individuel décrit précédemment. Plus les gens sont nombreux à toucher des prestations d'assurance-chômage dans une région, moins le fait d'avoir déjà été prestataire influera sur la propension à recourir au régime. L'explication est simple : lorsque «tout le monde le fait», le travailleur n'apprend rien, la première fois qu'il touche des prestations, que sa famille ou ses amis ne lui avaient pas déjà appris. Les résultats figurant au tableau B-5 (Annexe B) confirment donc que les jeunes et les gens vivant dans des régions où le recours au régime d'assurance-chômage est plus répandu connaissent les rouages du régime avant d'avoir touché des prestations pour la première fois. Il est difficile de voir comment d'autres théories de dépendance liée au recours (par exemple les modèles de «prestataire invétéré» ou d'autres «cercles vicieux») pourraient expliquer les résultats du tableau. Par exemple, si les gens ont avec l'assurance-chômage le même rapport d'accoutumance que les fumeurs avec le tabac, on ne voit pas pourquoi l'effet du premier recours devrait varier selon la cohorte ou la région. En revanche, le fait que l'apprentissage social puisse se substituer à l'apprentissage individuel offre une explication simple aux tendances qui se dégagent des données.

Toutefois, il importe de souligner que la constance de la propension à recourir à l'assurance-chômage est en grande partie indépendante de l'effet d'apprentissage. Les quatre valeurs décalées de la variable dépendante sont positives et statistiquement significatives pour tous les groupes démographiques dans toutes les provinces. Pour donner une idée de l'ampleur des effets, nous présentons au tableau B-6 (Annexe B) la somme des coefficients estimés pour chacun des quatre décalages. En moyenne, la somme de ces quatre coefficients est beaucoup plus élevée que la valeur des effets d'apprentissage estimés. Ce résultat laisse croire que les chocs du marché du travail peuvent avoir des effets relativement prononcés sur la propension à recourir à l'assurance-chômage, qui persisteront pendant plusieurs années.

Par exemple, supposons qu'en raison d'une récession de nombreux travailleurs soient licenciés et se voient ensuite offrir des emplois faiblement rémunérés. Le nombre de personnes recevant des prestations d'assurance-chômage va augmenter et, vu l'important effet positif décalé, il y aura plus de personnes qui choisiront de recourir à l'assurance-chômage pendant la période qui suit. Puisque nous avons contrôlé les effets des cycles économiques en incluant des variables fictives pour les années, ces résultats indiquent que le régime d'assurance-chômage diminue l'offre de main-d'oeuvre pendant les années qui suivent une récession, ce qui contribue à accroître la durée et l'intensité de la récession.

Par ailleurs, la somme des quatre coefficients associés aux décalages de la variable dépendante a tendance à être corrélée négativement avec les effets d'apprentissage estimés qui sont présentés au tableau B-6 (Annexe B). Par exemple, cette somme est moins élevée pour les hommes nés avant 1946. Elle est également inférieure à la moyenne pour la Colombie-Britannique, et en particulier pour l'Ontario. Ce résultat laisse croire qu'il pourrait être difficile de distinguer les effets d'apprentissage de la structure des décalages d'adaptation dans les spécifications ayant le moins de contraintes, présentées aux tableaux B-5 et B-6 (Annexe B).

Nous avons donc effectué une nouvelle estimation du modèle en imposant des contraintes, à savoir que les décalages d'adaptation, ainsi que l'effet de l'âge et des variables fictives des années, doivent être les mêmes dans les dix provinces.

Pour chacun des trois groupes démographiques d'hommes, ce modèle avec contraintes est estimé sur un échantillon groupé comprenant les dix échantillons provinciaux utilisés dans le tableau B-7 (Annexe B). Nous incluons aussi un ensemble de variables fictives pour les provinces, afin qu'il puisse exister des différences d'ordonnées à l'origine entre les provinces.

L'utilisation d'un échantillon groupé présente certains avantages; il permet notamment d'utiliser les variations des paramètres du régime d'assurance-chômage entre les régions et dans le temps pour mesurer l'effet de ces paramètres sur la propension à recourir au régime. Les paramètres du régime sont combinés dans un taux unique, le «taux de subvention», qui correspond au taux de remplacement multiplié par le ratio entre le nombre maximal de semaines auxquelles a droit une personne ayant travaillé uniquement le nombre minimal de semaines requis pour être admissible, et le nombre minimal de semaines requis pour être admissible. Une augmentation du taux de subvention a tendance à accroître l'étendue des régions A et B de la figure 4. Une telle augmentation devrait donc avoir un effet positif sur la probabilité du recours au régime. Une autre hypothèse intéressante peut être testée dans ce contexte : est-ce que le taux de subvention influe davantage sur les gens qui ont déjà touché des prestations que sur les autres? Si l'on se reporte à l'équation (1), cela signifie que la composante du vecteur de paramètres  $\theta_1$  correspondant au taux de subvention (un des éléments de  $x_{it}$ ) devrait être positive. Pour nous assurer que la valeur estimée de ce paramètre ne reflète pas simplement des tendances omises ou des différences régionales dans l'ampleur de l'effet d'apprentissage, nous examinons également les interactions entre la variable d'apprentissage et la gamme complète des variables fictives des années et des provinces.

Les estimations de probits avec effets aléatoires de ces modèles groupés sont présentées au tableau B-7 (Annexe B). Il importe de signaler, en premier lieu, que seul le modèle relatif aux hommes nés avant 1946 était entièrement convergent, c'est-à-dire qu'il satisfaisait à nos critères de convergence prédéfinis. Les estimations des paramètres pour certaines des variables fictives des provinces (l'Ontario et l'Ouest) étaient encore instables aux dernières itérations, et devraient être interprétées avec prudence. Les autres paramètres estimés étaient stabilisés et sont donc plus susceptibles d'être exacts.

Les résultats relatifs aux hommes nés avant 1946 sont présentés dans les colonnes (1a) et (1b) du tableau. Les effets d'apprentissage estimés sont indiqués dans la colonne (1b). L'effet estimé pour la province de base (Terre-Neuve) et la période de base (1973) est positif (0,610) et statistiquement significatif, tandis que pour cinq autres provinces (Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario et Manitoba), il n'est pas statistiquement différent de l'effet d'apprentissage de base. En revanche, l'effet d'apprentissage estimé de l'Île-du-Prince-Édouard, et en particulier de la Saskatchewan, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique, est significativement supérieur à l'effet de base (Terre-Neuve). Néanmoins, l'effet d'apprentissage est en général plus prononcé dans les provinces où le régime d'assurance-chômage est moins utilisé. Cette tendance n'est pas aussi marquée, toutefois, que dans les tableaux B-5, B-6 et B-7 (Annexe B). Il convient également de souligner que l'effet d'apprentissage tend à s'amenuiser avec le temps. Par exemple, il est moins prononcé (écart de 0,202) en 1992 qu'en 1973. De plus, ces

résultats confirment que l'apprentissage social peut se substituer à l'apprentissage individuel fondé sur le recours au régime. Par conséquent, l'effet d'apprentissage estimé, fondé uniquement sur le recours au régime, devrait s'atténuer à mesure que les caractéristiques du régime sont mieux connues de la population.

Les résultats présentés au tableau B-7 (Annexe B) indiquent également que le taux de subvention a un effet positif (0,04) sur la propension à recourir à l'assurance-chômage. L'effet est plus marqué (écart de 0,008) chez les personnes qui connaissent le régime que chez les autres; cependant, la différence n'est pas statistiquement significative.

Enfin, nous n'avons examiné que brièvement les résultats visant les hommes nés entre 1946 et 1955 et après 1955, en raison des réserves susmentionnées. De façon générale, l'effet d'apprentissage pour ces deux groupes d'hommes est plus marqué que les valeurs indiquées aux tableaux B-5 à B-7 (Annexe B). De plus, comme prévu, l'effet du taux de subvention est positif et significatif. Contrairement à ce que nous avions escompté, l'effet est de façon générale moins prononcé chez les personnes qui ont déjà eu recours au régime.



## Bibliographie

- Baker, Michael, et Samuel A. Rea, Jr., « Employment Spells and Unemployment Insurance Eligibility Requirements », document polycopié, Département des sciences économiques, Université de Toronto, 1993.
- Beach, Charles M., et Stephen Kaliski, « On the Design of Unemployment Insurance: The Effect of the 1979 Amendments », *Canadian Public Policy*, 9, juin 1983, pp. 164–173.
- Bentolila, S. et G. Bertola, « Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Eurosclerosis? », *Review of Economic Studies*, 57, 1990, pp. 381–402.
- Bertola, G., « Job Security, Employment and Wages », *European Economic Review*, 34, 1990, pp. 851–886.
- Blumen, I., M. Kogen, et P. McCarthy, *The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process*, Cornell Studies in Industrial and Labor Relations, Ithaca (N.Y.), vol. 6, 1955.
- Card, David, et Phillip B. Levine, « Unemployment Insurance Taxes and the Cyclical Properties of Employment and Unemployment », *Journal of Public Economics*, 52, 1993.
- Card, David, et W. Craig Riddell, « A Comparative Analysis of Unemployment in the United States and Canada », dans *Small Differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*, sous la direction de D. Card et R. Freeman, University of Chicago Press, Chicago, 1993.
- Card, David, et Daniel Sullivan, « Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements In and Out of Unemployment », *Econometrica*, 56, mai 1988.
- Chamberlain, Gary, « Analysis of Covariance with Qualitative Data », *Review of Economic Studies*, 47, 1980, pp. 225–238.
- \_\_\_\_\_ « Heterogeneity, Omitted Variable Bias, and Duration Dependence », dans *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, sous la direction de J. Heckman et B. Singer, Cambridge University Press, Cambridge, 1985.
- Corak, Miles, « Pièges et cercles vicieux : analyse longitudinale du recours au régime canadien d'assurance-chômage ». Communication présentée à la conférence du CERF, Aylmer (Québec), 1992.
- Emploi et Immigration Canada, *Le nouveau mode d'emploi : énoncé de politique f Une stratégie de mise en valeur de la main-d'oeuvre canadienne*, 1989.
- Green, David A., et Timothy C. Sargent, « Unemployment Insurance and Employment Durations: Seasonal and Non-seasonal Jobs », document polycopié, Département des sciences économiques, Université de la Colombie-Britannique, 1994.

- Green, David A., et W. Craig Riddell, « The Economic Effect of Unemployment Insurance in Canada: An Empirical Analysis of UI Disentitlement », *Journal of Labor Economics*, 11, janvier 1993, partie 2, pp. S96–S147.
- Ham, John, et Samuel Rea, « Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada », *Journal of Labor Economics*, 5, juillet 1987, pp. 325–351.
- Heckman, J.J., « Simple Statistical Models for Discrete Panel Data Developed and Applied to Test the Hypothesis of True State Dependence Against the Hypothesis of Spurious State Dependence », *Annales de l'INSEE*, 30, 1978, pp. 227–269.
- \_\_\_\_\_ « The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process », dans *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, sous la direction de C.F. Manski et D. McFadden, MIT Press, Cambridge (Mass), 1981.
- Heckman, James J., et Burton Singer, « A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data », *Econometrica*, 52, mars 1984, pp. 271–320.
- Jacobson, Louis S., Robert J. Lalonde, et Daniel G. Sullivan, « Earnings Losses of Displaced Workers », *American Economic Review*, 83, septembre 1993, pp. 685–710.
- Layard, Richard, Stephen Nickell, et Richard Jackman, *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford, 1991.
- Leibenstein, H., *Economic Backwardness and Economic Growth*, Wiley, New York, 1957.
- MacLeod, W. Bentley et Malcomson, James M., « Turnover Costs, Efficiency Wages and Cycles ». Document préparé en vue de l'atelier « Recent Developments in the Macroeconomics of Imperfect Competition », Paris, janvier 1994.
- McFarlane, David S., Gregory S. Pun, et Antonio D. Loparco, *Unemployment Insurance Act*, Toronto: Carswell, 1993.
- Meyer, Bruce, « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », *Econometrica*, 58, juillet 1990, pp. 757–782.
- Olson, Mancur, *The Logic of Collective Action*, Harvard University Press, Cambridge (Mass), 1971.
- Phipps, Shelly, « Quantity Constrained Household Response to UI Reform », *Economic Journal*, 100, 1990, pp. 124–140.
- Topel, Robert H., « On Layoffs and Unemployment Insurance », *American Economic Review*, 73, 1983, pp. 541-559.