

# AC

*Incidence  
de l'assurance-chômage  
et de l'aide sociale sur  
la redistribution du revenu  
dans les années 1990 :  
une micro-simulation*

par Lars Osberg  
et Shelley Phipps



Développement des  
ressources humaines Canada

Human Resources  
Development Canada

**L'assurance-chômage,  
la distribution du revenu  
et le niveau de vie**

Canada

Février 1996

Also available in English

IN-AH-223F-02-96



Imprimé sur du papier recyclé

AC

*Incidence de  
l'assurance-chômage  
et de l'aide sociale  
sur la redistribution  
du revenu dans  
les années 1990 :  
une micro-simulation*

**par Lars Osberg  
et Shelley Phipps**

Université Dalhousie

L'assurance-chômage, la  
distribution du revenu et  
le niveau de vie

## **Remerciements**

La présente est la vingt-quatrième étude d'une série commandée par Développement des ressources humaines Canada. Les auteurs tiennent à remercier Sadettin Erksay (attaché de recherche) ainsi que Tom McGuire et Lynn Lethbridge pour leur excellent travail à titre d'adjoints de recherche pour ce projet. Les opinions exprimées dans cette étude représentent le point de vue des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position du Ministère.

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

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

I.H. Midgley  
*Directeur général*  
*Évaluation*

Ging Wong  
*Directeur*  
*Programmes d'assurance*

## *Table des matières*

|   |     |
|---|-----|
| Résumé .....  | 9   |
| Introduction .....  | 11  |
| 1. Élaboration du modèle de microsimulation .....   | 13  |
| 2. Assurance-chômage et aide sociale au Canada .....  | 33  |
| 3. Comparaisons internationales .....   | 40  |
| 4. Ressources et chômage.....   | 58  |
| 5. Conclusion.....  | 63  |
| Annexe A : Structure logique de travail du modèle de microsimulation.....                         | 65  |
| Annexe B : Comparaison du Régime d'assurance-chômage du Canada<br>et de ceux des États-Unis ..... | 73  |
| Annexe C : Résultats des régressions .....  | 74  |
| Bibliographie .....   | 136 |
| Liste des études techniques d'évaluation de l'assurance-chômage.....                              | 140 |

## Liste des tableaux

|            |  |    |
|------------|--|----|
| Tableau 1  | Taux de chômage de l'année de simulation.....  | 22 |
| Tableau 2  | Analyse de régression de la tendance au travail indépendant .....  | 24 |
| Tableau 3  | Paiements d'aide sociale par personne et par semaine .....   | 32 |
| Tableau 4  | Pourcentage de chômeurs recevant des prestations<br>d'assurance-chômage .....  | 35 |
| Tableau 5  | Ratios des prestataires et des prestations d'assurance-chômage<br>et des prestataires et des prestations d'aide sociale .....                            | 35 |
| Tableau 6  | Variation en pourcentage du taux de pauvreté et de l'écart de pau-<br>vreté entre le scénario de référence et le scénario expérimental .....             | 38 |
| Tableau 7  | Caractéristiques des personnes nouvellement assurées dans le<br>scénario expérimental lorsque l'emploi non standard est<br>inclus — 1994.....            | 39 |
| Tableau 8  | Effet du passage du régime d'a.-c. canadien de 1994 au régime<br>en vigueur dans l'État de New York sur le « revenu » annuel<br>moyen par quintile ..... | 42 |
| Tableau 9  | Effet du passage du régime d'a.-c. canadien de 1994 au<br>régime en vigueur au Texas sur le « revenu » annuel moyen<br>par quintile.....                 | 43 |
| Tableau 10 | Comparaison du régime canadien de 1994 et du régime<br>américain de l'État de New York de 1992 : gagnants et<br>perdants par décile .....                | 46 |
| Tableau 11 | Rapport entre le régime canadien de 1994 et le régime du<br>Texas de 1992 : gagnants et perdants par décile.....   | 46 |
| Tableau 12 | Chômage et pauvreté : ensemble des ménages dont le chef<br>a moins de 65 ans.....  | 50 |
| Tableau 13 | Chômage et pauvreté : ménages dont le chef est âgé de moins<br>de 25 ans .....   | 55 |
| Tableau 14 | Chômage et pauvreté : ménages dont le chef est âgé de<br>25 à 65 ans .....   | 56 |
| Tableau 15 | Chômage et pauvreté : ménage avec enfants, dont le chef<br>a moins de 65 ans.....  | 56 |
| Tableau 16 | Chômage et pauvreté : ménage sans enfant, dont le chef<br>a moins de 65 ans.....   | 57 |
| Tableau 17 | Déciles de revenu et liquidités nettes : pourcentage<br>d'hommes et de femmes âgés de 16 à 64 ans .....  | 59 |
| Tableau 18 | Déciles de revenu et liquidités nettes : pourcentage chez les<br>moins de 25 ans .....   | 60 |
| Tableau 19 | Déciles de revenu et liquidités nettes : pourcentage chez les<br>25 à 64 ans .....   | 61 |
| Tableau 20 | Déciles de revenu et liquidités nettes : pourcentage d'hommes<br>et de femmes âgés de 16 à 64 ans ayant des ressources .....                             | 62 |

## Liste des figures

|           |  |    |
|-----------|--|----|
| Figure 1  | Les chômeurs ne recevant aucune prestation d'assurance-chômage selon chaque scénario.....  | 33 |
| Figure 2  | Ratio de l'assurance-chômage et de l'aide sociale entre le scénario expérimental et le scénario de référence .....   | 34 |
| Figure 3  | Ratio de l'assurance-chômage et de l'aide sociale entre le scénario expérimental et le scénario de référence .....   | 36 |
| Figure 4  | Variation en pourcentage de la fréquence de la pauvreté entre le scénario de référence et le scénario expérimental .....   | 37 |
| Figure 5  | Effet du passage du régime canadien de 1994 au régime new-yorkais par quintile .....   | 43 |
| Figure 6  | Passage du régime canadien de 1994 au régime new-yorkais de 1994 .....   | 45 |
| Figure 7  | Pourcentage de ménages où il y a du chômage et qui ont reçu des prestations d'a.-c. ....   | 51 |
| Figure 8  | Fréquence de la pauvreté dans les ménages recevant des prestations d'a.-c. ....  | 52 |
| Figure 9  | Fréquence de la pauvreté dans les ménages recevant des prestations d'a.-c. — revenu comprenant et excluant l'a.-c. ....  | 53 |
| Figure 10 | Ratio de tous les autres transferts aux prestations d'a.-c. pour les ménages recevant des prestations d'a.-c. ....   | 53 |
| Figure 11 | Personnes dont les ressources financières ne sont pas suffisantes pour maintenir un niveau de vie correspondant au seuil de pauvreté pendant une période de chômage de durée moyenne ..... | 59 |





## Résumé

Quel rôle le Régime d'assurance-chômage doit-il jouer dans la structure de la sécurité sociale? Traditionnellement, l'assurance-chômage n'a jamais été perçu comme une mesure anti-pauvreté. Mais, étant donné la progression des emplois temporaires et à temps partiel qui ne sont pas couverts par le régime, il se peut que les chômeurs, dans une proportion grandissante, soient pauvres en raison de leur inadmissibilité à l'assurance-chômage. Or, même si l'assurance-chômage n'est pas une mesure anti-pauvreté, il convient d'évaluer la relation entre l'assurance-chômage, la pauvreté et la structure de la sécurité du revenu.

Trois questions ressortent de la présente analyse :

- Quels liens existe-t-il entre l'assurance-chômage, le chômage, la pauvreté et l'aide sociale?
- Au plan de l'atténuation de la pauvreté, où le Régime d'assurance-chômage se situe-t-il par rapport aux régimes des États-Unis et de pays européens?
- Les gens disposent-ils de ressources suffisantes pour maintenir un niveau de vie acceptable durant une période de chômage?

Pour étudier les relations entre l'assurance-chômage, l'aide sociale et la pauvreté, nous avons simulé les conséquences de deux changements potentiels au Régime d'assurance-chômage de 1994 :

- l'ajout de cinq semaines au nombre de semaines requis pour faire une demande de prestations d'assurance-chômage;
- l'extension du Régime d'assurance-chômage aux semaines de travail indépendant et aux semaines de travail courtes.

Les résultats laissent croire que l'augmentation du nombre de semaines requis pour l'admissibilité à l'assurance-chômage haussera la fréquence de la pauvreté au Canada et déplacera les dépenses de maintien du revenu de l'assurance-chômage à l'aide sociale. D'autre part, l'extension du régime aux travailleurs et travailleuses qui ont des semaines de travail courtes et un salaire peu élevé paraît être un moyen relativement peu coûteux de permettre à un petit nombre de personnes pauvres de toucher des prestations sans alourdir outre mesure l'administration du régime. Cependant, l'extension du régime au travail indépendant, mesure coûteuse et difficile à administrer, semble plus problématique et n'offrirait que peu d'avantages aux personnes pauvres.

À partir des microdonnées de l'Étude sur les revenus du Luxembourg, la présente étude compare le Régime canadien d'a.-c. et celui d'autres pays industrialisés et riches (Australie, Finlande, Allemagne, Suède et États-Unis) au plan de l'atténuation de la pauvreté. Cette étude comparative permet de fixer un point de référence, car il est difficile de définir ce qui constitue un allègement « suffisant » de la pauvreté. La conclusion la plus importante qui ressort de cette analyse, c'est

*Il ressort que le Régime d'assurance-chômage remplit une fonction d'atténuation de la pauvreté beaucoup plus considérable que dans les autres pays étudiés.*

que le Régime d'assurance-chômage remplit une fonction d'atténuation de la pauvreté beaucoup plus considérable que dans les autres pays étudiés. Même s'il a été conçu pour fournir des prestations aux ménages qui ne sont pas pauvres, il demeure néanmoins une mesure anti-pauvreté.

Il ressort assez clairement de l'étude que les ressources financières des ménages canadiens, en particulier dans ceux où il y a du chômage, suffisent rarement à maintenir un niveau de vie correspondant au seuil de pauvreté pendant une période de chômage de durée moyenne.



## Introduction

Quel rôle le Régime d'assurance-chômage doit-il jouer dans la structure de la sécurité sociale? Traditionnellement, celui-ci n'a jamais été perçu comme une mesure anti-pauvreté. Cependant, des analyses de la « nouvelle pauvreté » en Europe révèlent qu'un changement s'est produit dans la composition de la population pauvre. Cette transformation s'explique, en bonne partie, par l'augmentation de la proportion des personnes pauvres qui sont sans emploi ou qui occupent des emplois mal payés ou précaires (O'Higgins et Jenkins, 1988). Étant donné la progression de l'emploi non standard au Canada (voir le Conseil économique du Canada, 1990), il se peut que le Canada ait subi des changements comparables à ceux qui ont été observés en Europe. Chose certaine, le chômage accentuera la pauvreté du « travailleur à faible revenu » et, même si les revenus de ce dernier sont assurés, force est de reconnaître que 55 p. 100 du salaire minimum placerait presque tous les ménages sous le seuil de la pauvreté. De plus, avec la hausse des emplois temporaires et à temps partiel, il se peut qu'une fraction croissante des chômeurs soient pauvres du fait de leur inadmissibilité à l'assurance-chômage. Or, même si le Régime n'est pas considéré comme une mesure anti-pauvreté, il convient d'évaluer la relation entre l'assurance-chômage, la pauvreté et la structure de la sécurité du revenu.

Dans la réalisation de la présente analyse, trois thèmes ont semblé particulièrement dignes d'attention. En premier lieu, lorsque nous examinons les liens qui existent entre l'assurance-chômage, le chômage et la pauvreté, il paraît naturel d'y ajouter le lien avec l'aide sociale. L'assurance-chômage et l'aide sociale visaient, à l'origine, à répondre aux besoins de clientèles distinctes, mais les tendances décrites ci-dessus estompent quelque peu les différences.

En deuxième lieu, nous nous sommes demandé comment se comparait le Régime d'assurance-chômage du Canada par rapport à ceux des États-Unis et des pays européens sur le plan de l'atténuation de la pauvreté?

En troisième et dernier lieu, nous avons voulu savoir si les gens disposent de ressources suffisantes pour maintenir un niveau de vie acceptable durant une période de chômage. Si c'est le cas, l'assurance-chômage, en tant que mesure palliative, revêt moins d'importance. Toutefois, une analyse américaine (Ruggles et Williams, 1989), faite à partir des données SIPP, donne à penser que de nombreux ménages pauvres n'ont pas les ressources nécessaires pour faire face à des périodes de chômage même relativement courtes.

La méthodologie varie selon les parties de la présente analyse, parfois à cause de la diversité de provenance des données qui ont servi à répondre à nos interrogations. L'élaboration du modèle de microsimulation, à laquelle nous avons consacré l'essentiel du temps et des efforts de recherche, est expliquée dans la partie 1. Bien que le modèle emprunte beaucoup à la structure du précédent modèle des années 80, bon nombre de nouvelles caractéristiques ont été ajoutées et plus de 60 nouvelles équations de comportement ont été estimées par des méthodes économétriques. Dans la partie 2, nous examinons l'application du modèle à l'aide sociale.

*Traditionnellement, le Régime d'assurance-chômage n'a jamais été perçu comme une mesure anti-pauvreté.*

La partie 3 présente une comparaison assez détaillée des régimes américains et du régime canadien. L'analyse, faite à partir de la version des années 80 du modèle, tente de déterminer ce qu'il adviendrait du niveau et de la distribution du revenu au Canada si l'on adoptait un régime d'a.-c. de type américain. Elle évalue également le rôle d'atténuation de la pauvreté du Régime canadien d'a.-c. par rapport à celui d'autres pays industrialisés et riches (Australie, Finlande, Allemagne, Suède et États-Unis) à partir des données de l'Étude sur les revenus du Luxembourg. Comme il est difficile de déterminer ce qui constitue un allègement suffisant de la pauvreté, la comparaison avec d'autres pays fournit un point de référence.

Dans la partie 4 de l'étude, nous cherchons à répondre à une question très simple : « Les gens ont-ils besoin de l'a.-c. pour se mettre à l'abri du besoin durant une période de chômage ou ont-ils, en général, suffisamment de ressources pour traverser cette période? » Pour y répondre, nous avons utilisé les microdonnées de l'Enquête sur les biens et l'endettement effectuée par Statistique Canada en 1983-1984.

Enfin, la conclusion, en rassemblant tous les résultats obtenus, donne une vue d'ensemble du rôle que joue le Régime d'assurance-chômage dans la structure de la sécurité du revenu du Canada.

# 1. *Élaboration du modèle de microsimulation*



Dans de précédentes études publiées dans le cadre du même projet de recherche, nous avons résumé les avantages d'un modèle de microsimulation comme outil d'analyse des politiques, analysé les effets redistributifs des révisions du Régime d'assurance-chômage sur l'ensemble du cycle économique des années 80 et testé la version de ces années du modèle de microsimulation de Dalhousie du point de vue de sa sensibilité à diverses hypothèses<sup>1</sup>. Nous ne reprenons pas ici l'examen de ces études. La première de nos études traitant de la nouvelle version des années 90 du modèle, soit Osberg, Erksøy et Phipps (1995), évalue l'utilisation des microdonnées de l'Enquête sur l'activité (EA) de 1988-1990. Dans cette étude, nous nous sommes concentrés sur la modélisation de l'emploi non standard, plus précisément du travail indépendant et des semaines d'emploi courtes. Nous incorporons au modèle des années 90 les modules de démographie et d'aide sociale et explorons, à partir de cette plus récente version du modèle, les liens qui existent entre le chômage et l'aide sociale au Canada.

Nos études précédentes, à l'exception de la dernière (Osberg, Erksøy et Phipps, 1995), se fondaient sur ce que nous appelons la « version des années 80 » de notre modèle de microsimulation. Dans de précédents travaux, nous avons estimé les équations de comportement au moyen des données de l'EA de 1986-1987 et nous avons fondé l'analyse des effets du Régime d'assurance-chômage au cours du cycle économique de 1981 à 1989 sur une simulation du comportement des répondants à l'Enquête sur les biens et l'endettement, effectuée par Statistique Canada en 1983. Ce modèle existe toujours et demeure utile dans les cas qui exigent d'établir un lien avec la richesse des ménages ou qui touchent le cycle économique des années 80. Toutefois, pour tirer parti des nouvelles données sur les caractéristiques personnelles (par exemple, l'état d'une personne handicapée, l'appartenance à une minorité, le lieu de naissance, la taille de l'entreprise de l'employeur, etc.) recueillies dans l'EA de 1988-1990, et pour établir une base plus raisonnable pour la modélisation de l'évolution du marché du travail au cours des années 90, nous avons choisi comme nouvelle base du modèle la population des répondants à l'EA de 1990.

*Dans cette étude, nous utilisons la plus récente version du modèle pour explorer les liens qui existent entre le chômage et l'aide sociale au Canada.*

1 Voir :

- (1) S. Erksøy, L. Osberg et S. Phipps. « The Distributional Implications of Unemployment Insurance – A Microsimulation Analysis », avril 1994 (rapport provisoire, novembre 1993);
- (2) S. Erksøy, L. Osberg et S. Phipps. « Panel Data and Policy Analysis », juin 1994;
- (3) S. Erksøy, L. Osberg et S. Phipps, « The Distributional Implications of Unemployment Insurance Revisions », juin 1994;
- (4) L. Osberg, S. Erksøy et S. Phipps. « The Distribution of Income, Wealth and Economic Security: The Impact of Unemployment Insurance Reforms in Canada », juillet 1994;
- (5) L. Osberg, S. Erksøy et S. Phipps. « Labour Market Impacts of the Canadian and U.S. Unemployment Insurance Systems », décembre 1994.

*Comme l'Enquête sur l'activité des années 1988 à 1990 contient des données sur le type d'emploi et le nombre d'heures de travail par semaine des répondants, il est possible d'isoler les semaines de travail indépendant et les semaines d'emploi inférieures à 15 heures des autres semaines d'emploi pour ensuite modéliser les conséquences de l'extension du Régime d'assurance-chômage à ces types de semaines d'emploi.*

Tout modèle de microsimulation se compose de trois éléments clés :

- 1) des microdonnées sur un échantillon de personnes dont le comportement doit être simulé;
- 2) un ensemble d'équations de comportement qui prédisent l'élément déterministe et l'élément stochastique du comportement individuel;
- 3) le code de programmation et les relations d'analyse qui associent de façon cohérente les comportements individuels.

Comme chaque ensemble de données possède ses caractéristiques propres en ce qui touche la programmation et la disponibilité des données, les changements apportés à la base de données exigent des changements correspondants dans les équations d'estimation et le code de programmation. Cependant, comme l'intérêt des résultats de microsimulation à des fins d'examen des politiques sera vraisemblablement plus grand si le modèle peut prétendre représenter le comportement de la population actuelle, il a été jugé pertinent d'utiliser dans la version des années 90 un échantillon relativement récent — les répondants à l'EA de 1990 — plutôt que de conserver l'échantillon de l'Enquête de 1983 sur les biens et l'endettement.

Comme l'EA des années 1988 à 1990 contient des données sur le type d'emploi et le nombre d'heures de travail par semaine des répondants, il est possible d'isoler les semaines de travail indépendant et les semaines d'emploi inférieures à 15 heures des autres semaines d'emploi pour ensuite modéliser les conséquences de l'extension du Régime d'assurance-chômage à ces types de semaines d'emploi. Disposant de plus de détails sur les caractéristiques des ménages et de plus de possibilités pour l'étalonnage des résultats de simulation par rapport à des microdonnées observées, nous avons estimé de nouveau toutes les équations de comportement, en intégrant les renseignements additionnels maintenant disponibles sur les déterminants des résultats sur le marché du travail. Toutefois, il s'agissait d'un travail énorme, car le modèle comprend maintenant 54 équations de comportement réparties entre huit modules distincts. Le module démographique contient six nouvelles équations de comportement. Au total, le modèle comprend 60 relations estimées et un grand nombre de relations d'analyse détaillées; il y a actuellement plus de 18 000 lignes de code dans l'application SAS.

Le modèle actuel non seulement réalise la mise à jour et la désagrégation des équations de comportement estimées dans le modèle des années 80, mais permet de prédire la probabilité et la durée du travail indépendant et d'un emploi de moins de 15 heures par semaine. En faisant la distinction entre ces types d'activité et les semaines d'emploi de plus de 15 heures rémunérées par semaine, nous traçons une séparation entre les semaines d'emploi qui sont assurables<sup>2</sup> et celles qui ne le sont pas, selon le Régime d'assurance-chômage actuel. Cette caractéris-

2 Selon les règles actuelles, le Régime d'assurance-chômage couvre les semaines d'emploi comprenant plus de 15 heures de travail *ou* dont la rémunération hebdomadaire dépasse le minimum de la rémunération assurable (fixé à 1/5 du maximum de la rémunération assurable, c'est-à-dire à 156 \$ par semaine en 1994). Par conséquent, certaines semaines de travail courtes sont déjà couvertes. Dans la présente étude, nous examinons l'extension de l'assurance-chômage aux semaines de travail de moins de 15 heures *et* comportant une rémunération inférieure à 156 \$.

tique du modèle (décrite en détail dans Osberg, Erksøy et Phipps, 1995) est importante dans la mesure où elle permet de refléter les nouvelles réalités du marché du travail.

Pour les besoins de la présente étude, il convient de signaler qu'il y a deux ajouts importants dans le modèle : un module de démographie et un module d'aide sociale. Des caractéristiques démographiques telles que l'âge, l'état civil et le nombre d'enfants jouent un rôle important dans la détermination des comportements et des résultats sur le marché du travail (par exemple l'activité et le chômage). Dans les versions antérieures du modèle, ces caractéristiques ne pouvaient varier dans le temps. Cependant, il est raisonnable de supposer que de nombreuses caractéristiques évolueront durant les onze années de la période de simulation (par exemple, l'état civil et le nombre d'enfants). Également, un modèle complet doit tenir compte des interactions entre les caractéristiques démographiques et les résultats sur le marché du travail. Par exemple, supposons, d'une part, que la mise en vigueur d'une politique fasse augmenter le chômage pour certaines personnes et, d'autre part, que le chômage fasse augmenter la probabilité du divorce au cours de l'année. Le divorce a un effet sur le revenu du ménage, ce qui peut signifier que la personne se trouve dans la pauvreté en raison à la fois du chômage et de la perte du revenu de l'ex-conjoint. Enfin, le divorce peut avoir des conséquences sur la participation au marché du travail au cours des années qui suivent. Ainsi, un changement de politique peut déclencher une chaîne d'événements très complexe, que l'ajout du module démographique nous permet maintenant d'observer. Comme l'admissibilité à l'aide sociale et la pauvreté ont un lien avec les caractéristiques familiales (par exemple, le nombre d'enfants, le revenu du conjoint), la démographie revêt une importance toute particulière pour la présente étude.

Soulignons un autre point important. Dans la simulation de résultats qui couvrent une période de plusieurs années, la composition de la population active évolue nécessairement : chaque année, des travailleurs de 65 ans en auront 66 et des jeunes de 15 ans en auront 16. Les jeunes, au fur et à mesure qu'ils entrent sur le marché du travail, modifient la probabilité *relative* du chômage de travailleurs plus âgés, les deux se faisant concurrence pour les mêmes emplois. En modifiant la composition de la population de l'échantillon analysé, le module démographique fait un pas de plus vers la « réalité ».

Au Canada, l'aide sociale représente, pour beaucoup, le dernier recours. Les personnes qui ne sont pas âgées, qui sont dans le besoin et qui ne participent pas au marché du travail ou dont la participation est insuffisante pour donner droit à des prestations durant une période de chômage doivent faire appel à l'aide sociale. Par conséquent, des changements aux paramètres du Régime d'assurance-chômage peuvent avoir d'importantes conséquences sur le nombre d'assistés sociaux. Si l'on resserre l'admissibilité à l'assurance-chômage, les demandes d'aide sociale pourront augmenter (dans la mesure où les personnes ne sont pas toutes capables de modifier leur participation au marché du travail pour conserver leur admissibilité aux prestations d'assurance-chômage). Compte tenu du partage fédéral-provincial des responsabilités en matière d'assurance-chômage et d'aide sociale, les responsables des politiques doivent se demander dans quelle mesure

les changements apportés à l'assurance-chômage se traduiront par des changements dans les demandes d'aide sociale.

Comme cette dernière est, en réalité, le dernier recours, le modèle traite les demandes d'aide sociale comme une variable résiduelle. Dans le modèle, toute personne qui n'est pas étudiante, ne reçoit pas de revenu de retraite, n'est ni chef de ménage ni conjoint et n'a pas d'autres moyens de subsistance suffisants pendant plus de deux semaines par année se voit attribuer l'aide sociale. Ainsi, nous modélisons en fait l'admissibilité *potentielle* à l'aide sociale. Dans la pratique cependant, le « taux d'absorption » de l'aide sociale est inférieur à 100 p. 100, car certaines personnes admissibles n'en font pas la demande.

### Structure du modèle

La figure A.1 (annexe A) présente un diagramme de la structure logique du modèle de microsimulation. Chaque année de simulation commence avec les personnes dont les caractéristiques correspondent aux caractéristiques initiales des personnes de l'échantillon de l'EA de 1990, telles que modifiées par le comportement simulé subséquent — démographie et marché du travail. À chaque exécution de la simulation, deux scénarios sont comparés, que nous appelons généralement scénario « de référence » et scénario « expérimental ». Dans la présente étude, le scénario de référence et le scénario expérimental diffèrent par la structure du Régime d'assurance-chômage, mais, dans chacun, l'estimation des réactions comportementales aux paramètres de l'assurance-chômage et l'influence des caractéristiques personnelles sont les mêmes<sup>3</sup>.

L'effet de la « chance » est également supposé identique dans les deux scénarios. Dans chaque équation estimée, la variance inexplicée de la régression estimée est décomposée en chance « permanente » et en chance « temporaire » — le rapport actuel est de 60 p. 100 pour la composante temporaire et de 40 p. 100 pour la composante permanente. Nous considérons la chance permanente comme étant la position (bonne ou mauvaise) d'une personne dans la distribution des caractéristiques personnelles permanentes non observables, tandis que la chance temporaire représente la variation stochastique d'une année à l'autre des résultats sur le marché du travail. Chacune des équations de comportement permet de prédire la valeur moyenne, ou prévue, des résultats sur le marché du travail en fonction d'un ensemble donné de caractéristiques personnelles, d'antécédents sur le marché du travail, etc. Pour attribuer des écarts permanents par rapport à la valeur prévue, nous tirons une valeur aléatoire d'une distribution normale centrée réduite et, après l'avoir multipliée par  $(0,4) \times$  (variance inexplicée), nous l'ajoutons à la valeur prévue. La chance permanente est la même dans les deux scénarios (référence et expérimental), mais diffère selon les comportements sur le marché du travail. Pour attribuer le reste de la variation inexplicée des résultats sur le marché du travail dans chaque équation, nous attribuons pour chaque année une valeur aléatoire tirée d'une distribution normale centrée réduite, que nous multiplions ensuite par la portion « temporaire »  $(0,6)$  de la variation inexplicée

3 Pour l'estimation de la sensibilité du modèle à certains paramètres, il est bien sûr possible de garder constant le Régime d'assurance-chômage tout en comparant les conséquences de diverses estimations de l'effet des paramètres comportementaux. Voir Osberg, Erksøy et Phipps, 1995, pour des exemples d'analyse de sensibilité de ce type.



totale. L'effet de la chance « temporaire » est également supposé identique dans les deux scénarios<sup>4</sup>.

Chaque équation de comportement contenue dans le modèle reflète donc l'effet :

- 1) des caractéristiques individuelles mesurables, notamment les caractéristiques personnelles, certaines caractéristiques du marché du travail dans les régions concernées et les paramètres du régime d'assurance-chômage propres à chaque personne;
- 2) des caractéristiques non observées dont l'hétérogénéité est source d'écarts permanents (positifs ou négatifs) par rapport aux résultats prévus d'après les caractéristiques personnelles observables;
- 3) des variations stochastiques annuelles des résultats individuels que des caractéristiques permanentes observées ou non observées ne permettent pas d'expliquer.

## Modélisation de la démographie

### Âge

Pour chaque année de simulation, les caractéristiques démographiques de chaque personne de l'échantillon sont d'abord établies. La première étape réalisée par le module démographique consiste à « vieillir » les personnes d'une année. Comme l'EA ne fournit que le groupe d'âge (par exemple, de 20 à 24 ans) auquel appartient la personne, un pourcentage adéquat de personnes est assigné à chaque âge compris dans un groupe en fonction des données de recensement. Au début de chaque année de simulation, l'âge de chaque personne est augmenté d'un an. Au besoin, les personnes passent au groupe d'âge suivant. (Il faut revenir aux groupes d'âge, car les équations estimées du marché du travail, limitées par la façon dont l'information est présentée dans l'EA, reposent sur des groupes d'âge, plutôt que sur des âges précis.)

Une approche similaire est utilisée pour le vieillissement des enfants. L'EA donne le nombre d'enfants dans les groupes d'âge, soit de 0 à 2 ans, de 3 à 5 ans et de 6 à 15 ans. Comme dans le cas des adultes, les données du recensement permettent d'assigner un nombre adéquat d'enfants à chaque âge compris dans les groupes au début de la simulation. Ici encore, l'âge est augmenté d'un an à chaque année de simulation. À 16 ans, les enfants sont retirés du nombre total d'enfants, conformément aux groupes de l'EA.

Avec le « vieillissement » des enfants au cours de la période de simulation, une femme qui, au début de la simulation, a un enfant unique dans le groupe d'âge de 0 à 2 ans, aura, à la fin de la simulation 11 ans plus tard, un enfant dans le groupe d'âge de 6 à 15 ans. Le vieillissement de l'enfant peut avoir des conséquences sur le comportement de la mère. Il est moins probable que la mère d'un enfant âgé de 0 à 2 ans, comparativement à celle d'un enfant âgé de 6 à 15 ans, participe au marché du travail. Nos équations de marché du travail confirment les résultats

4 Pour une analyse plus détaillée de la sensibilité de la stratégie de modélisation à diverses hypothèses, voir Erksøy, Osberg et Phipps, « Panel Data and Policy Analysis ». La répartition 0,4/0,6 pour les composantes permanente et temporaire se fonde sur les résultats de Lillard et Willis (1978), « Dynamic Aspects of Earnings Mobility », *Econometrica*, septembre 1978, p. 985-1008.

d'autres études selon lesquelles le nombre et l'âge des enfants sont d'importants déterminants de l'activité, surtout pour les femmes.

### **Composition changeante de la population**

La seule circonstance qui empêche une personne de vieillir est, bien entendu, son décès. Au début de chaque année de simulation, les probabilités de survie en fonction de l'âge, du sexe et de la province (voir ci-dessous pour les calculs) sont comparées à un nombre aléatoire tiré pour chaque personne. Si ce nombre est supérieur à la probabilité de décès, nous enlevons la personne du calcul. Les personnes décédées ne font plus partie de l'échantillon pour l'année en cours et les années subséquentes. Cependant, l'information se rapportant aux années de vie de la personne est conservée dans l'ensemble de données et donc prise en compte dans les analyses finales.

Étant donné la présence du facteur de vieillissement dans le modèle, certaines personnes auront 65 ans au cours de chaque année de simulation. Le modèle concerne les personnes âgées de 16 à 64 ans, de sorte que la personne qui atteint 65 ans est « retirée ». Les personnes ainsi retirées n'appartiennent plus à l'échantillon des personnes dont le comportement est modélisé dans les années subséquentes mais, ici encore, l'information à leur sujet est conservée dans l'ensemble de données pour les années où elles ont fait partie de l'échantillon.

Chaque année, des personnes sont retirées de l'échantillon, tandis que de nouvelles s'ajoutent dans le groupe d'âge de 16 à 65 ans. Le recensement de 1991 a servi à déterminer d'avance le nombre de nouveaux arrivants chaque année (c'est-à-dire que le nombre de personnes âgées de 18 ans en 1997 correspond au nombre de personnes âgées de 11 ans en 1990, moins les décès). Un « fonds de candidats » a été créé à même l'EA (aucune distinction n'est faite parmi les personnes de 16 ans, dont l'échantillon provient de l'EA de 1988 et de 1989). Le nombre prédéterminé de nouvelles personnes est ensuite tiré de ce fonds chaque année et introduit dans la simulation. La même personne ne sera jamais sélectionnée deux fois, car elle ne peut retourner dans le fonds. Le visage de l'échantillon se transforme continuellement, car des personnes jeunes, relativement peu expérimentées, entrent dans l'échantillon, tandis que d'autres en sortent. Une fois intégrées à l'échantillon, les personnes vieillissent, se marient, divorcent, ont des enfants, etc.

### **État civil**

L'état civil est un autre prédicteur clé du comportement sur le marché du travail. Dans la réalité, chaque année, des gens se marient<sup>5</sup>, d'autres divorcent ou se séparent. Le modèle doit donc reproduire ce phénomène. Les tableaux C.59 et C.60 de l'annexe C donnent les coefficients estimés d'un modèle logit de la probabilité de se marier, pour les hommes et les femmes respectivement. Ces équations sont estimées à partir de l'EA de 1988 à 1990. (Les personnes qui « se marient » étaient célibataires en 1989 et mariées en 1990, une proportion de 6,4 p. 100 chez les femmes et de 6,9 p. 100 chez les hommes. Il convient de

---

5 Les couples légalement mariés et les conjoints de fait sont traités de la même façon. L'EA ne fait aucune distinction entre les deux.

souligner que les couples légalement mariés et les conjoints de fait sont considérés comme mariés dans la présente étude.)

Pour les hommes et pour les femmes, le salaire hebdomadaire est très significatif et augmente la probabilité du mariage. Le nombre de semaines d'emploi rémunéré a également un effet positif sur la probabilité du mariage. La probabilité de se marier est plus grande pour les personnes dans la vingtaine ou la trentaine que pour les personnes plus jeunes ou plus âgées.

Nous utilisons la probabilité estimée (c'est-à-dire la valeur prévue plus la composante aléatoire) des équations de mariage pour déterminer, pour chaque personne célibataire, si elle se marie ou pas dans une année donnée en comparant la probabilité estimée du mariage à un tirage aléatoire. Comme la probabilité du mariage dépend, par exemple, de facteurs du marché du travail tels que les semaines d'emploi rémunéré, les modifications de l'a.-c. qui influent sur les résultats sur le marché du travail agiront également sur la probabilité du mariage.

Dans le modèle, la méthode utilisée pour le divorce a, sur le plan conceptuel, la même structure que celle du mariage. Les tableaux C.61 et C.62 donnent les coefficients estimés de modèles logit de la probabilité de divorcer, pour les hommes et pour les femmes. (Les personnes qui « divorcent » sont celles qui étaient mariées ou vivaient ensemble en 1989 et étaient célibataires en 1990, soit 1,3 p. 100 des femmes et 1,1 p. 100 des hommes.)

Contrairement à la croyance plus ou moins répandue, la présence d'enfants ne semble pas avoir d'effet significatif sur la probabilité du divorce. Le salaire hebdomadaire, ici encore, est significatif et positif; les semaines de chômage au cours de l'année précédente augmentent la probabilité du divorce.

Des variables aussi importantes que les semaines d'emploi et les semaines de chômage sont influencées par les incitatifs de l'a.-c. et peuvent donc prendre des valeurs différentes lorsque nous simulons des changements majeurs au régime. Ainsi, différentes expériences du marché du travail peuvent se traduire par différents états civils, c'est-à-dire qu'une personne peut être mariée dans le scénario de référence, mais célibataire dans le scénario expérimental.

### **Naissances**

Nous faisons varier le nombre d'enfants en fonction d'une probabilité estimée de naissances ou d'adoptions<sup>6</sup>. Pour déterminer quelles personnes auront ou adopteront un enfant, nous cherchons l'une ou l'autre des caractéristiques suivantes :

- 1) une augmentation du nombre total d'enfants d'une année à l'autre et au moins un enfant appartenant au groupe d'âge de 0 à 2 ans;
- 2) une augmentation du nombre total d'enfants (dans les cas où un enfant plus âgé quitte la maison familiale).

En 1990, 5,7 p. 100 des femmes et 3,8 p. 100 des hommes faisant partie d'une unité familiale ont eu un nouvel enfant.

---

<sup>6</sup> Le modèle présente ici une contrainte dans la mesure où il ne tient pas compte des changements qui se produisent dans le nombre d'enfants par suite d'un divorce, d'une séparation ou d'un mariage.

Les coefficients estimés d'un modèle logit de la probabilité d'avoir un enfant sont présentés dans les tableaux C.62 et C.63 pour les hommes et les femmes respectivement (les hommes « ont un enfant » lorsque leur conjointe donne naissance ou en cas d'adoption). La probabilité d'avoir un enfant est plus grande pour les hommes et les femmes jeunes que pour les personnes d'autres groupes d'âge. Il est intéressant de noter que, pour les femmes, la probabilité d'avoir un enfant varie en fonction du nombre de semaines d'emploi rémunéré au cours de l'année précédente.

Cette corrélation ne s'observe pas chez les hommes. Pour les hommes et les femmes, une variable auxiliaire indiquant la présence d'autres enfants est positive et significative. Cependant, à mesure que le nombre d'enfants augmente dans la famille, la probabilité d'avoir un enfant diminue. Ce phénomène permet, en partie, d'attribuer aux mêmes personnes des nouveau-nés, année après année.

Pour les besoins de la simulation, nous déterminons s'il y a un nouveau-né dans une année donnée en comparant, pour chaque personne, la probabilité calculée à un tirage aléatoire. Si la probabilité d'avoir un nouveau-né est supérieure au tirage aléatoire, nous ajoutons un enfant dans le groupe d'âge de 0 à 2 ans. (Nous faisons abstraction de la possibilité de naissances multiples.) Comme les variables du marché du travail influent sur la probabilité d'avoir un enfant, le nombre d'enfants qu'a une personne peut varier selon les programmes d'a.-c. simulés.

## **Modélisation du comportement et des résultats sur le marché du travail**

Une fois les caractéristiques démographiques attribuées à chaque personne (âge, état civil, nombre d'enfants), l'étape suivante, dans le modèle de simulation, est la détermination du nombre de semaines, le cas échéant, pendant lesquelles les personnes veulent travailler, c'est-à-dire pendant lesquelles elles sont dans la population active<sup>7</sup>. Nous observons parfois, surtout dans la documentation macroéconomique, une tendance à parler du taux d'activité à un moment quelconque comme s'il y avait une fraction de 35 p. 100 de la population qui ne travaille jamais ou ne cherche jamais de travail, et une fraction de 65 p. 100 qui, en tout temps, a un emploi ou est en chômage. En fait, les décisions à l'égard de l'activité prises par les personnes qui sont « occasionnellement » dans la population active ont pour effet de créer une vaste marge d'offre de main-d'oeuvre au Canada. Heckman, dans un article sur ce sujet paru dans le numéro de mai 1993 de l'*American Economic Review* (« What has been learned about labour supply in the last 20 years? »), fait observer que l'élasticité de l'offre de main-d'oeuvre par rapport aux salaires pour les personnes ayant déjà un emploi est voisine de zéro, mais que les élasticités de l'offre de main-d'oeuvre dans la vaste marge caractérisée par les personnes qui décident d'entrer dans la population active ou d'en sortir ne sont certainement pas nulles. Une expérimentation poussée du modèle nous a convaincus de l'importance cruciale des décisions d'entrée et de sortie pour l'analyse de l'assurance-chômage.

---

7 À des fins pratiques, nous adoptons le concept strict de chômeur de l'Enquête sur la population active de Statistique Canada, c.-à-d. une personne qui n'a pas de travail, mais qui en cherche un activement. L'Enquête sur l'activité, en fait, incorpore aussi un concept de « perdant » dans le chômage, mais nous ne l'utilisons pas.

Les personnes qui sont dans la population active une partie de l'année seulement peuvent décider de demeurer actives ou inactives quelques semaines de plus ou de moins, et ces décisions peuvent refléter une très grande sensibilité aux politiques économiques, par exemple à des modifications du Régime d'assurance-chômage. Il nous semble donc important de faire la distinction entre les personnes qui ne sont dans la population active pendant aucune semaine de l'année et celles qui passent une partie de l'année hors de la population active (c'est-à-dire qui n'ont pas de travail et qui n'en cherchent pas).

Le modèle de simulation commence donc par calculer pour chaque personne la probabilité que celle-ci soit hors de la population active pendant les 52 semaines de l'année. La régression sous-jacente est un modèle probit. Les personnes sont ensuite classées selon l'ordre décroissant de la probabilité qu'elles soient hors de la population active pendant 52 semaines, et celles qui ont la plus forte probabilité d'être totalement hors de la population active se voient attribuer 52 semaines d'inactivité, jusqu'à ce que soit atteinte la proportion de personnes totalement inactives dans la population (0,184 dans le groupe d'âge de 16 à 65 ans en 1990). Cette proportion varie dans le temps avec la variation du taux d'activité moyen, car nous fixons la proportion de personnes totalement inactives à la même fraction constante du taux d'activité moyen futur que celle qui a été observée en 1990<sup>8</sup>.

Si une personne, à ce stade, se voit attribuer 52 semaines d'inactivité, aucun autre calcul du comportement à l'égard du marché du travail n'est effectué pour cette année de simulation. Il se peut que cette personne ait encore droit à des prestations d'assurance-chômage parce qu'elle poursuit une période de prestations amorcée au cours de l'année de simulation précédente, mais nous supposons qu'une personne totalement inactive a des revenus nuls et ne peut acquérir le droit à une nouvelle période de prestations. Les personnes totalement inactives pendant une année donnée sont gardées dans le modèle, car elles peuvent redevenir actives au cours de l'année suivante, mais les données de l'EA indiquent une forte dépendance à l'égard de l'état antérieur, c'est-à-dire que la probabilité d'une inactivité totale varie fortement selon que la personne a été totalement inactive ou non l'année précédente et selon le nombre de semaines d'inactivité, si la personne a été active une partie de l'année seulement. La tendance à rester hors de la population active est très forte pour les personnes demeurées inactives toute une année.

Dans le cas des personnes actives une partie de l'année, l'étape suivante est de déterminer le nombre de semaines de travail souhaitées. L'annexe C décrit le modèle tobit des semaines d'inactivité, qui détermine par soustraction le nombre de semaines passées dans la population active. (Nous utilisons un modèle tobit parce que les semaines d'activité sont tronquées à 52<sup>9</sup>.) Une fois que nous avons

*Les personnes qui sont dans la population active une partie de l'année seulement peuvent décider de demeurer actives ou inactives quelques semaines de plus ou de moins, et ces décisions peuvent refléter une très grande sensibilité aux politiques économiques, par exemple à des modifications du Régime d'assurance-chômage.*

8 Par exemple, si la mesure moyenne du taux d'activité de l'Enquête sur la population active de 1990 est de 0,65, le taux d'inactivité moyen en 1990 est de 0,35. Toutefois, l'Enquête sur l'activité de 1990 indique qu'une fraction de seulement, soit 0,184 de la population, a été hors de la population active pendant l'année entière. Pour les simulations du comportement de la population dans les années futures, nous devons nous fonder sur des prévisions des taux d'activité moyens tirées de modèles macroéconomiques. Si, par exemple, le taux d'activité moyen prévu pour 1999 (selon le concept de l'EPA) est de 0,67, nous multiplions 0,33 par 0,525 (= 0,184 divisé par 0,35) pour obtenir la proportion (0,173) de la population qui est totalement hors de la population active.

attribué à une personne une estimation de son offre de travail souhaitée, nous déterminons si cette personne peut obtenir un emploi pour les semaines où elle est disposée à travailler.

Nous prenons, comme taux de chômage global, les prévisions de la performance future de l'économie canadienne (voir le tableau 1<sup>10</sup>). Le nombre total de semaines d'activité est donné par le produit du taux d'activité moyen et de la population, et le nombre total des semaines de chômage pour n'importe quelle année de simulation est donné par le produit du taux de chômage prévu et du total des semaines d'activité. Comme dans les autres équations de comportement, nous estimons la probabilité prévue qu'une personne se trouve en chômage et nous ajoutons l'effet de la chance permanente et de la chance temporaire (voir la description plus haut) pour obtenir une probabilité calculée de chômage individuel. Toutes les observations sont ensuite classées selon l'ordre décroissant de la probabilité de se trouver en chômage<sup>11</sup>.

**Tableau 1**  
**Taux de chômage de l'année de simulation**

| Année | a    | b    |
|-------|------|------|
| 1994  | 11,8 | 11,6 |
| 1995  | 11,6 | 11,4 |
| 1996  | 11,4 | 11,2 |
| 1997  | 11,2 | 11   |
| 1998  | 11   | 10,8 |
| 1999  | 10,2 | 10   |
| 2000  | 10,2 | 10   |
| 2001  | 10,2 | 10   |
| 2002  | 10,2 | 10   |
| 2003  | 10,2 | 10   |
| 2004  | 10,2 | 10   |

*Notes*

*Prévisions d'Informetrica*

*Nous avons utilisé les taux de la colonne « b » pour simuler l'ajout de 5 semaines aux critères d'admissibilité à l'a.-c. Nous supposons que cette baisse de générosité du régime réduira le taux de chômage global de 0,2 p. 100 (voir l'annexe B).*

- 9 La combinaison des personnes totalement inactives et des personnes passant une période de l'année dans la population active donne un taux d'activité moyen très voisin de celui correspondant au concept de l'EPA.
- 10 Osberg, Erksyoy et Phipps, 1995, présentent une analyse de sensibilité portant sur des prévisions à la baisse du taux de chômage pour les années 90.
- 11 Pour l'exécution du modèle de microsimulation des années 80, nous disposions de données historiques sur les taux de chômage des hommes et des femmes au cours du cycle économique des années 80. Nous avons donc, dans ce modèle, calculé séparément la probabilité de chômage pour les hommes et les femmes, et comme le modèle était ajusté à des données historiques, il ne pouvait produire une *modification* de la répartition du chômage par sexe. Par comparaison, le modèle de microsimulation des années 90 attribue conjointement aux hommes et aux femmes les probabilités de chômage, et des révisions du Régime d'assurance-chômage *peuvent* produire des modifications de la répartition du chômage par sexe.

Dans la mesure où une personne se trouve en chômage, (tableaux C.31 à C.38 de l'annexe C), nous pouvons appliquer le modèle du temps de défaillance accéléré de l'expérience annuelle de chômage<sup>12</sup>. Si, une fois les effets déterministes et stochastiques pris en compte, le modèle prévoit que le chômage d'une personne pour une année sera plus long que celui de l'année précédente, nous supposons qu'aucun obstacle n'empêchera la personne d'augmenter le nombre de semaines de chômage — le chômage étant facile à trouver. En revanche, dans l'hypothèse où toutes les semaines d'activité ont déjà été attribuées, pour qu'il y ait moins de semaines de chômage au cours d'une année que l'année précédente, une personne doit trouver une période additionnelle d'emploi.

L'annexe C, tableaux C.39 à C.42, décrit le modèle logit de la probabilité qu'une personne soit empêchée par une contrainte de trouver une semaine d'emploi de plus. Nous calculons, dans le cas de toutes les personnes pour lesquelles une baisse de chômage est prévue, la probabilité que ces personnes subiront une contrainte les empêchant de trouver une semaine de travail de plus. Nous comparons cette probabilité à un tirage aléatoire d'une distribution uniforme et nous attribuons une semaine de travail de plus si le tirage aléatoire est supérieur à la probabilité de contrainte estimée. Les personnes qui veulent augmenter leur période de travail de *plus* d'une semaine, dans le cas où elles ont réussi à obtenir une première semaine additionnelle de travail, pourront, avec une certaine probabilité, en obtenir une deuxième, etc. Nous procédons de la même façon pour déterminer si une contrainte empêchera ces personnes d'obtenir la deuxième semaine, c'est-à-dire en comparant un tirage aléatoire à la probabilité de contrainte. Nous continuons de la sorte jusqu'à ce que les personnes ou bien atteignent le seuil de travail additionnel souhaité, ou bien soient empêchées par une contrainte de travailler une semaine de plus. Le modèle de la durée et le modèle du sous-emploi déterminent conjointement les semaines prévues de chômage des personnes, *si* elles se trouvent effectivement en chômage.

Nous tenons compte dans le modèle de l'effet de l'évolution du contexte macroéconomique en laissant le nombre total macroéconomique de semaines de chômage, selon les prévisions des taux de chômage macroéconomiques. Étant donné que les personnes sont classées selon l'ordre décroissant de la probabilité d'être en chômage au cours d'une année donnée et que la somme cumulative des semaines de chômage est calculée pour l'ensemble de cette liste, les périodes de chômage peuvent être attribuées aux personnes qui ont la plus forte probabilité de se trouver en chômage, jusqu'au point où le nombre total de semaines de chômage est égal au chômage global pour l'année.

À ce stade, outre l'ajout du module démographique, la modélisation des comportements sur le marché du travail de la version des années 90 du modèle est semblable, grosso modo, à celle des années 80, telle qu'elle existait en juillet 1994<sup>13</sup>. Sur le plan conceptuel, une des principales différences tient à l'absence de distinction entre les hommes et les femmes dans le classement selon les probabilités de chômage. Les semaines de chômage leur sont attribuées à partir d'un

12 Notons que dans la présente étude et dans d'autres travaux, toutes les semaines de chômage sont regroupées en une « période » unique, que nous appelons « expérience annuelle de chômage ».

13 Voir S. Erkssoy, L. Osberg et S. Phipps, « Panel Data and Policy Analysis », 1994.



total global commun, de sorte que la distribution des semaines de chômage entre les hommes et les femmes n'est pas déterminée de façon exogène. Des modifications des paramètres du régime d'assurance-chômage ou d'autres hypothèses relatives au comportement peuvent donc engendrer une modification de la répartition du chômage par sexe dans le modèle de microsimulation des années 90. L'introduction du module démographique a donné lieu à une deuxième différence, à savoir que les équations de comportement sont sensiblement plus désagrégées dans la version des années 90 du modèle — des équations distinctes ont été estimées pour les hommes et les femmes célibataires et mariés, dans chaque groupe d'âge. Une troisième différence, les nouveaux renseignements sur les caractéristiques personnelles, permet d'accroître le nombre de variables explicatives capables de prédire le comportement individuel. Et, en dernier lieu, la distinction entre l'emploi assuré et l'emploi non assuré par le Régime d'assurance-chômage est maintenant explicite.

Il existe, pour chaque personne, une probabilité particulière d'avoir des semaines de travail indépendant. Comme l'indique le tableau 2, le taux global de travailleurs indépendants est à la hausse. Dans ce contexte, nous attribuons aux personnes un certain nombre de semaines de travail indépendant si, pour elles, la probabilité individuelle calculée de travail indépendant dépasse la valeur moyenne de la probabilité de travail indépendant, qui s'accroît avec le temps, comme le montre le tableau 2. Dans la mesure où une personne a des semaines de travail indépendant, la durée de son travail indépendant lui est attribuée de la manière indiquée un peu plus loin dans l'analyse. Quant aux semaines de travail courtes, comme leur fréquence ne semble pas augmenter avec le temps, nous estimons à la fois leur fréquence et leur durée à l'aide d'un même processus (c'est-à-dire un modèle tobit).

**Tableau 2**  
**Analyse de régression de la tendance au travail indépendant**  
**Moindres carrés ordinaires**  
**Variabes dépendantes = pourcentage de travailleurs indépendants,**  
**hommes et femmes, dans la population active, de 1975 à 1993**

|                     | Hommes          |             | Femmes          |             |
|---------------------|-----------------|-------------|-----------------|-------------|
|                     | Coefficient     | Erreur type | Coefficient     | Erreur type |
| Constante           | 9,6156          | 0,0897      | 4,8217          | 0,1289      |
| Tendance temporelle | 0,03011         | 0,0079      | 0,1119          | 0,0113      |
|                     | R2 corr. =0,431 |             | R2 corr. =0,852 |             |

*La catégorie de travailleurs indépendants ne comprend que les entreprises non constituées en sociétés.  
Source : Statistique Canada, La population active, no 71-001 au catalogue, vol. 31 à 49, 1975-1993.*

Une fois établis les résultats pour une personne dans les divers états — inactivité, chômage, travail indépendant, semaines de travail courtes et emploi normal —, le salaire hebdomadaire prévu de même que les règles du Régime d'assurance-chômage s'appliquant aux antécédents de travail de la personne et à la région économique dans laquelle elle vit déterminent ses revenus provenant d'un emploi et de prestations d'a.-c. Aux personnes dont le revenu annuel est faible, nous



attribuons de façon résiduelle le revenu provenant de l'aide sociale aux semaines (s'il y en a plus que 2) sans rémunération ni prestations d'a.-c.

## Équations estimées de comportement

Nous présentons dans l'annexe C les résultats des régressions utilisées pour élaborer les équations de comportement du modèle. Toutes les régressions ont été estimées à l'aide du SAS et des données de l'EA de Statistique Canada pour 1988 à 1990, dans la plupart des cas avec les données de 1988 et 1989 parce que les données sur le marché du travail de 1990 ont été influencées par l'« expérimentation naturelle » d'une condition d'admissibilité commune à l'assurance-chômage due au blocage au Sénat du projet de loi C-13 visant à réformer l'assurance-chômage. Étant donné qu'il n'y a pas de variation déterminante dans les conditions d'admissibilité à l'assurance-chômage en 1990 et que le problème de la diminution de l'effectif du panel est moins marqué en 1989 qu'en 1990, nous utilisons les années de panel 1988 et 1989 pour la plupart des estimations.

En principe, nous pourrions estimer une seule équation pour chaque comportement sur le marché du travail, en y introduisant des variables auxiliaires pour tenir compte de l'influence du sexe, de l'âge ou de l'état civil sur le retrait de la population active, la probabilité du chômage, etc. Ce procédé permettrait de réduire le travail des chercheurs, mais nous ne l'avons pas adopté, car il est manifeste, d'après les données, que les comportements des hommes et des femmes, des personnes mariées et des célibataires et des personnes de groupes d'âge différents présentent des différences structurelles telles, qu'il n'est pas possible d'en tenir compte au moyen d'un simple déplacement de l'ordonnée à l'origine par l'inclusion d'une variable auxiliaire pour des caractéristiques démographiques. Nous estimons la plupart des équations de comportement séparément pour les hommes et pour les femmes, à cause des différences structurelles importantes de comportement d'activité entre les hommes et les femmes. (Étant donné que les hommes et les femmes se font « concurrence » pour le même total général de semaines de chômage, nous adoptons une estimation conjointe de la probabilité du chômage.) Dans le cas de l'activité surtout, il importe par ailleurs de modéliser avec soin le comportement sur le marché du travail des jeunes (24 ans et moins), qui peuvent se trouver complètement ou partiellement hors de la population active à cause de leurs études, et aussi des travailleurs les plus âgés (de 55 à 64 ans), qui sont particulièrement susceptibles de se retirer de la population active, surtout après une période de chômage.

Par ailleurs, depuis que le module démographique permet de prévoir la probabilité du mariage (pour les personnes célibataires) et la probabilité du divorce (pour les personnes mariées), il est nécessaire de modéliser séparément le comportement des personnes mariées et celui des personnes célibataires. Néanmoins, la taille réduite de l'échantillon pour certains groupes démographiques (par exemple, les personnes mariées de moins de 24 ans) nous oblige à regrouper certaines catégories démographiques. Grâce aux probabilités de décès, de retraite et d'entrée dans la population active et d'immigration que comporte le module démographique, nous pouvons observer les conséquences des changements dans la composition de la population active.

Comme un modèle de microsimulation vise plutôt l'exactitude des prévisions que la vérification d'hypothèses et qu'il nécessite l'ajout d'un terme d'erreur aléatoire représentant la variation inexpliquée de la valeur prévue des résultats du comportement individuel, nous n'excluons pas forcément les variables qui ne sont pas statistiquement significatives à 5 p. 100 (ou à un autre niveau de confiance similaire). Nous avons pour principe de conserver les variables de l'équation si elles augmentent le pouvoir explicatif d'ensemble de la régression (environ  $t > 1$ ) et s'il y a de bonnes raisons de les conserver<sup>14</sup>. Par exemple, la théorie et d'autres résultats empiriques courants nous invitent à penser que le nombre et l'âge des enfants permettent de prévoir les tendances de l'activité, surtout pour les femmes jeunes et d'âge moyen. De plus, dans les fichiers à grande diffusion de l'EA, Statistique Canada utilise souvent une série de variables nominales plutôt qu'une variable continue unique (par exemple pour le nombre d'années d'études). Dans de tels cas, une seule dimension des données sous-jacentes est rendue dans un *ensemble* de variables nominales. Étant donné que, dans ce contexte, l'interprétation d'une variable auxiliaire unique est problématique, nous incluons ou excluons les variables études, profession et industrie en tant qu'*ensembles* de variables auxiliaires.

#### **Probabilité du retrait complet de la population active**

Dans l'annexe C, les tableaux C.1 à C.11 donnent les résultats détaillés d'une série de modèles logit de la probabilité qu'une personne soit hors de la population active toute l'année. Les régressions suivent une structure commune qui englobe les études, l'expérience d'activité passée et le nombre de semaines requis pour qu'une personne ait droit à l'assurance-chômage dans la région où elle habite. Nous supposons que le comportement des femmes célibataires âgées de 55 à 64 ans et des hommes du même âge n'est pas influencé par la présence d'enfants dans le ménage. Étant donné qu'il y a une très grande dépendance de l'état antérieur en cas de retrait complet de la population active, les antécédents sur le marché du travail sont un bon prédicteur (en particulier pour les cohortes plus âgées) de la probabilité qu'une personne demeure complètement hors de la population active. Par ailleurs, l'utilisation de l'EA de 1988 et 1989 comporte un avantage important, à savoir qu'il y avait ces années-là une observation sur l'incapacité des personnes. L'incapacité et l'importance des limites engendrées par cette incapacité sont, pour la plupart des groupes d'âge, de bons prédicteurs de la probabilité qu'une personne se retire complètement de la population active, au-delà de l'influence que nous observons dans les données des années antérieures sur le nombre de semaines de chômage et de retrait de la population active.

Le scénario de référence pour les variables auxiliaires de la situation professionnelle est le cas d'un col bleu. Ce dernier a fait des études secondaires, n'a pas d'enfant et n'est pas limité par une incapacité. Il est anglophone et est né au Canada.

---

14 Ce principe est en grande partie fondé sur l'argument théorique selon lequel des estimations de coefficient sur des variables incluses sont biaisées si les variables sont omises de l'équation qui influe aussi sur la variable dépendante (quoique avec une erreur type importante). Il repose aussi sur l'expérience : si nous tentons d'exécuter un modèle de microsimulation dans lequel les équations de comportement ne contiennent que les variables significatives à 95 p. 100, les résultats ne sont pas très intéressants.

### **Nombre de semaines de retrait de la population active**

Étant donné que les gens qui font partie de la population active ont habituellement une profession, les régressions résumées dans les tableaux C.12 à C.22 de l'annexe C comportent de larges catégories d'emploi, en plus des variables études, situation familiale, antécédents de travail et incapacité, dont nous avons parlé dans les paragraphes précédents. La dépendance de l'état antérieur en cas de retrait de la population active ressort clairement du rôle joué par le nombre de semaines de chômage l'année précédente et par le fait que la personne a ou n'a pas été hors de la population active une partie de l'année précédente. Parmi les caractéristiques personnelles, l'incapacité joue un rôle causal évident, mais nous notons des différences très importantes entre les personnes qui déclarent être limitées par une incapacité et celles qui disent avoir une incapacité mais n'être pas limitées par celle-ci, ou encore les cas où nous ne savons pas s'il y a limitation<sup>15</sup>.

L'effet des règlements de l'assurance-chômage sur l'activité est représenté par la variable « nombre de semaines requis pour être admissible à l'assurance-chômage ». Dans les tableaux C.12 à C.22, nous avons estimé un modèle tobit de la durée de l'expérience d'inactivité. Parmi les gens qui ont passé quelques semaines dans la population active, le nombre de semaines d'activité est tronqué, personne ne pouvant en avoir plus de 52. Un modèle tobit convient donc. Parmi les actifs, la plupart ont été sur le marché du travail un grand nombre de semaines (noter l'importance de l'élément constant négatif dans les semaines hors de la population active : il dépasse souvent -52). Étant donné que le nombre de semaines hors de la population active est tributaire d'autres caractéristiques, le nombre de semaines requis pour être admissible à l'assurance-chômage a tendance, pour la plupart des groupes, à avoir un rapport positif avec le nombre de semaines hors de la population active. En bref, dans toutes les régions, la plupart de ceux qui entrent dans la population active ont tendance à y demeurer la plus grande partie de l'année. Néanmoins, dans les régions où le nombre de semaines requis pour être admissible à l'assurance-chômage est moins élevé, nous observons en moyenne un nombre inférieur de semaines d'activité.

### **Probabilité de chômage**

Les tableaux C.23 à C.26 présentent les déterminants de la probabilité du chômage en 1989. Les estimations sont établies séparément pour les hommes et pour les femmes, pour les personnes mariées et pour les célibataires, pour les personnes de 16 à 24 ans et de 25 à 64 ans.

L'influence du chômage dans l'année précédente (variable auxiliaire = 1 s'il y a eu chômage en 1988) est très nette. Dans tous les cas, le coefficient est positif et très significatif. La dimension et la forte importance positive du chômage en 1988 comme prédicteur de la probabilité de chômage en 1989 est plus vraisemblablement un indicateur de la dépendance du chômage à l'égard de l'état antérieur (« microhystérésis »).

*La dimension et la forte importance positive du chômage en 1988 comme prédicteur de la probabilité de chômage en 1989 est plus vraisemblablement un indicateur de la dépendance du chômage à l'égard de l'état antérieur (« microhystérésis »).*

15 Le rôle de l'incapacité dans le comportement de la population active est étudié beaucoup plus en détail dans Lucie Zeman, « The Effects of Disability on the Labour Market Activities of Canadians », mémoire de maîtrise, Département d'économique, Université Dalhousie, 1994.

Nous calculons le ratio de remplacement du salaire à partir de la rémunération hebdomadaire de chaque personne, conformément au règlement de l'a.-c. en vigueur en 1988 et 1989 (= 0,6, sous le maximum de la rémunération assurable; = (0,6) (maximum de la rémunération assurable)/(rémunération réelle), si la rémunération réelle est supérieure au maximum de la rémunération assurable). C'est un coefficient positif, c'est-à-dire qu'il est plus probable, pour les personnes pour lesquelles le ratio de remplacement du salaire est plus élevé, de se trouver en chômage, dans tous les cas, sauf pour les femmes mariées ou célibataires âgées de 16 à 24 ans (quoique non significatif pour les femmes célibataires).

Comme nous pouvons nous y attendre, la probabilité du chômage a une corrélation positive avec le taux de chômage provincial et une corrélation négative avec l'appartenance à un groupe d'emplois de cols blancs<sup>16</sup>.

Comme les simulations initiales ont révélé que très peu de femmes se sont trouvées en chômage, les constantes de la probabilité des équations de chômage pour les femmes ont été multipliées par 0,8 (comme les constantes sont négatives, la probabilité se trouve augmentée). Cette opération a permis de donner aux femmes une probabilité plus élevée dans la distribution du chômage et de refléter plus fidèlement la fréquence observée dans l'EA de 1990.

### **Durée du chômage**

Les tableaux C.31 à C.38 présentent les résultats du modèle du temps de défaillance accéléré (Weibull) de la durée de la période de chômage. Ici encore, l'influence des résultats antérieurs est manifeste. Dans chaque groupe démographique, il y a corrélation positive entre le nombre de semaines de chômage en 1989 et en 1988.

Dans chaque régression, il y a corrélation négative entre le ratio de remplacement du salaire et la durée du chômage, toutes choses étant égales. Bien que dans certains cas ce résultat ne soit pas statistiquement significatif aux niveaux de confiance habituels, ce n'est pas la relation qu'une approche ordinaire de « dissuasion » de l'analyse de l'assurance-chômage aurait permis de prévoir. En fait, nous avons fait beaucoup d'efforts pour tenter de retirer le coefficient négatif du ratio de remplacement du salaire dans l'équation de la durée d'emploi. Le résultat résiste à de nombreuses autres spécifications et s'observe aussi dans l'EA de 1986-1987. Nous pouvons seulement signaler que Jones (1994) a obtenu un coefficient négatif similaire et que Devine et Kiefer (1991) indiquent que l'effet du remplacement du salaire est loin d'être établi.

Le coefficient positif de la *durée* maximale des prestations en tant que prédicteur de la durée du chômage est conforme à une notion classique de « dissuasion »; il est presque toujours statistiquement significatif aux niveaux de confiance habituels (sauf pour les hommes mariés, âgés de 25 à 64 ans).

---

<sup>16</sup> Dans Osberg, Erksøy et Phipps (1995), les auteurs de l'étude analysent les résultats de différences d'étalonnage des équations de probabilité du chômage (par exemple, remplacer les probabilités relatives de chômage pour les hommes par celles des femmes, pour les personnes âgées par les personnes jeunes). Les résultats de base concernant l'impact distributif de l'a.-c. sont relativement peu influencés par des différences d'étalonnage.

Les premières exécutions du modèle ont produit des durées de chômage extrêmement longues et une fréquence correspondante extrêmement faible du chômage et des prestations d'a.-c. Après quelques essais, nous avons réduit le terme constant de l'équation de la durée du chômage chez les femmes par un facteur de 0,666, de manière à reproduire les observations de l'EA de 1990 sur la fréquence et la durée moyenne du chômage.

### **Probabilité de contrainte au niveau du nombre de semaines de travail**

Les tableaux C.39 à C.42 présentent les résultats d'un modèle logit de la probabilité de vouloir, sans l'obtenir, une semaine de travail de plus en 1989. Si ces résultats étaient interprétés de manière à permettre de déterminer si le chômage est « volontaire » ou « involontaire », ils entraîneraient des conclusions contradictoires. D'une part, le ratio de remplacement du salaire comporte un coefficient négatif : autrement dit, les personnes pour lesquelles les prestations d'assurance-chômage remplacent une fraction élevée de la rémunération sont moins susceptibles de vouloir une semaine de travail de plus. Ce résultat est compatible avec la notion de chômage volontaire et d'effet dissuasif de l'assurance-chômage sur la volonté de travailler. D'autre part, les personnes qui ont plus de semaines de chômage et celles qui ont touché des prestations d'assurance-chômage risquent plus d'être limitées par la contrainte du chômage dans le nombre de semaines qu'elles peuvent travailler, c'est-à-dire qu'elles veulent travailler davantage au taux de rémunération hebdomadaire en cours. Ce résultat est compatible avec la notion de « contrainte » associée au chômage involontaire. Dans les deux cas, les résultats sont statistiquement très significatifs et uniformes dans les différents groupes démographiques. Heureusement, du point de vue de la capacité prédictive des modèles d'expérience de chômage, il n'est pas nécessaire de faire la distinction entre le chômage « volontaire » et le chômage « involontaire ».

### **Probabilité de travail indépendant**

Les tableaux C.43 à C.46 présentent, pour les femmes et les hommes mariés ou célibataires, les résultats du modèle logit des déterminants de la probabilité de faire un travail indépendant appliqué à l'ensemble de la population ayant eu des semaines d'emploi en 1989. Comme nous pouvions le prévoir, le fait d'avoir eu un travail indépendant en accroît considérablement la probabilité. Cette probabilité semble augmenter avec le niveau d'instruction, sauf pour les femmes mariées. Elle est corrélée négativement au taux de chômage provincial, mais, si nous gardons constante la probabilité provinciale, les personnes qui avaient plus de semaines de chômage en 1988 sont plus susceptibles de devenir des travailleurs indépendants.

### **Durée du travail indépendant**

Les tableaux C.47 à C.50 présentent les résultats du modèle des MCO de la durée du travail indépendant, pour les personnes qui avaient déjà des semaines de travail indépendant. Bien qu'un modèle tobit serait, au plan conceptuel, une meilleure méthode que les moindres carrés ordinaires (en raison de la limite imposée au maximum de semaines de travail indépendant, soit 52), nous utilisons les MCO parce qu'ils ont donné un meilleur ajustement de la distribution des semaines de travail indépendant. Le modèle des MCO et le modèle tobit ont prédit la durée moyenne de travail indépendant à l'intérieur des groupes démographiques avec à peu près la même précision; l'un et l'autre ont aussi sous-

estimé la durée du travail indépendant, mais le modèle des MCO l'a fait à un moindre degré. L'extrémité supérieure de la durée du travail indépendant est nécessairement tronquée à 52, mais, comme les résultats produits avec le modèle des MCO semblaient mieux modéliser le travail indépendant de courte durée, nous avons utilisé ce modèle malgré les imperfections économétriques qui lui sont connues pour les données tronquées.

Le modèle intègre le comportement microéconomique individuel dans un environnement macroéconomique qui évolue avec le temps. Ainsi, nous simulons les antécédents de travail des personnes de 1994 à 2004, en supposant que le chômage global obéit aux prévisions d'Informetrica présentées au tableau 1. Comme les insuffisances de la protection de l'assurance-chômage deviennent de plus en plus préoccupantes, en partie à cause de la progression du travail indépendant dans la population active, nous estimons par un modèle de régression la tendance du travail indépendant global (voir le tableau 2). Les prévisions de l'effet de l'extension du Régime à des emplois non assurés dans les années à venir reposent sur une extrapolation des tendances historiques du pourcentage de travailleurs indépendants dans la population active (une augmentation de 0,03 p. 100 par année pour les hommes, de 0,11 p. 100 pour les femmes). La simulation est lancée à partir du pourcentage observé de travail indépendant dans la population active de 1990 (données tirées de l'EA de 1990). La simulation, réalisée jusqu'en 2004, révèle que l'extrapolation des tendances des années 80 produit une augmentation du travail indépendant d'environ 6 points de pourcentage, proportion exprimée comme fraction de la population active.

Nous maintenons constante la proportion de semaines de travail courtes tout au long de la simulation<sup>17</sup>, car il ne semble pas y avoir de tendance nette à l'augmentation de la proportion de semaines de moins de 15 heures dans la population active, du moins que nous puissions déceler dans l'EA de 1986 à 1990. Globalement, le pourcentage de la population active dont l'emploi n'est pas assuré correspond à la somme 1) du pourcentage de travail indépendant (qui augmente avec le temps dans la simulation) et 2) du pourcentage de semaines de moins de 15 heures, à 145 \$ par semaine ou moins (qui demeure constant dans la simulation). Comme l'indique l'annexe C, nous appliquons des modèles différents pour prévoir la probabilité et la proportion de travail indépendant et de semaines courtes.

## **Modélisation de l'aide sociale**

Au Canada, l'aide sociale n'est pas véritablement un programme national, parce que chaque province a mis sur pied son propre régime, assorti de prestations et de conditions d'admissibilité différentes. En outre, certaines provinces ont adopté un régime à deux paliers, les responsabilités étant partagées avec les municipalités. Par conséquent, la modélisation de l'aide sociale est une tâche complexe. Toutefois, dans tous les cas, l'aide sociale est un programme « résiduel », en ce

---

<sup>17</sup> Bien qu'il puisse se produire une tendance positive dans les semaines courtes sur une longue période (la tendance du travail indépendant est mesurée sur la période 1975-1993), les données sont insuffisantes. Pour obtenir le nombre d'heures de travail par semaine et non le nombre d'heures-personne par semaine (c.-à-d. si la personne a plus d'un emploi, le nombre d'heures dans chaque emploi), un ensemble de données comme l'EA est essentiel, mais le seul qui existe concerne la période de 1986 à 1990.

sens que les prestataires sont ceux qui n'ont pas d'autres moyens pour subvenir à leurs besoins. C'est ce qui nous a amené à introduire l'aide sociale comme « valeur résiduelle » dans le modèle : les prestations sont attribuées aux personnes qui n'ont pas d'autres moyens de subsister durant plus de deux semaines, soit le délai de carence officiel de l'a.-c. Nous n'essayons pas de prendre en compte les conditions d'admissibilité détaillées en vigueur dans chaque province. Nous ne cherchons pas non plus à décider qui demandera et obtiendra des prestations et qui n'en demandera pas (même si nous savons que certaines personnes nécessiteuses ne demanderont pas d'aide sociale, tandis que certains demandeurs se verront opposer un refus). Nos estimations de l'aide sociale correspondent donc à des estimations des prestations qui peuvent être reçues; il s'agit néanmoins d'une information utile concernant le rapport entre l'assurance-chômage et l'aide sociale.

Comme nous pouvons le voir dans l'organigramme de la figure A.1 (annexe A), le module de l'aide sociale est le dernier élément de la structure logique du modèle. À ce stade-ci, chaque année, les personnes occupant un emploi rémunéré recevront un salaire; les personnes en chômage qui ont droit à l'a.-c. (parce qu'elles ont occupé un emploi admissible cette année ou que la période de prestations amorcée l'année précédente n'est pas terminée) recevront des prestations d'a.-c. L'addition de ces semaines pour chaque personne peut donner lieu à un total de 52 semaines ou moins chaque année. S'il est inférieur à 52, la personne n'a aucun revenu pendant quelques semaines. C'est alors que l'aide sociale est distribuée. En excluant le délai de carence de deux semaines de l'a.-c., l'aide sociale est attribuée à chaque personne nécessiteuse pour chaque semaine où elle n'a aucun autre revenu (d'un emploi ou de l'assurance-chômage).

De toute évidence, ce ne sont pas tous ceux qui passent des semaines sans salaire qui reçoivent de l'aide sociale, en font la demande ou même sont admissibles. Certains cas exclus peuvent être saisis par le modèle. D'après les renseignements tirés de l'EA, les personnes qui reçoivent un revenu de pension ou qui étudient à plein temps ne se voient pas attribuer des prestations d'aide sociale. Ni les personnes qui, dans le ménage, ne sont ni le chef ni un des conjoints. Ainsi, un garçon ou une fille qui habite avec ses parents ne reçoit pas d'aide sociale. Il y a enfin les personnes dont la somme du revenu familial et de leur propre revenu dépasse 10 000 \$ pour l'année, par exemple un homme ou une femme travaillant à la maison et soutenu ou soutenue financièrement par son conjoint. Sont aussi exclues les personnes qui ont un revenu élevé et qui prennent tout simplement congé pour une raison quelconque. Nous avons ainsi considérablement raccourci la liste des bénéficiaires de l'aide sociale.

Comme nous l'avons dit, il est difficile d'introduire précisément dans le modèle le montant de l'aide sociale versée à une personne chaque semaine, en raison des différences entre les régimes provinciaux. Le Conseil national du bien-être (1990) publie chaque année les chiffres estimatifs de l'aide sociale de base pour chaque province. Il suffit de diviser ce montant par 52 pour obtenir le revenu hebdomadaire. Malheureusement, ces chiffres ne se rapportent qu'aux quatre cas suivants : la personne célibataire apte au travail, la personne handicapée, la mère ou le père seul avec un enfant et le couple avec deux enfants. Par conséquent, nous avons utilisé les statistiques des Services communautaires de la Nouvelle-

*Au Canada, l'aide sociale n'est pas véritablement un programme national, parce que chaque province a mis sur pied son propre régime, assorti de prestations et de conditions d'admissibilité différentes. En outre, certaines provinces ont adopté un régime à deux paliers, les responsabilités étant partagées avec les municipalités.*

Écosse pour déterminer le montant hebdomadaire par enfant. Pour le reste du Canada, nous avons calculé un indice de la générosité du régime provincial par rapport à celui de la Nouvelle-Écosse. Ce ratio a ensuite été multiplié par le chiffre néo-écossais. Ainsi, il est possible d'établir un montant raisonnable de revenu pour chaque semaine sans salaire dans les cas dont le Conseil national du bien-être ne tient pas compte. (Voir au tableau 3 les montants hebdomadaires de l'aide sociale selon la province et la situation familiale.) Ce montant hebdomadaire est ensuite multiplié par le nombre de semaines sans salaire pour obtenir le revenu de chaque personne provenant de l'aide sociale.

**Tableau 3**  
**Paiements d'aide sociale par personne et par semaine**

| Province              | Célibataire<br>apte au travail<br>(sans enfant) | Personne<br>handicapée | Adulte<br>célibataire<br>(avec enfants) | Adulte<br>marié | Enfant |
|-----------------------|---|------------------------|---|-----------------|--------|
| Terre-Neuve           | 74,7  | 120,9                  | 163,6                                   | 166,2           | 27,3   |
| Île-du-Prince-Édouard | 139,3   | 140,5                  | 163,1                                   | 221,2           | 31,4   |
| Nouvelle-Écosse       | 113,1   | 155,1                  | 160,6                                   | 174,4           | 27,7   |
| Nouveau-Brunswick     | 55,8  | 111,6                  | 130,3                                   | 121,5           | 21,0   |
| Québec                | 127,4   | 132,2                  | 146,8                                   | 197,4           | 28,1   |
| Ontario               | 130,8   | 188,8                  | 208,6                                   | 243,8           | 37,3   |
| Manitoba              | 109,2   | 114,4                  | 129,4                                   | 220,0           | 28,3   |
| Saskatchewan          | 95,8  | 148,8                  | 164,0                                   | 205,7           | 30,3   |
| Alberta               | 92,4  | 114,2                  | 145,1                                   | 199,0           | 28,1   |
| Colombie-Britannique  | 111,1   | 155,3                  | 168,7                                   | 186,5           | 32,1   |



## 2. Assurance-chômage et aide sociale au Canada



Pour étudier les relations entre l'assurance-chômage, l'aide sociale et la pauvreté, nous avons simulé les conséquences de deux changements potentiels au Régime d'assurance-chômage de 1994 :

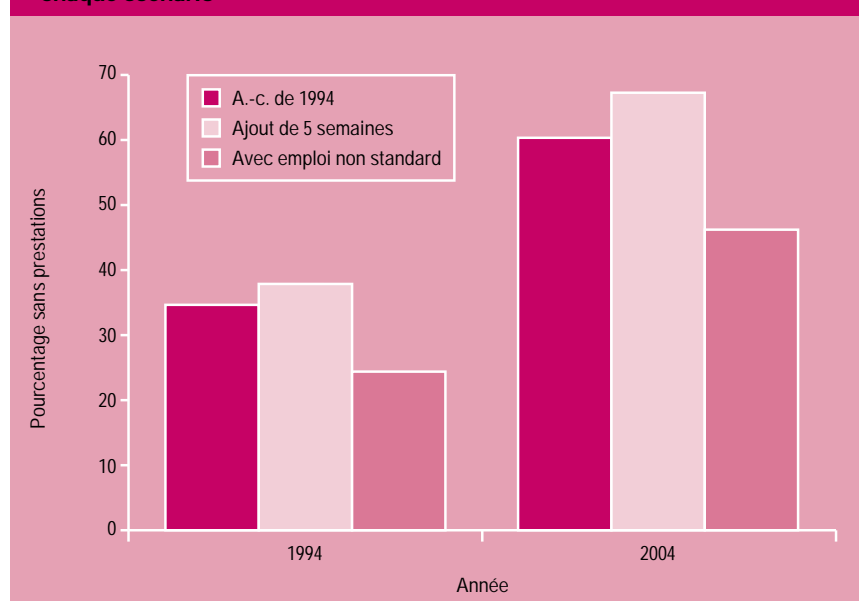
- 1) l'ajout de cinq semaines au nombre de semaines requis pour devenir admissible aux prestations d'assurance-chômage;
- 2) l'extension du Régime d'assurance-chômage aux semaines de travail indépendant et aux semaines de travail courtes.

Nous avons choisi d'étudier ces politiques parce que ces deux mesures auront des répercussions sur l'admissibilité : des personnes cesseront d'être admissibles à la suite de la première et d'autres le deviendront à cause de la deuxième. Et ces changements sur le plan de l'admissibilité auront probablement les conséquences les plus fortes pour les demandes d'aide sociale et pour la pauvreté.

Le fait de ne pas recevoir de prestations d'a.-c. a un effet important sur la probabilité qu'une personne soit pauvre tout en étant en chômage; en effet, peu importent les politiques adoptées, le taux de pauvreté est nettement plus élevé chez les personnes en chômage qui ne reçoivent aucune prestation d'a.-c. (voir le tableau 4).

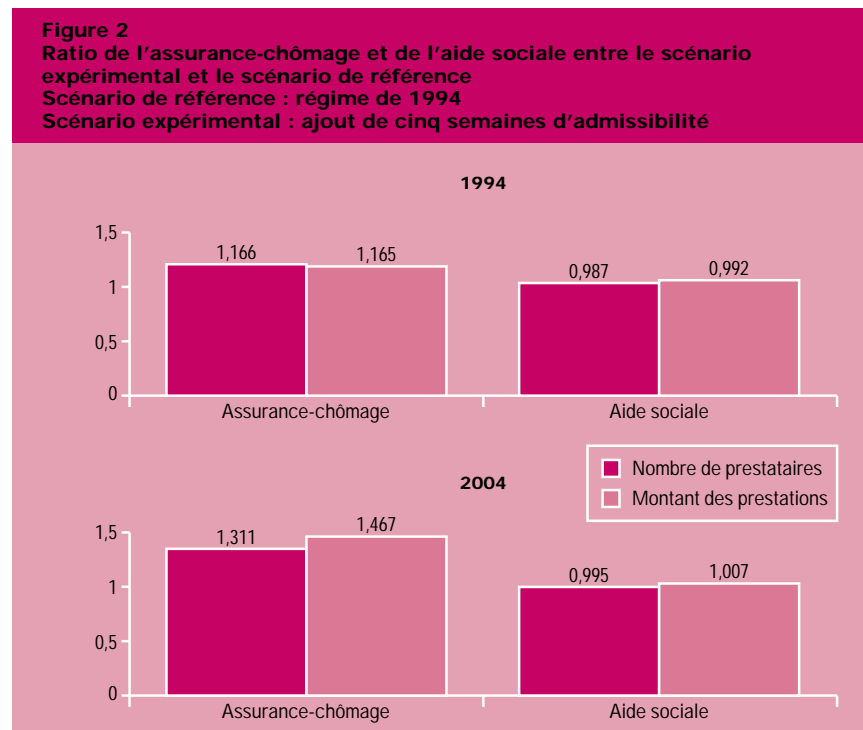
De plus, le tableau 4 montre que le pourcentage de chômeurs qui reçoivent des prestations d'a.-c. change de façon marquée lorsque le programme est modifié. Dans le scénario de référence (1994), 35 p. 100 des personnes qui ont été en chômage au cours de l'année n'ont pas eu droit à des prestations en 1994. Cette proportion passe à 38 p. 100 par suite de l'ajout de cinq semaines aux conditions d'admissibilité et baisse à 24 p. 100 lorsque le programme est étendu à l'emploi

**Figure 1**  
Chômeurs ne recevant aucune prestation d'assurance-chômage, selon chaque scénario



« non standard ». Dans notre modèle, le pourcentage de chômeurs qui ne reçoivent pas de prestations d'a.-c. augmente pendant la période de la simulation, en partie à cause de la forte progression que semble enregistrer le travail indépendant.

Les changements apportés à la réception de l'a.-c. par les chômeurs peuvent avoir des conséquences importantes sur le nombre de demandes d'aide sociale et sur la somme totale de l'aide sociale versée. Le tableau 5 montre que par rapport au régime de 1994, l'ajout de cinq semaines aux conditions d'admissibilité entraîne une diminution d'environ 6 p. 100 du nombre de prestataires de l'a.-c., laquelle s'accompagne d'une baisse de 16 p. 100 des sommes totales versées. Du même coup, le nombre de demandes de prestations d'aide sociale et le montant total consacré à l'aide sociale augmentent l'un et l'autre d'environ 10 p. 100.



Au cours de la première année de la simulation, l'extension de l'a.-c. au travail indépendant et aux semaines de travail courtes a pour effet d'augmenter le nombre de prestataires de l'a.-c. et le montant total des dépenses d'a.-c. d'environ 16,5 p. 100 par rapport au régime existant (1994). L'accroissement des dépenses est attribuable pour environ 83 p. 100 à la couverture des travailleurs indépendants; la couverture des travailleurs ayant peu d'heures entraîne une hausse de seulement 2,3 p. 100 et celle des travailleurs ayant un faible salaire ne fait monter les dépenses que de 1,2 p. 100. Le reste de l'augmentation des dépenses est dû à d'autres modifications de comportement qui résultent de ces mesures. Cette répartition découle surtout du grand nombre de travailleurs indépendants nouvellement assurés. De leur côté, les travailleurs ayant un petit nombre d'heures ou touchant un faible salaire n'auront droit qu'à des prestations d'a.-c. peu élevées.

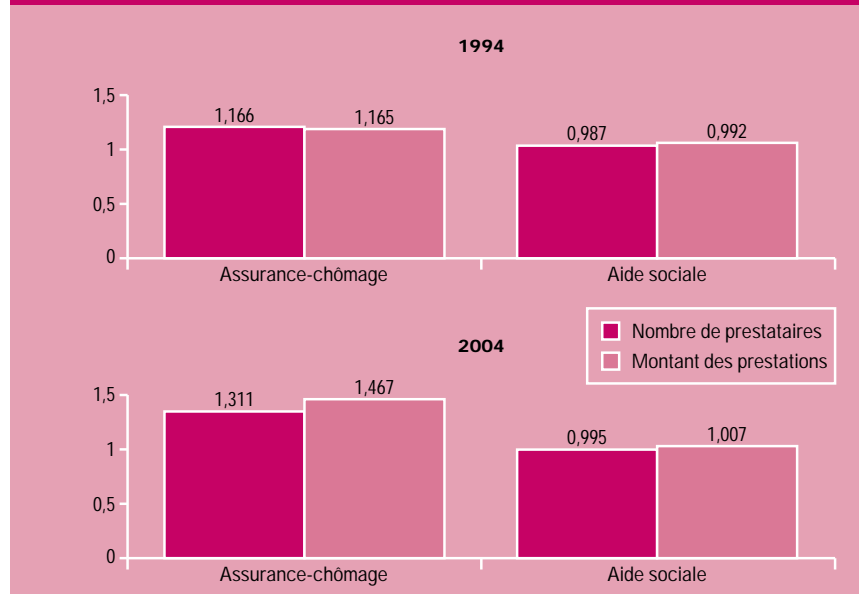
**Tableau 4**  
**Pourcentage de chômeurs qui reçoivent des prestations d'assurance-chômage**

| Année | Pourcentage de chômeurs sans assurance-chômage |                                     |                          | Ratio du taux de pauvreté des chômeurs qui ne reçoivent aucune a.-c. au taux de pauvreté global |                                     |                          |
|-------|--|-------------------------------------|--------------------------|---|-------------------------------------|--------------------------|
|       | Référence                                      | Ajout de 5 semaines d'admissibilité | Avec emploi non standard | Référence   | Ajout de 5 semaines d'admissibilité | Avec emploi non standard |
| 1994  | 34,6   | 37,8                                | 24,2                     | 1,48  | 1,37                                | 1,54                     |
| 1995  | 41,6   | 48,0                                | 30,0                     | 1,49  | 1,39                                | 1,50                     |
| 1996  | 45,3   | 50,1                                | 33,0                     | 1,47  | 1,41                                | 1,57                     |
| 1997  | 48,7   | 53,0                                | 37,5                     | 1,45  | 1,39                                | 1,53                     |
| 1998  | 48,9   | 54,4                                | 36,6                     | 1,42  | 1,41                                | 1,63                     |
| 1999  | 57,4   | 63,1                                | 42,1                     | 1,42  | 1,38                                | 1,54                     |
| 2000  | 58,8   | 66,1                                | 43,2                     | 1,43  | 1,42                                | 1,63                     |
| 2001  | 61,3   | 68,9                                | 46,9                     | 1,49  | 1,40                                | 1,63                     |
| 2002  | 60,5   | 67,4                                | 48,1                     | 1,68  | 1,45                                | 1,62                     |
| 2003  | 60,4   | 66,3                                | 47,4                     | 1,46  | 1,39                                | 1,54                     |
| 2004  | 60,4   | 67,1                                | 45,9                     | 1,39  | 1,43                                | 1,80                     |

**Tableau 5**  
**Ratios des prestataires et des prestations d'assurance-chômage et des prestataires et des prestations d'aide sociale**

| Année | Scénario de référence : régime de 1994<br>Scénario expérimental : ajout de 5 semaines d'admissibilité |   |  |  | Scénario de référence : régime de 1994<br>Scénario expérimental : extension à l'emploi non standard |   |  |  |
|-------|---|---|--|--|---|---|--|--|
|       | Ratio des prestataires de l'a.-c. entre expérimental et référence                                     | Ratio des prestations d'a.-c. entre expérimental et référence | Ratio des prestataires de l'a.s. entre expérimental et référence | Ratio des prestations d'a.s. entre expérimental et référence | Ratio des prestataires de l'a.-c. entre expérimental et référence                                   | Ratio des prestations d'a.-c. entre expérimental et référence | Ratio des prestataires de l'a.s. entre expérimental et référence | Ratio des prestations d'a.s. entre expérimental et référence |
| 1994  | 0,938   | 0,841   | 1,104  | 1,093  | 1,166   | 1,165   | 0,987  | 0,992  |
| 1995  | 0,953   | 0,816   | 1,129  | 1,123  | 1,122   | 1,215   | 0,990  | 0,994  |
| 1996  | 0,943   | 0,888   | 1,112  | 1,107  | 1,114   | 1,249   | 0,993  | 1,000  |
| 1997  | 1,050   | 0,831   | 1,162  | 1,122  | 1,159   | 1,228   | 1,006  | 1,004  |
| 1998  | 1,023   | 0,816   | 1,141  | 1,104  | 1,150   | 1,265   | 0,992  | 1,000  |
| 1999  | 0,979   | 0,879   | 1,139  | 1,102  | 1,281   | 1,448   | 0,996  | 1,001  |
| 2000  | 0,885   | 0,876   | 1,142  | 1,118  | 1,320   | 1,577   | 0,991  | 0,997  |
| 2001  | 0,868   | 0,832   | 1,133  | 1,097  | 1,297   | 1,480   | 0,995  | 0,996  |
| 2002  | 0,879   | 0,778   | 1,100  | 1,082  | 1,280   | 1,325   | 0,995  | 0,997  |
| 2003  | 0,924   | 0,776   | 1,143  | 1,098  | 1,262   | 1,367   | 1,001  | 1,010  |
| 2004  | 0,902   | 0,849   | 1,135  | 1,104  | 1,311   | 1,467   | 0,995  | 1,007  |

**Figure 3**  
**Ratio de l'assurance-chômage et de l'aide sociale entre le scénario expérimental et le scénario de référence**  
**Scénario de référence : régime de 1994**  
**Scénario expérimental : extension de la couverture à l'emploi non standard**

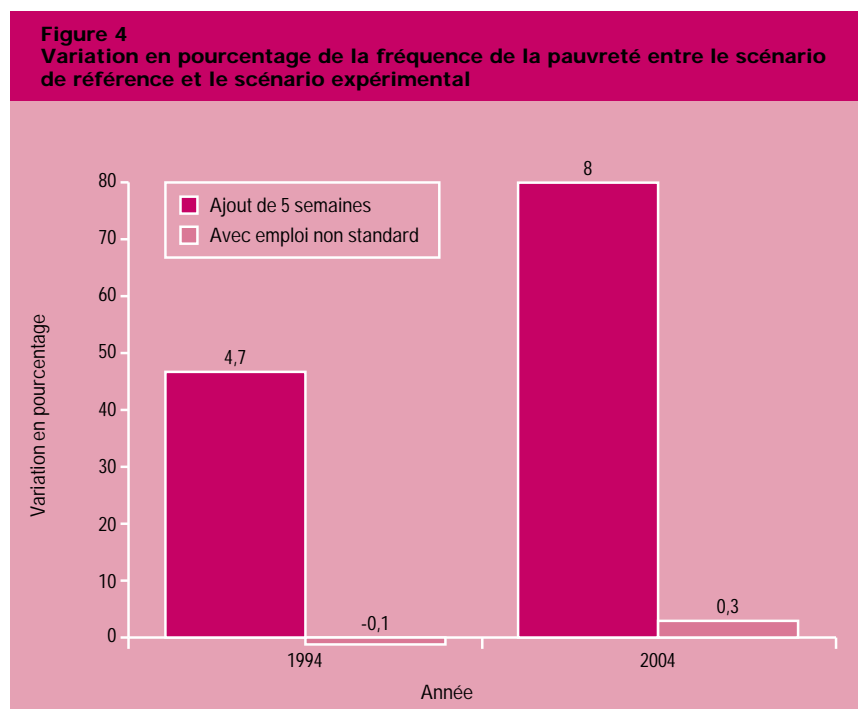


Étant donné que nous simulons une forte progression du travail indépendant, l'extension du régime à l'emploi non standard devient de plus en plus onéreuse par rapport au scénario de référence. La croissance prévue du travail indépendant est très probablement exagérée car nous ne faisons qu'extrapoler la tendance observée au Canada depuis quelques années. Les résultats sont néanmoins importants sur le plan qualitatif. Si les transformations actuelles du marché du travail se poursuivent, l'extension de l'a.-c. à l'emploi « non standard » ferait augmenter les sommes versées par l'a.-c. comparativement à un scénario dont nous continuerions d'exclure l'emploi non standard. Autrement dit, si l'emploi non standard continue de croître et que la couverture n'est pas étendue à ces travailleurs, une proportion de plus en plus grande de la population active (et de chômeurs) ne sera pas admissible à l'assurance-chômage.

Il est intéressant de noter que si les dépenses d'a.-c. augmentent de 16,5 p. 100 pendant la première année où est simulée l'extension de l'a.-c. à l'emploi non standard, les dépenses d'aide sociale demeurent essentiellement les mêmes. Pourquoi? La très grande majorité des chômeurs nouvellement assurés (83 p. 100) sont des travailleurs indépendants. Et 83 p. 100 d'entre eux avaient un revenu annuel suffisant pour ne pas avoir droit à l'aide sociale (soit plus de 10 000 \$ pour les fins de la simulation). Enfin, parmi les travailleurs indépendants à faible revenu et ayant été en chômage, 51 p. 100 recevaient une pension et n'avaient donc pas droit à l'aide sociale. Par conséquent, la grande majorité de ceux qui bénéficieraient de cette nouvelle mesure n'étaient pas à l'origine des prestataires de l'aide sociale; ce ne sont donc pas des personnes qui cesseraient de recevoir l'aide sociale du fait qu'elles toucheraient des prestations d'a.-c.

Par rapport aux travailleurs indépendants, le nombre de nouveaux assurés travaillant peu d'heures ou ayant un faible salaire est assez faible. Les conséquences de cette mesure sur ce groupe auront donc peu d'effet sur les statistiques globales. Cependant, comme les nouveaux assurés ayant des semaines de travail courtes et un faible salaire ont des caractéristiques assez différentes de celles des travailleurs indépendants, il importe de s'attarder à leur cas. En premier lieu, la majorité sont des femmes, beaucoup sont des étudiants et ne sont, dans le ménage, ni le chef ni un des conjoints (voir le tableau 7). Par conséquent, même si le revenu propre de la plupart des travailleurs leur donne droit à l'aide sociale, la plupart font partie de ménages dont le revenu dépasse le seuil des 10 000 \$. Ici encore, quoique pour des raisons différentes, l'extension de l'a.-c. aux travailleurs ayant peu d'heures ou un faible salaire ne semble pas avoir beaucoup d'effet sur le nombre de bénéficiaires de l'aide sociale.

Il importe de noter que le modèle de microsimulation est incapable de tenir compte de la distribution des revenus dans le ménage. Les membres du ménage peuvent bénéficier ou pas à parts égales des ressources du ménage dont ils font partie. En outre, il est possible qu'un mauvais résultat sur le marché du travail ait entraîné la formation de ménages plus grands : par exemple, des jeunes adultes retournent vivre chez leurs parents parce qu'ils ne trouvent pas d'emploi assez bien rémunéré pour leur permettre de vivre seul.



Le tableau 6 montre les effets sur la pauvreté des mesures touchant les conditions d'admissibilité et l'emploi non standard<sup>18</sup>. Le fait de prolonger de cinq semaines la période de travail requise pour être admissible a pour effet d'augmenter la fréquence globale de la pauvreté d'environ 5 p. 100 en 1994, tandis que l'ampleur moyenne de la pauvreté n'a guère changé. À l'opposé, même si l'extension de l'a.-c. à l'emploi non standard bénéficierait à certaines personnes pauvres (aux travailleurs ayant peu d'heures ou un faible salaire), étant donné que leur nombre est relativement très petit, une telle mesure a peu d'effet sur le niveau global de la pauvreté, pour les mêmes raisons qu'elle a peu d'effet sur le nombre de bénéficiaires de l'aide sociale.

**Tableau 6**  
**Variation en pourcentage du taux de pauvreté et de l'écart de pauvreté entre le scénario de référence et le scénario expérimental**

| Année | Référence : régime de 1994<br>Expérimental : ajout de cinq semaines<br>à la période d'admissibilité |                      | Référence : régime de 1994<br>Expérimental : extension de la<br>couverture à l'emploi non standard |                      |
|-------|---|----------------------|--|----------------------|
|       | Taux de<br>pauvreté   | Écart de<br>pauvreté | Taux de<br>pauvreté  | Écart de<br>pauvreté |
| 1994  | 4,7   | -0,1                 | -0,1   | -0,1                 |
| 1995  | 5,8   | 0,4                  | -0,3   | 0,4                  |
| 1996  | 7,7   | -0,1                 | -0,1   | -0,1                 |
| 1997  | 8,6   | 0,1                  | 0,1  | 0,1                  |
| 1998  | 7,5   | 0,3                  | -0,3   | 0,3                  |
| 1999  | 7,6   | 0,3                  | 0,0  | 0,3                  |
| 2000  | 8,1   | 0,3                  | -0,1   | 0,3                  |
| 2001  | 7,7   | 0,6                  | -0,2   | 0,6                  |
| 2002  | 8,2   | 0,6                  | -0,3   | 0,6                  |
| 2003  | 8,4   | -0,1                 | 0,5  | -0,1                 |
| 2004  | 8,0   | 0,1                  | 0,3  | 0,1                  |

En conclusion, les résultats laissent croire que l'augmentation du nombre de semaines requis pour l'admissibilité à l'assurance-chômage haussera la fréquence de la pauvreté au Canada et déplacera les dépenses de maintien du revenu de l'assurance-chômage vers l'aide sociale. D'autre part, l'extension du régime aux travailleurs qui ont des semaines de travail courtes et un salaire peu élevé paraît être un moyen relativement peu coûteux de permettre à un petit nombre de personnes pauvres de toucher des prestations sans alourdir outre mesure l'administration du régime. Cependant, l'extension du régime au travail indépendant, mesure coûteuse et difficile à administrer, semble plus problématique et offre peu d'avantages aux personnes pauvres.

<sup>18</sup> Nous mesurons la pauvreté au moyen du seuil de faible revenu de Statistique Canada pour la deuxième ville en importance. Étant donné que l'EA ne fournit pas ce renseignement, nous ne pouvions faire varier le seuil en fonction du niveau d'urbanisation et établir hypothétiquement le seuil pour une ville de 100 000 à 499 999 habitants. À défaut de renseignements complets sur les revenus, nous utilisons uniquement les salaires, les prestations d'a.-c. et les prestations d'aide sociale, s'il y a lieu; nos chiffres sur la pauvreté sont donc trop élevés. Toutefois, comme ce constat s'applique également au scénario de référence et aux deux simulations, notre analyse s'attarde plutôt aux variations de la fréquence et de l'ampleur de la pauvreté.

**Tableau 7**  
**Caractéristiques des personnes nouvellement assurées dans le scénario**  
**expérimental lorsque l'emploi non standard est inclus — 1994**

|                                    | Travailleurs indépendants | Semaines courtes | Faible salaire (<145) | Tous ceux dont l'a.-c. a augmenté | Tous ceux compris la première année |
|------------------------------------|---------------------------|------------------|-----------------------|-----------------------------------|-------------------------------------|
| Hommes                             | 89,0 %                    | 39,2 %           | 0,0 %                 | 77,7 %                            | 49,4 %                              |
| Femmes                             | 11,0 %                    | 60,8 %           | 100,0 %               | 22,3 %                            | 50,6 %                              |
| Revenu propre < 10 000 \$          | 25,7 %                    | 69,9 %           | 100,0 %               | 30,4 %                            | 44,2 %                              |
| Revenu propre + autre < 10 000 \$  | 16,9 %                    | 13,6 %           | 27,8 %                | 14,9 %                            | 20,8 %                              |
| Étudiant à plein temps             | 2,3 %                     | 44,8 %           | 41,2 %                | 10,5 %                            | 11,8 %                              |
| Pensionné                          | 26,1 %                    | 1,5 %            | 1,6 %                 | 18,4 %                            | 7,4 %                               |
| Ni chef ni conjoint dans le ménage | 5,7 %                     | 62,4 %           | 47,2 %                | 17,7 %                            | 20,7 %                              |
| Études                             |                           |                  |                       |                                   |                                     |
| Primaires                          | 0,0 %                     | 0,0 %            | 0,0 %                 | 13,6 %                            | 11,1 %                              |
| Secondaires partielles             | 37,6 %                    | 23,4 %           | 25,5 %                | 22,1 %                            | 23,2 %                              |
| Secondaires                        | 23,4 %                    | 37,6 %           | 46,3 %                | 27,3 %                            | 19,0 %                              |
| Postsecondaires partielles         | 21,4 %                    | 21,4 %           | 20,1 %                | 13,5 %                            | 13,0 %                              |
| Métier                             | 0,0 %                     | 0,0 %            | 4,6 %                 | 6,4 %                             | 4,8 %                               |
| Certificat ou diplôme              | 13,3 %                    | 13,3 %           | 3,5 %                 | 10,3 %                            | 15,2 %                              |
| Université                         | 4,4 %                     | 4,4 %            | 0,0 %                 | 6,8 %                             | 13,7 %                              |



*Dans ce débat, la presse commerciale ne cesse de répéter que la trop grande générosité du Régime d'assurance-chômage est à l'origine des maux qui affligent l'économie et qu'il serait préférable de s'inspirer du modèle américain.*

### 3. Comparaisons internationales

Une des façons de comprendre le rôle du Régime d'assurance-chômage est d'imaginer les conséquences de l'adoption d'un autre régime. Nous pensons tout de suite à celui des États-Unis; or, comme les modalités varient d'un État à l'autre, il s'agit, en fait, de plusieurs régimes différents.

Le premier point à retenir pour comparer les deux régimes est leur taille relative. Au Canada, en 1993, sur une population de 13,9 millions de travailleurs et travailleuses, il y a eu en moyenne 1,3 million de prestataires (9,2 p. 100). Au total, 4 millions de personnes ont reçu des prestations à un moment donné au cours de 1993. Ces dernières ont totalisé 18,3 milliards de dollars<sup>19</sup>, soit environ 2,6 p. 100 du produit intérieur brut (PIB).

Aux États-Unis, l'assurance-chômage n'a pas la même importance relative : 34,7 milliards de dollars ont été versés à 8,1 millions de prestataires en 1993, ce qui représente respectivement 0,5 p. 100 du PIB et 6,3 p. 100 de la population active. La différence dans la taille des deux régimes est due en partie aux taux de chômage enregistrés en 1993 (11,2 p. 100 au Canada, contre 6,8 p. 100 aux États-Unis). Cependant, même si le régime canadien est de compétence fédérale, alors que celui des divers États américains accuse des différences sur le plan de la couverture, du taux de remplacement et de la durée des prestations, il est évident que celui du Canada est beaucoup plus généreux que tous les autres.

Dans ce débat, la presse commerciale ne cesse de répéter que la trop grande générosité du Régime d'assurance-chômage est à l'origine des maux qui affligent l'économie et qu'il serait préférable de s'inspirer du modèle américain. En revanche, de nombreux chefs syndicaux et communautaires craignent que le libre-échange (d'abord l'ALE, puis l'ALENA) conduise à une harmonisation des programmes sociaux à l'échelle continentale, fondée sur le plus petit dénominateur commun. Il est donc utile d'évaluer l'effet de l'adoption au Canada d'un régime de type américain.

Nous croyons que la microsimulation dynamique est un bon moyen de mesurer les effets redistributifs d'un régime d'assurance-chômage à l'américaine. La population est très hétérogène et les marchés régionaux du travail se caractérisent par une diversité qui change avec le temps. L'assurance-chômage au Canada est devenue un énorme système qui comporte des règles et des méthodes complexes. En adoptant le modèle américain, il faudra modifier le taux de remplacement du salaire, le nombre de semaines de travail requis pour avoir droit aux prestations, le délai de carence, la durée maximale des prestations, la formule de calcul de la période de prestations et le champ d'application. Étant donné que des personnes vont sûrement modifier leur comportement sur le marché du travail en réaction aux incitatifs que renferme chacun des changements apportés au Régime d'assurance-chômage, toute évaluation de ces réformes ne doit pas s'arrêter uniquement aux conséquences directes initiales des mesures envisagées.

<sup>19</sup> Voir *L'emploi et le revenu en perspective*, Statistique Canada, automne 1994, p. 58 et 62, et *Sécurité sociale au Canada*, DRHC, 1994, p. 26. Au cours de 1994, le nombre de prestataires d'a.-c. a baissé par suite de l'épuisement des prestations et d'une légère amélioration de l'emploi.



Toutefois, en raison de l'hétérogénéité des personnes, de la diversité des circonstances et de la complexité de règles interreliées, le recours à des modèles simplificateurs qui considèrent isolément chaque réaction comportementale risque de fausser sérieusement les conclusions. Un modèle de microsimulation des comportements permet d'incorporer les réactions comportementales estimées d'une population variée, d'une manière qui garantit l'uniformité et tient compte des effets de rétroaction des divers comportements dans le temps.

Dans la présente partie, nous nous demandons quelles conséquences aurait l'adoption d'un régime d'assurance-chômage de style américain pour le niveau et la distribution du revenu au Canada; nous examinons un des régimes les moins généreux, celui du Texas, et un des plus généreux, celui de l'État de New York. L'annexe B compare plus en détail le régime canadien de 1994 avec ceux du Texas et de l'État de New York. Toutefois, il convient de souligner que les deux États prévoient des taux de remplacement du salaire plus faibles, des conditions d'admissibilité plus sévères et une période de prestations beaucoup plus courte.

Étant donné qu'un régime d'assurance-chômage vise à atténuer l'effet des fluctuations cycliques de l'emploi, et parce qu'une période comptable d'une année ne permet peut-être pas de mesurer exactement l'effet de l'assurance-chômage sur la distribution du revenu, nous considérons la distribution du revenu total pendant un cycle économique complet (de 1981 à 1989). Nous allons donc utiliser la « version des années 80 » de notre modèle. Nous estimons, pour un échantillon représentatif de Canadiens, les fluctuations des revenus du travail et des prestations d'assurance-chômage se rapportant aux divers régimes d'assurance-chômage (en comparant le régime en vigueur au Canada en 1994 avec un modèle américain — New York et Texas) qui auraient touché les personnes, durant le cycle économique des années 80, y compris les réactions comportementales aux changements dans les incitatifs de l'assurance-chômage.

Dans plusieurs communications et études (par exemple Erksøy, Osberg et Phipps 1994a, 1994b et 1994c), nous avons exposé la méthodologie de la version des années 80 de notre modèle de microsimulation, décrit les équations de comportement estimées qui déterminent le modèle et montré sa sensibilité à différentes hypothèses (par exemple, l'importance des résultats passés sur le marché du travail). Nous n'allons pas reprendre ici tous les détails du modèle. L'annexe B donne une description sommaire de la structure du modèle de microsimulation; les lecteurs intéressés trouveront des explications plus détaillées dans nos autres travaux (par exemple, Erksøy, Osberg et Phipps, 1994a).

Pour notre propos, il importe surtout de savoir que la version des années 80 du modèle de microsimulation produit, pour chacun des 19 488 répondants de l'Enquête sur les biens et l'endettement menée par Statistique Canada en 1984, un vecteur prédictif des revenus du travail, des prestations d'assurance-chômage, des semaines de chômage, des semaines d'emploi et des semaines d'inactivité pour chaque année du cycle économique au Canada. Nous introduisons dans le modèle les résultats individuels qui découlent du Régime d'assurance-chômage correspondant à la législation canadienne de 1994 ainsi que les résultats correspondant à la législation sur l'assurance-chômage en vigueur au Texas et dans

l'État de New York en 1992<sup>20</sup>, en tenant compte de l'effet direct de l'assurance-chômage sur le revenu de transfert individuel, des réactions comportementales des personnes aux incitatifs de la législation de l'assurance-chômage et de l'effet des modifications apportées au régime sur le niveau du chômage global<sup>21</sup>.

Le tableau 8 donne la valeur prévue du revenu annuel moyen pour les hommes selon les régimes de l'État de New York et du Canada, pendant un cycle économique comme celui de 1981 à 1989. Le tableau 9 présente les résultats équivalents pour le Texas. Comme l'adoption du régime de l'État de New York a les mêmes effets qualitatifs que l'adoption du régime texan (ils sont seulement plus prononcés), notre analyse va porter essentiellement sur les résultats du régime new-yorkais. De toute évidence, même si toutes les couches des revenus sont touchées par ce changement, la perte de revenu correspond à une fraction beaucoup plus grande du revenu annuel dans les déciles les plus pauvres. Chez les hommes, le passage à un régime d'assurance-chômage de type new-yorkais renforcerait clairement l'inégalité de la distribution du revenu.

**Tableau 8**  
Effet du passage du régime d'a.-c. canadien de 1994 au régime en vigueur dans l'État de New York sur le « revenu » annuel moyen par quintile Hommes âgés de 16 à 65 ans

| Quintile     | Valeur prévue du revenu |           |               |
|--------------|-------------------------|-----------|---------------|
|              | $Y_C$                   | $Y_N$     | $\Delta Y \%$ |
| 1            | 1 291,53                | 1 137,00  | 11,96         |
| 2            | 8 299,02                | 7 989,63  | 3,73          |
| 3            | 15 376,06               | 14 974,47 | 2,61          |
| 4            | 22 642,47               | 22 183,59 | 2,03          |
| 5            | 37 732,94               | 37 334,07 | 1,06          |
| Premier 10 % | 45 304,73               | 44 878,44 | 0,94          |
| Moyenne      | 17 068,40               | 16 723,75 | 2,02          |
| Gini         | 0,432                   | 0,438     | -1,39         |
| C.V.         | 0,813                   | 0,824     | -1,35         |

Notes :

« Revenu » = Revenu du travail + transferts nets de l'a.-c.

$Y_C$  = Valeur prévue du revenu au Canada

$Y_N$  = Valeur prévue du revenu dans l'État de New York

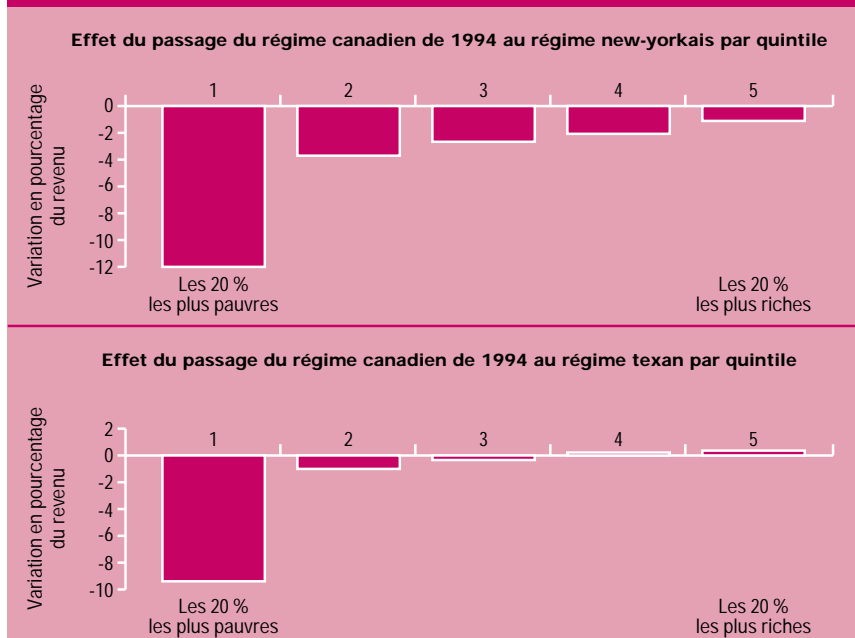
$\Delta Y \%$  = Canada - New York

C.V. = Coefficient de variation

20 Dans Osberg, Erksoy et Phipps (1994a, 1994b), nous présentons des estimations comparables de l'incidence des révisions apportées entre 1971 et 1994 à l'assurance-chômage sur le niveau et la répartition du bien-être économique.

21 À partir des résultats de Grubel, Maki et Sax (1975), nous supposons que l'adoption d'un régime d'a.-c. moins généreux, comme celui de l'État de New York, ferait baisser le chômage de 0,318 p. 100 chaque année, tandis que l'adoption du modèle texan le ferait monter de 0,45 p. 100 (voir l'annexe B pour plus de détails).

**Figure 5**



**Tableau 9**

**Effet du passage du régime d'a.-c. canadien de 1994 au régime en vigueur au Texas sur le « revenu » annuel moyen par quintile Hommes âgés de 16 à 65 ans**

| Quintile     | Valeur prévue moyenne du revenu |           |               |
|--------------|---------------------------------|-----------|---------------|
|              | $Y_{CDN}$                       | $Y_{TEX}$ | $\Delta Y \%$ |
| 1            | 1 279,98                        | 1 158,37  | 9,50          |
| 2            | 8 266,75                        | 8 185,22  | 0,99          |
| 3            | 15 346,29                       | 15 299,61 | 0,30          |
| 4            | 22 608,38                       | 22 618,98 | -0,05         |
| 5            | 37 693,15                       | 37 775,49 | -0,22         |
| Premier 10 % | 45 265,31                       | 45 317,62 | -0,12         |
| Moyenne      | 17 038,91                       | 17 007,53 | 0,18          |
| Gini         | 0,433                           | 0,436     | -0,69         |
| C.V.         | 0,814                           | 0,818     | -0,49         |

Notes :

« Revenu » = Revenu du travail + transferts nets de l'a.-c.

$Y_{CDN}$  = Valeur prévue du revenu au Canada

$Y_{TEX}$  = Valeur prévue du revenu au Texas

$\Delta Y \%$  = Canada - Texas

C.V. = Coefficient de variation

Il est à noter, au tableau 8, que la valeur prévue du revenu annuel dans un régime new-yorkais est plus faible, même si nous supposons que l'adoption d'un tel régime entraînerait une diminution du taux de chômage. Cela est dû au fait que l'a.-c. touche à la fois le taux d'activité et le taux de chômage. Il est admis depuis longtemps que le régime d'a.-c. canadien encourage fortement les personnes marginalement actives à aller sur le marché du travail pour avoir droit à des prestations. Nous pouvons nous attendre à ce que la diminution de ces incitatifs entraîne une baisse du taux d'activité, comme le prévoit notre modèle. Cette diminution est en réalité suffisamment importante pour que le taux de chômage plus faible découlant d'un régime new-yorkais corresponde également à un ratio emploi-population plus faible.

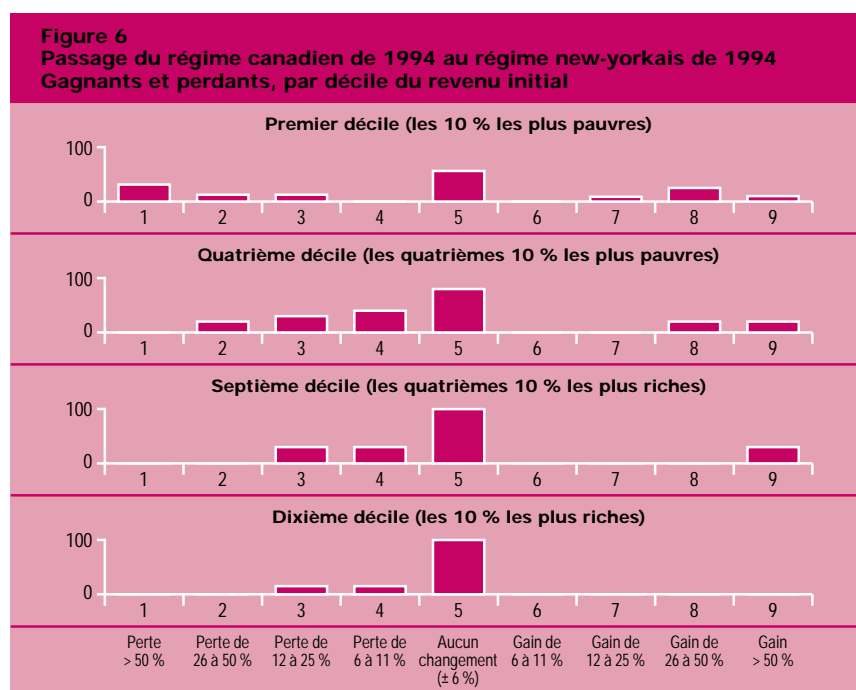
Il est possible de situer dans un certain contexte le changement de l'inégalité globale induit par l'adoption d'un régime d'assurance-chômage de type américain en comparant la variation du coefficient de Gini (augmentation de 0,03) avec la différence entre les taux d'inégalité de divers pays. Fritzell (1992) a calculé que la différence dans l'indice de Gini du revenu disponible redressé a été d'environ 0,04 entre le Canada et l'Allemagne, tant en 1981 qu'en 1987. L'écart entre le Canada et la Suède s'établissait à 0,1 en 1981 et à 0,08 en 1987. À l'échelle internationale, à partir des données tirées de l'Étude sur les revenus du Luxembourg, l'indice de Gini fait ressortir une différence de 0,12 en 1979-1981 et de 0,13 en 1986-1987 entre le pays où l'inégalité est la plus élevée (États-Unis) et celui où elle est la plus faible (Suède).

Il faut toutefois faire plusieurs mises en garde. D'abord, le concept de revenu utilisé ici se limite aux revenus annuels du travail et aux prestations d'assurance-chômage reçues annuellement; le revenu du capital et (surtout) le revenu de pension et l'aide sociale en sont exclus. Le niveau relativement faible des revenus annuels et des prestations d'assurance-chômage des personnes appartenant aux déciles les plus pauvres s'explique en partie par le fait que les personnes en chômage durant de longues périodes sont portées à se retirer entièrement de la population active; cette tendance se dégage nettement dans les cohortes plus âgées. Comme notre objectif est de modéliser les effets redistributifs d'un programme d'assurance sociale donné (l'assurance-chômage), nous ne posons pas l'hypothèse que les personnes ayant un faible revenu annuel reçoivent automatiquement des prestations d'aide sociale ni que les personnes à la retraite reçoivent automatiquement un revenu de pension. Or, l'assurance-chômage fait bien sûr partie d'un ensemble de transferts sociaux publics et privés. La mesure dans laquelle d'autres transferts viendront compenser la réduction de l'assurance-chômage représente donc un enjeu capital.

En outre, il ne faut pas oublier que les tableaux 8 et 9 concernent l'ensemble des personnes qui étaient sur le marché du travail en 1981; certaines se sont probablement retirées de la population active entre 1982 et 1989. Ces tableaux ne tiennent aucunement compte du revenu ou de la taille du ménage. Enfin, les modifications d'un programme vaste et complexe comme l'assurance-chômage ont forcément des répercussions très inégales à l'intérieur des différents déciles de revenu. Notre modèle considère l'effet qu'auraient sur le comportement des personnes sur le marché du travail plusieurs paramètres de l'assurance-chômage : le ratio de remplacement du salaire, la condition d'admissibilité à l'assurance-chômage, la formule de calcul de la période de prestations et la durée maximale des presta-

tions. Dans le régime canadien, les conditions d'admissibilité et la durée des prestations varient dans le temps et selon les régions économiques par suite des fluctuations du taux de chômage local. L'adoption d'un régime de type américain toucherait tous ces aspects de l'assurance-chômage et les conséquences seraient très différentes d'une personne à l'autre. Dans notre modèle de microsimulation, une modification du régime d'assurance-chômage peut profiter à certaines personnes — alors qu'elle fait subir des pertes financières considérables à d'autres personnes ayant le même revenu annuel — parce que leur combinaison particulière de caractéristiques personnelles et les changements des paramètres qui les touchent ont pour effet d'augmenter la probabilité relative de trouver un emploi. Une réforme de l'assurance-chômage entraîne donc un reclassement appréciable des personnes dans la distribution des revenus.

Les tableaux 8 et 9 sont basés sur les déciles de revenu, répartis d'après le revenu défini en vertu de ces régimes. Étant donné que des modifications de l'assurance-chômage feront des gagnants et des perdants, la composition de chaque décile de revenu ne sera pas toujours la même. Pour illustrer la dispersion des effets dans les déciles de revenu, le tableau 10 montre la répartition des variations en pourcentage du revenu prévu qui résultent de l'adoption du régime new-yorkais, d'après le décile du revenu initial obtenu dans le cadre du régime canadien. Le pourcentage de personnes qui ne sont pour ainsi dire pas touchées par les modifications de l'assurance-chômage augmente en fonction du revenu : c'est le cas de plus de 90 p. 100 des personnes faisant partie du décile le plus élevé, contre seulement 20 p. 100 des hommes se trouvant dans le décile inférieur. Dans les déciles de revenu inférieurs, une minorité très importante subit une forte baisse du revenu annuel et un pourcentage beaucoup plus faible de personnes réalise des gains.



**Tableau 10**

**Comparaison du régime canadien de 1994 et du régime américain de l'État de New York de 1992 : gagnants et perdants par déciles**  
**Hommes âgés de 16 à 64 ans**

| Décile de la valeur actuelle du revenu | Perte                     |                          |                          |                         | Néant                      | Gain                   |                         |                         |                          |
|--|---------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|----------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
|  | (a) Perte de plus de 50 % | (b) Perte de 26 % à 50 % | (c) Perte de 12 % à 25 % | (d) Perte de 6 % à 11 % | (e) Aucun changement ± 6 % | (f) Gain de 6 % à 11 % | (g) Gain de 12 % à 25 % | (h) Gain de 26 % à 50 % | (i) Gain de plus de 50 % |
| 1                                      | 28,90                     | 7,50                     | 4,31                     | 0,20                    | 52,21                      | 0,14                   | 1,43                    | 22,72                   | 3,14                     |
| 2                                      | 14,98                     | 20,84                    | 9,99                     | 4,42                    | 37,80                      | 1,24                   | 3,17                    | 2,43                    | 5,13                     |
| 3                                      | 7,20                      | 12,59                    | 16,50                    | 10,76                   | 43,27                      | 1,08                   | 2,32                    | 1,62                    | 4,68                     |
| 4                                      | 1,09                      | 6,35                     | 10,16                    | 11,49                   | 64,03                      | 1,16                   | 0,90                    | 1,33                    | 3,48                     |
| 5                                      | 1,03                      | 2,86                     | 9,74                     | 6,93                    | 73,19                      | 0,48                   | 0,60                    | 0,89                    | 4,26                     |
| 6                                      | 0,00                      | 1,62                     | 9,39                     | 4,83                    | 79,43                      | 0,74                   | 1,13                    | 0,42                    | 2,44                     |
| 7                                      | 0,05                      | 1,09                     | 4,62                     | 5,74                    | 86,15                      | 0,12                   | 0,17                    | 0,25                    | 1,80                     |
| 8                                      | 0,08                      | 0,62                     | 4,42                     | 5,04                    | 88,42                      | 0,18                   | 0,13                    | 0,13                    | 0,98                     |
| 9                                      | 0,00                      | 0,07                     | 2,31                     | 3,18                    | 93,52                      | 0,10                   | 0,11                    | 0,22                    | 0,48                     |
| 10                                     | 0,00                      | 0,31                     | 1,18                     | 2,21                    | 95,80                      | 0,00                   | 0,00                    | 0,07                    | 0,44                     |

Notes :

Variation en % =  $\frac{[(\text{Valeur actuelle du revenu avec le régime de l'État de New York}) - (\text{Valeur actuelle du revenu avec le régime canadien})]}{(\text{Valeur actuelle du revenu avec le régime canadien})}$

« Revenu » = salaire + assurance-chômage; la valeur actuelle du revenu des années 1981 à 1989 est ramenée à la valeur de 1981 au moyen d'un taux d'actualisation de 5,5 %.

**Tableau 11**

**Rapport entre le régime canadien de 1994 et le régime du Texas de 1992 : gagnants et perdants par déciles**  
**Hommes âgés de 16 à 64 ans**

| Décile de la valeur actuelle du revenu | Perte                     |                          |                          |                         | Néant                      | Gain                   |                         |                         |                          |
|--|---------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|----------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
|  | (a) Perte de plus de 50 % | (b) Perte de 26 % à 50 % | (c) Perte de 12 % à 25 % | (d) Perte de 6 % à 11 % | (e) Aucun changement ± 6 % | (f) Gain de 6 % à 11 % | (g) Gain de 12 % à 25 % | (h) Gain de 26 % à 50 % | (i) Gain de plus de 50 % |
| 1                                      | 29,45                     | 7,78                     | 4,38                     | 1,16                    | 49,65                      | 0,14                   | 1,30                    | 1,97                    | 4,17                     |
| 2                                      | 13,78                     | 19,10                    | 11,56                    | 4,58                    | 38,50                      | 1,35                   | 3,12                    | 2,66                    | 5,34                     |
| 3                                      | 6,64                      | 9,92                     | 14,42                    | 7,39                    | 49,90                      | 2,11                   | 2,17                    | 1,98                    | 5,48                     |
| 4                                      | 0,71                      | 5,19                     | 7,73                     | 7,85                    | 70,76                      | 1,21                   | 1,49                    | 1,28                    | 3,77                     |
| 5                                      | 1,04                      | 2,52                     | 6,73                     | 5,73                    | 76,97                      | 0,64                   | 0,69                    | 1,83                    | 3,85                     |
| 6                                      | 0,05                      | 1,44                     | 6,76                     | 5,79                    | 81,09                      | 0,69                   | 1,10                    | 0,50                    | 2,58                     |
| 7                                      | 0,00                      | 0,86                     | 3,82                     | 3,93                    | 88,77                      | 0,17                   | 0,14                    | 0,25                    | 2,07                     |
| 8                                      | 0,00                      | 0,81                     | 3,15                     | 4,14                    | 90,81                      | 0,00                   | 0,39                    | 0,13                    | 0,58                     |
| 9                                      | 0,00                      | 0,15                     | 1,65                     | 2,44                    | 94,94                      | 0,12                   | 0,00                    | 0,22                    | 0,48                     |
| 10                                     | 0,00                      | 0,31                     | 0,73                     | 2,17                    | 96,19                      | 0,09                   | 0,00                    | 0,00                    | 0,50                     |

Notes :

Variation en % =  $\frac{[(\text{Valeur actuelle du revenu avec le régime de l'État de New York}) - (\text{Valeur actuelle du revenu avec le régime canadien})]}{(\text{Valeur actuelle du revenu avec le régime canadien})}$

« Revenu » = salaire + assurance-chômage; la valeur actuelle du revenu des années 1981 à 1989 est ramenée à la valeur de 1981 au moyen d'un taux d'actualisation de 5,5 %.

Même si les économistes prétendent habituellement que l'évaluation d'un changement de l'aide sociale globale découlant des modifications de programmes devrait être « anonyme » — en s'attardant à l'inégalité et non à l'identité des riches et des pauvres —, il est peu probable que le régime politique fonctionne réellement de cette façon. En plus de l'effet des modifications de l'assurance-chômage sur l'inégalité globale, une personne va probablement se demander si sa position relative a changé dans la distribution du revenu.

### **L'assurance-chômage et l'atténuation de la pauvreté**

Dans la présente partie, nous utilisons les microdonnées tirées de l'Étude sur les revenus du Luxembourg (ERL) pour comparer le rôle de l'a.-c. dans l'atténuation de la pauvreté au Canada et dans cinq autres pays riches industrialisés : l'Australie, la Finlande, l'Allemagne, la Suède et les États-Unis. Cette étude renferme des ensembles de microdonnées comparables à l'échelle internationale; ces ensembles sont conservés au Luxembourg, mais il est possible de les consulter par l'Internet. Nous avons fait appel aux données les plus récentes pour chaque pays compris dans l'étude; elles peuvent donc remonter à la fin des années 80 ou au début des années 90.

Nous avons retenu deux pays considérés comme ayant des programmes semblables au nôtre et trois autres dont les programmes sont très différents. Nous estimons généralement que les programmes sociaux de l'Australie et des États-Unis ressemblent à ceux du Canada (Esping-Andersen, 1990), malgré des différences importantes au chapitre de l'assurance-chômage. L'Allemagne, la Finlande et la Suède se sont dotés de régimes très différents de celui du Canada.

#### **Revue des régimes**

Quelles différences revêtent les régimes d'assurance-chômage dans les pays considérés? Tous ces régimes ont les principales caractéristiques suivantes : conditions d'admissibilité, durée maximale, prestations fixes ou liées aux salaires antérieurs, et évaluation des ressources. En Australie, les hommes (de 16 à 65 ans) et les femmes (de 16 à 59 ans) en chômage qui veulent et peuvent travailler peuvent recevoir des prestations fondées sur les revenus aussi longtemps qu'ils sont en chômage. Il n'est pas nécessaire d'avoir déjà travaillé. Le niveau des prestations varie selon le revenu, l'âge, l'état civil et le nombre d'enfants. Le prestataire les reçoit tant qu'il remplit les conditions d'admissibilité. Le régime est entièrement financé par le Trésor public.

Aux États-Unis, les régimes d'a.-c. sont administrés par les États, de sorte que les conditions d'admissibilité et le niveau des prestations varient un peu. En règle générale, la durée maximale des prestations est de 26 semaines. Cependant, dans les régions où le chômage est élevé, les prestataires peuvent avoir droit à des « prestations complémentaires » pendant 13 semaines; leur coût est assumé par l'État fédéral. Le taux de remplacement correspond à un pourcentage de la rémunération hebdomadaire moyenne avant impôts qui varie entre 50 et 70 p. 100, jusqu'à un plafond fixé par l'État. À cette fin, les employeurs paient une taxe sur la masse salariale et les prestations sont imposables.

Au Canada, l'admissibilité à l'a.-c. dépend des antécédents professionnels et du taux de chômage local (le nombre de semaines d'emploi requis est réduit dans les régions à chômage élevé). De même, la durée maximale des prestations dépend à

la fois des antécédents de travail et du taux de chômage local; elle augmente à mesure que les semaines de travail antérieures augmentent ou que le taux de chômage local monte. Toutefois, les prestations sont versées pendant une période maximale de 50 semaines. Selon les données ERL, les prestations correspondent à 60 p. 100 de la rémunération antérieure avant impôt, sous réserve d'un plafond<sup>22</sup>. Le régime est financé essentiellement par les cotisations des employeurs et des travailleurs assurés. Les prestations sont imposables.

En Allemagne, le régime est contributif. Les prestations correspondent à 68 p. 100 de la rémunération antérieure après impôt dans le cas des chômeurs ayant des personnes à charge (63 p. 100 lorsqu'il n'y en a pas). Elles ne sont pas imposables. L'admissibilité dépend des antécédents de travail et de l'âge. Par exemple, les travailleurs âgés de moins de 42 ans qui ont cotisé durant 24 mois avant d'être en chômage ont droit à des prestations durant 12 mois. Les travailleurs âgés de 55 à 65 ans, pour leur part, ont droit à des prestations pendant 32 mois si elles ont cotisé pendant 65 mois avant de se trouver en chômage. Par conséquent, le régime normal offre à ceux qui ont travaillé longtemps des prestations de très longue durée. Lorsque les prestations prennent fin, les travailleurs ont droit à une aide, après évaluation des revenus, tant qu'ils sont en chômage.

Cette assistance-chômage, fondée sur les ressources, est offerte aux personnes qui n'ont pas droit aux prestations ordinaires d'assurance-chômage ou dont les prestations ordinaires ont pris fin. Pour y avoir droit, il faut avoir touché une prestation d'a.-c. ordinaire pendant au moins une journée au cours de l'année précédente ou avoir effectué un travail rémunéré pendant 150 jours. Les prestations correspondent à 58 p. 100 de la rémunération antérieure après impôt dans le cas des travailleurs qui ont des personnes à charge (56 p. 100 pour ceux qui n'en ont pas) et sont versées pendant un laps de temps illimité. L'assistance-chômage n'est pas imposable, mais elle est assujettie à un remboursement fiscal des prestations de 100 p. 100 lorsqu'il y a d'autres revenus.

La Finlande offre elle aussi un régime d'assurance-chômage et d'assistance-chômage. Une prestation d'assistance-chômage est versée à toute personne âgée de 17 à 64 ans qui est en chômage et qui cherche activement un emploi; cependant, les travailleurs dont c'est le premier emploi et les nouveaux chercheurs d'emploi doivent avoir respectivement travaillé ou cherché activement un emploi depuis au moins trois mois. Attribuée après évaluation des ressources, cette prestation augmente lorsque des enfants s'ajoutent et elle peut être versée pendant un laps de temps illimité.

Les prestations d'assurance-chômage, fondées sur les revenus, sont versées aux chômeurs qui ont travaillé pendant au moins 26 semaines au cours des 24 mois précédant la perte de leur emploi. Le taux de remplacement correspond à un maximum de 90 p. 100 de la rémunération antérieure. Ce pourcentage est plus élevé lorsque la rémunération était plus faible. Les prestations fondées sur les revenus peuvent être versées durant un maximum de 500 jours au cours de quatre années consécutives (Département de la santé et des services sociaux des États-Unis, 1992).

---

22 Même si le taux de remplacement varie aujourd'hui entre 50 et 60 p. 100, selon le niveau du revenu et le nombre de personnes à charge, c'est le taux de 60 p. 100 qui était appliqué en 1991, année où les données ERL ont été recueillies au Canada (l'Enquête sur les finances des consommateurs).



Enfin, en Suède, l'assurance-chômage relève des syndicats et est administrée par des « caisses d'assurance-chômage », qui doivent néanmoins se conformer à des règles fixées par la loi. Pour avoir droit à l'assurance-chômage, une personne doit être en chômage, être prête à accepter un emploi convenable, avoir contribué à la caisse d'assurance-chômage appropriée durant au moins 12 mois et avoir travaillé durant 75 jours au cours de l'année précédente.

Les prestations sont versées pendant 300 jours (ou 450 jours, dans le cas des travailleurs âgés de 55 ans et plus) et correspondent à 90 p. 100 de la rémunération antérieure, jusqu'à concurrence d'un plafond<sup>23</sup>. Les travailleurs, les travailleuses et les employeurs contribuent aux caisses d'assurance-chômage. Les personnes qui ne contribuent pas à une caisse ou qui n'ont pas droit aux prestations normales reçoivent une aide financière fixe, versée quotidiennement en argent et égale à environ le tiers de la prestation ordinaire maximale (Ryden, 1993).

Pour récapituler les différences importantes observées entre ces pays, il convient d'abord de souligner que la Finlande, la Suède et l'Allemagne offrent à la fois une assurance-chômage et une assistance-chômage. Les prestations d'assistance-chômage sont versées, après évaluation des ressources, pendant un laps de temps illimité. (Il convient de rappeler que les prestations allemandes de deuxième niveau sont plutôt généreuses.) Seule l'Australie prévoit des prestations assimilées à l'assistance-chômage qui sont fondées sur les revenus et versées pendant une durée illimitée (Les quatre pays offrent également une aide sociale qui n'est pas conditionnelle à la recherche d'emploi.).

Le Canada et les États-Unis versent uniquement des prestations d'assurance-chômage liées à la rémunération. C'est aux États-Unis que la durée maximale des prestations est la plus courte, soit 39 semaines dans les régions à chômage élevé. La Suède et le Canada prévoient une durée maximale d'environ un an, tandis que la Finlande fixe une limite d'environ deux ans. La durée maximale des prestations d'assurance-chômage varie selon l'âge en Allemagne, d'un an, pour les jeunes travailleurs, à 32 semaines pour les travailleurs plus âgés.

Les taux de remplacement varient également d'un pays à l'autre. Ils correspondent à 50 ou 70 p. 100 de la rémunération antérieure aux États-Unis, à 60 p. 100 au Canada, à 68 ou 63 p. 100 (avec ou sans personnes à charge) en Allemagne et à 90 p. 100 en Suède<sup>24</sup>. Cependant, le montant des prestations versées aux États-Unis, au Canada et en Suède est assujéti à un plafond, de sorte que le taux de remplacement est en réalité moins élevé pour les personnes ayant un revenu plus élevé. La Finlande n'a imposé aucun plafond, mais les taux de remplacement sont plus faibles pour les personnes ayant un revenu élevé. Aucun plafond n'a été établi en Allemagne.

---

23 Depuis 1993, le taux de remplacement est de 80 p. 100. Toutefois, le taux de 90 p. 100 était appliqué au moment où les données ERL ont été recueillies; il est donc le taux pertinent pour évaluer les résultats.

24 Il est difficile de faire des comparaisons à cet égard, parce que les États-Unis et le Canada versent des prestations proportionnelles à la rémunération avant impôt, et ces prestations sont ensuite imposables. L'Allemagne verse des prestations proportionnelles à la rémunération après impôt, mais non imposables. Il faut aussi se rappeler que les taux de remplacement ont baissé au Canada et en Suède depuis que les données ERL ont été recueillies.

C'est au chapitre des conditions d'admissibilité que le régime canadien et celui des États-Unis s'avèrent relativement plus généreux. Il est plus facile d'avoir droit à des prestations proportionnelles à la rémunération dans ces deux pays que dans n'importe quel pays d'Europe. Les personnes ont plus facilement droit aux prestations proportionnelles à la rémunération au Canada ou aux États-Unis qu'aux prestations d'assistance-chômage en Allemagne, même si ces dernières sont plus généreuses. Toutefois, il n'est pas obligatoire d'avoir déjà travaillé pour bénéficier de l'assistance-chômage en Australie, en Finlande et en Suède; sur ce plan, le Canada et les États-Unis sont plus exigeants.

### Résultats statistiques

Étant donné les différences assez importantes observées dans la structure des régimes d'assurance-chômage des divers pays, nous avons jugé utile de comparer le rôle de ces régimes pour atténuer la pauvreté chez les chômeurs. Comme dans le reste de la présente étude, notre analyse se limite aux ménages dans lesquels la personne de référence a moins de 65 ans et est donc probablement active. Le tableau 12 donne un taux de pauvreté de référence pour tous les ménages dont le chef a moins de 65 ans, peu importe sa situation d'activité. Dans ce groupe de ménages, la pauvreté est la plus élevée aux États-Unis (20 p. 100) et la plus faible en Finlande (9 p. 100).

**Tableau 12**  
**Chômage et pauvreté : ensemble des ménages dont le chef a moins de 65 ans**

|  | Australie<br>(1989) | Canada<br>(1991) | Finlande<br>(1991) | Allemagne<br>(1984) | Suède<br>(1987) | États-<br>Unis<br>(1991) |
|--|---------------------|------------------|--------------------|---------------------|-----------------|--------------------------|
| Fréquence de la pauvreté parmi les ménages de l'échantillon choisi   | 16                  | 16               | 9                  | 9                   | 11              | 20                       |
| Proportion de ménages dans lesquels le chef ou son conjoint était en chômage   | 11                  | 27               | 20                 | 11                  | —               | 17                       |
| Fréquence de la pauvreté dans les ménages où il y a du chômage   | 24                  | 21               | 11                 | 26                  | —               | 31                       |
| Proportion de ménages où il y a du chômage et qui reçoivent des prestations d'a.-c.                                      | 46                  | 73               | 59                 | 61                  | —               | 43                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c.   | 29                  | 14               | 3                  | 18                  | 7               | 17                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c., mais dont l'a.-c. est déduite du revenu brut | 41                  | 29               | 14                 | 31                  | 21              | 26                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages où il y a du chômage mais qui ne reçoivent aucune prestation d'a.-c.           | 20                  | 43               | 23                 | 37                  | —               | 41                       |
| Rapport du montant moyen des prestations d'a.-c. au revenu brut  | 23                  | 22               | 16                 | 20                  | 21              | 12                       |
| Rapport de tous les autres transferts aux prestations d'a.-c. pour les ménages qui en reçoivent                          | 1,99                | 0,79             | 3,59               | 0,89                | 8,22            | 1,69                     |

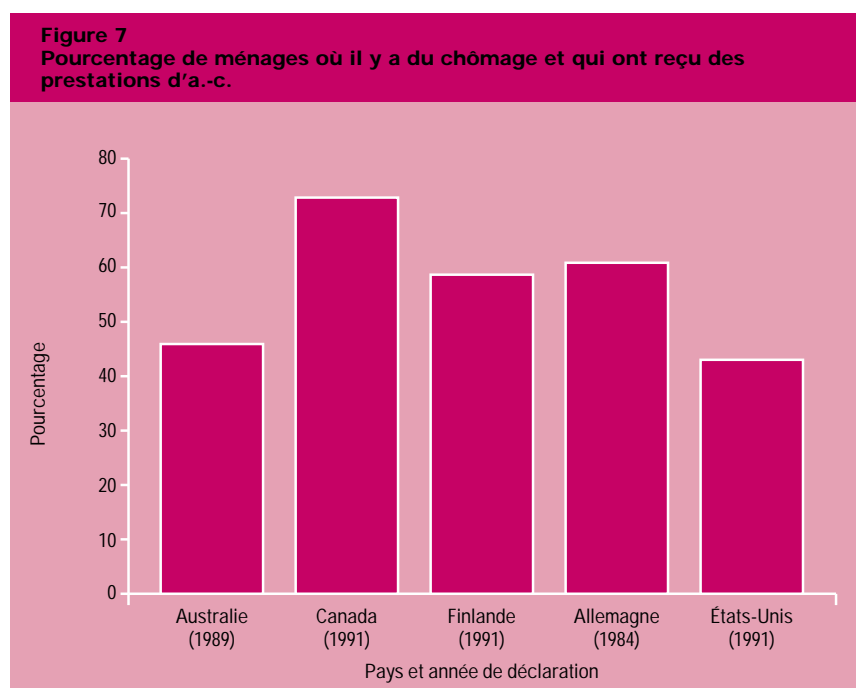
Source : Étude sur les revenus du Luxembourg

Note : Un ménage est considéré comme pauvre si le revenu familial équivalent brut est inférieur à la médiane du revenu équivalent brut pour le pays.

Il est à remarquer ensuite que le chômage est plus prononcé au Canada que dans les autres pays étudiés; en effet, dans 27 p. 100 des ménages canadiens, le chef ou un des conjoints avait été en chômage pendant au moins une semaine. Seulement 17 p. 100 des ménages américains, 11 p. 100 des ménages australiens et 11 p. 100 des ménages allemands ont connu le chômage<sup>25</sup>.

La question qui se pose est de savoir dans quelle mesure le chômage mène à la pauvreté. Même si la situation canadienne paraît pire, d'après le nombre de ménages sans emploi, la pauvreté ne découle pas du chômage d'une manière aussi certaine au Canada que dans certains autres pays. Si près de 20 p. 100 des ménages où il y a du chômage sont pauvres au Canada, c'est le cas de 30 p. 100 des ménages aux États-Unis, de 25 p. 100 des ménages en Australie et en Allemagne et de seulement 10 p. 100 des ménages en Finlande.

Sur le plan du versement de prestations d'assurance-chômage aux ménages où il y a du chômage, le Canada occupe le premier rang. Ainsi, près des trois quarts des ménages canadiens où il y a du chômage ont déclaré avoir reçu des prestations d'a.-c., contre 60 p. 100 des ménages finlandais et allemands et moins de la moitié des ménages australiens et américains.

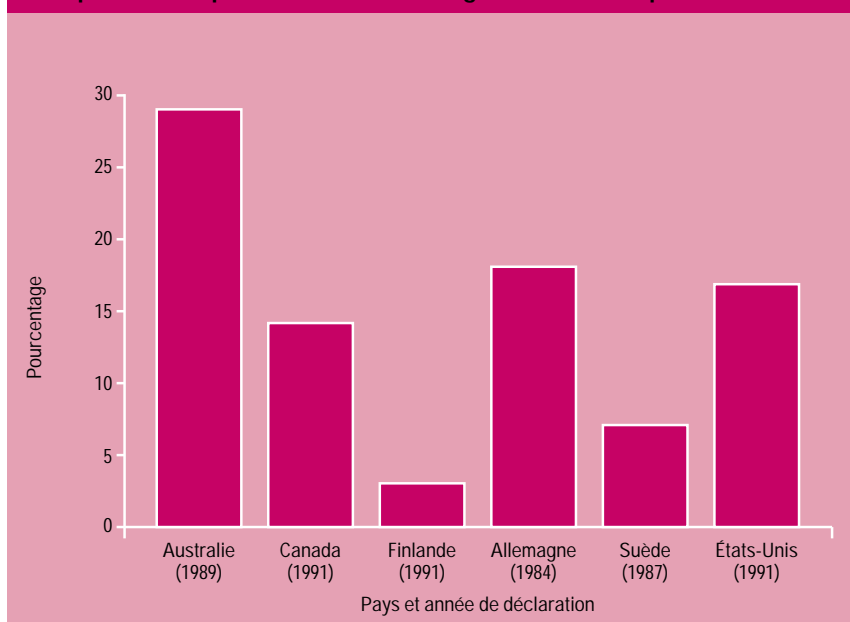


À l'exception de l'Australie, les ménages où il y a du chômage qui reçoivent des prestations d'a.-c. risquent beaucoup moins d'être pauvres que les ménages sans assurance-chômage. Au Canada, en Allemagne et aux États-Unis, environ 40 p. 100 des ménages sans prestations sont pauvres, contre seulement 15 p. 100 des ménages recevant des prestations. Les ménages sans prestations sont relative-

<sup>25</sup> Les données suédoises fournissent très peu de renseignements sur le comportement de la population active; il a donc été impossible de calculer toutes les variables.

ment plus nombreux à être pauvres parce que les régimes de ces pays ont pour but de verser des prestations d'a.-c. aux travailleurs qui ont été plus longtemps sur le marché du travail. En Australie, par contre, les travailleurs plus pauvres reçoivent des prestations, mais non les travailleurs plus riches. Par conséquent, les ménages où il y a du chômage et qui ne touchent pas de prestations d'a.-c. risquent moins d'être pauvres que les ménages avec assurance-chômage.

**Figure 8**  
Fréquence de la pauvreté dans les ménages recevant des prestations d'a.-c.

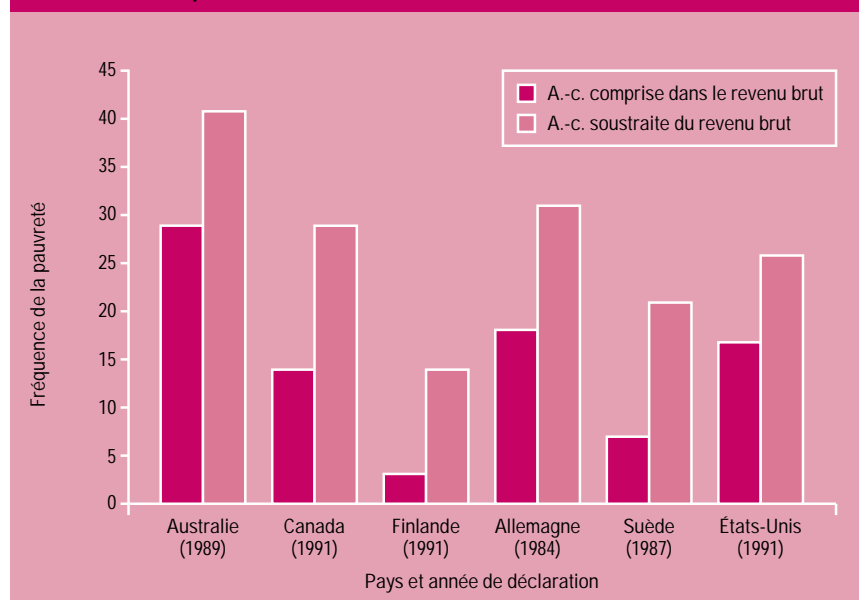


Cependant, s'il est vrai que dans la plupart des pays, les personnes ayant mieux réussi sur le marché du travail peuvent bénéficier de l'assurance-chômage, il n'en demeure pas moins que celle-ci permet d'atténuer la pauvreté que causerait autrement le chômage. Dans tous les pays, l'assurance-chômage diminue les difficultés économiques de nombreuses familles aux prises avec le chômage. Au Canada, la fréquence de la pauvreté chez les chômeurs qui reçoivent des prestations doublerait si les prestations étaient supprimées (hausse de 15 points). Sur ce plan, le programme canadien est un des plus efficaces pour réduire la pauvreté en termes de points de pourcentage. Cependant, étant donné que le taux de pauvreté qu'entraînerait l'absence d'a.-c. est plus élevé au Canada que dans certains autres pays, la fréquence de la pauvreté chez les chômeurs qui reçoivent des prestations d'a.-c. est plus élevée au Canada (14 p. 100 des ménages en question sont pauvres) qu'en Finlande (3 p. 100) ou en Suède (7 p. 100) par exemple. C'est en Australie, où il n'y a qu'un régime d'a.-c. fondé sur une évaluation des revenus, que le nombre de ménages pauvres aux prises avec le chômage est le plus élevé (29 p. 100).

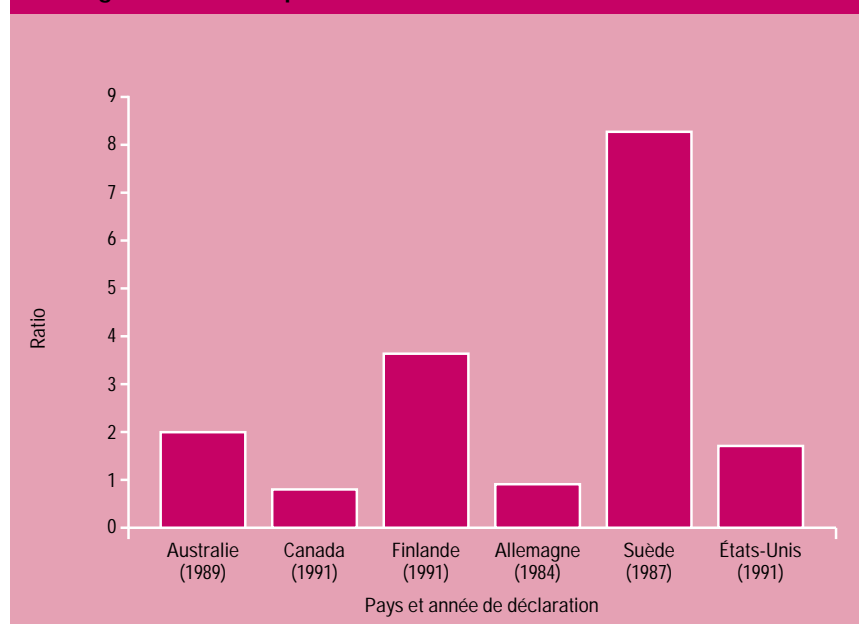
Nous pouvons tirer une dernière conclusion importante du tableau 12 : par rapport aux autres transferts qui existent au Canada, l'a.-c. occupe une place considérable, beaucoup plus que dans les autres pays observés. Le ratio de tous les autres transferts reçus au montant des prestations d'a.-c. reçues par les ménages

concernés est inférieur à l'unité uniquement au Canada (0,8) et en Allemagne (0,9). Dans tous les autres pays, l'aide reçue sous forme d'autres transferts dépasse le montant de l'assurance-chômage.

**Figure 9**  
Fréquence de la pauvreté dans les ménages recevant des prestations d'a.-c. — revenu comprenant et excluant l'a.-c.



**Figure 10**  
Ratio de tous les autres transferts aux prestations d'a.-c. pour les ménages recevant des prestations d'a.-c.



Les tableaux 13 à 16 reprennent l'analyse présentée dans le tableau 12 pour des groupes démographiques différents. Les tableaux 13 et 14 comparent les jeunes ménages et les ménages âgés, tandis que les tableaux 15 et 16 comparent les ménages avec enfants et ceux sans enfants.

Considérons donc la situation des jeunes ménages et des ménages âgés dans les différents pays. Dans tous les cas, les jeunes ménages sont proportionnellement beaucoup plus nombreux à se trouver en chômage de même qu'à être pauvres lorsqu'ils sont en chômage que les ménages plus âgés<sup>26</sup>. Il y a toutefois des différences intéressantes quant à la probabilité pour les jeunes chômeurs de recevoir des prestations d'a.-c. Au Canada, aux États-Unis et en Finlande, les chômeurs plus âgés sont relativement plus nombreux à recevoir des prestations. Par exemple, au Canada, 75 p. 100 des ménages âgés où il y a du chômage reçoivent des prestations, contre 62 p. 100 des jeunes ménages. En Australie et en Allemagne, la probabilité de recevoir de l'assurance-chômage est à peu près égale pour les jeunes ménages et les ménages âgés.

Les tableaux 15 et 16 comparent les ménages avec enfants et ceux sans enfants. Nous avons choisi cette caractéristique pour faire ressortir les différences entre les pays quant à l'importance relative de l'assurance-chômage dans la structure globale de la sécurité sociale. Dans les pays scandinaves, les prestations pour enfants sont beaucoup plus généreuses qu'au Canada ou aux États-Unis. Par conséquent, l'a.-c. y sera relativement beaucoup moins importante pour les familles ayant des enfants. Et c'est ce que montre la dernière ligne du tableau 15. Dans le cas des ménages qui ont des enfants et reçoivent de l'assurance-chômage, les autres transferts reçus sont quatre fois plus importants en Finlande et 15 fois plus en Suède. Au Canada, par contre, le montant des autres transferts est tout juste égal à l'assurance-chômage reçue.

Nos résultats montrent clairement que même si ce n'est pas son objectif premier au Canada, l'assurance-chômage a un rôle très important d'atténuation de la pauvreté causée par le chômage. Une plus forte proportion de chômeurs reçoivent des prestations d'a.-c. au Canada que dans tous les autres pays observés. Or, l'assurance-chômage est un moyen très utile de réduire la pauvreté parce que les ménages où il y a du chômage et qui ne reçoivent pas de prestations d'a.-c. connaissent un taux de pauvreté très élevé (43 p. 100)<sup>27</sup>. En outre, si les ménages qui reçoivent des prestations d'a.-c. en étaient privés, la fréquence de la pauvreté chez les chômeurs doublerait.

Même s'il est évident que le régime canadien contribue à réduire les difficultés économiques causées par le chômage, il convient de souligner que 14 p. 100 des ménages où il y a du chômage sont pauvres, contre 7 p. 100 en Suède et de 3 p. 100 en Finlande. Toutefois, cet écart résulte peut-être plus des différences dans la structure globale de la sécurité sociale que des différences dans les régimes d'assurance-chômage. Les pays scandinaves ont mis sur pied d'autres

---

26 Il faut interpréter avec prudence les chiffres concernant les jeunes ménages en Finlande et en Suède, parce que les données ERL sont tirées des données fiscales. Les jeunes adultes qui habitent toujours avec leurs parents y sont considérés comme des ménages indépendants, ce qui a pour effet d'exagérer le nombre de jeunes ménages pauvres.

27 Il convient, par ailleurs, de se souvenir que les données canadiennes concernent l'année 1991. Les conditions d'admissibilité à l'assurance-chômage sont devenues beaucoup plus difficiles depuis.

régimes de transfert qui sont beaucoup plus généreux que ceux du Canada, en particulier pour les familles avec des enfants.

La principale conclusion à tirer de ce tour d'horizon est que l'assurance-chômage est un moyen d'atténuer la pauvreté beaucoup plus important au Canada que dans les autres pays observés. Au Canada, il s'agit du transfert le plus important pour les familles qui reçoivent de l'assurance-chômage. Dans les autres pays, à l'exception de l'Allemagne, le montant des autres transferts est plus élevé chez les familles qui reçoivent de l'assurance-chômage. S'il fallait supprimer l'assurance-chômage dans ces pays, les familles pourraient compter sur plus de programmes de soutien du revenu qu'au Canada. Par conséquent, c'est avec la plus grande prudence que l'on doit apporter des changements au Régime d'assurance-chômage, en raison de son rôle capital dans la structure de la sécurité du revenu.

**Tableau 13**  
**Chômage et pauvreté : ménages dont le chef est âgé de moins de 25 ans**

|  | Australie<br>(1989) | Canada<br>(1991) | Finlande<br>(1991) | Allemagne<br>(1984) | Suède<br>(1987) | États-<br>Unis<br>(1991) |
|--|---------------------|------------------|--------------------|---------------------|-----------------|--------------------------|
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages de l'échantillon choisi  | 27                  | 37               | 32                 | 28                  | 32              | 42                       |
| Proportion de ménages dans lesquels le chef ou un des conjoints était en chômage   | 24                  | 37               | 26                 | 21                  | —               | 25                       |
| Fréquence de la pauvreté dans les ménages où il y a du chômage   | 33                  | 43               | 28                 | 44                  | —               | 47                       |
| Proportion de ménages où il y a du chômage et qui reçoivent des prestations d'a.-c.                                      | 44                  | 62               | 34                 | 63                  | —               | 21                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c.   | 30                  | 30               | 5                  | 39                  | 13              | 14                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c., mais dont l'a.-c. est déduite du revenu brut | 41                  | 41               | 23                 | 39                  | 32              | 33                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages où il y a du chômage mais qui ne reçoivent aucune prestation d'a.-c.           | 38                  | 66               | 40                 | 55                  | —               | 55                       |
| Rapport du montant moyen des prestations d'a.-c. au revenu brut  | 22                  | 26               | 14                 | 28                  | 23              | 12                       |
| Rapport de tous les autres transferts aux prestations d'a.-c. pour les ménages qui en reçoivent                          | 1,01                | 1,15             | 2,36               | 0,76                | 7,20            | 0,31                     |

Source : *Étude sur les revenus du Luxembourg*

Note : Un ménage est considéré comme pauvre si le revenu familial équivalent brut est inférieur à la médiane du revenu équivalent brut pour le pays.

**Tableau 14**  
**Chômage et pauvreté : ménages dont le chef est âgé de 25 à 65 ans**

|  | Australie<br>(1989) | Canada<br>(1991) | Finlande<br>(1991) | Allemagne<br>(1984) | Suède<br>(1987) | États-<br>Unis<br>(1991) |
|--|---------------------|------------------|--------------------|---------------------|-----------------|--------------------------|
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages de l'échantillon choisi  | 14                  | 14               | 6                  | 8                   | 5               | 18                       |
| Proportion de ménages dans lesquels le chef ou un des conjoints était en chômage   | 9                   | 26               | 19                 | 11                  | —               | 16                       |
| Fréquence de la pauvreté dans les ménages où il y a du chômage   | 20                  | 19               | 9                  | 24                  | —               | 29                       |
| Proportion de ménages où il y a du chômage et qui reçoivent des prestations d'a.-c.                                      | 42                  | 75               | 63                 | 61                  | —               | 46                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c.   | 28                  | 12               | 3                  | 16                  | 4               | 18                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c., mais dont l'a.-c. est déduite du revenu brut | 41                  | 27               | 14                 | 30                  | 17              | 25                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages où il y a du chômage mais qui ne reçoivent aucune prestation d'a.-c.           | 14                  | 38               | 19                 | 35                  | —               | 38                       |
| Rapport du montant moyen des prestations d'a.-c. au revenu brut  | 23                  | 22               | 16                 | 20                  | 20              | 12                       |
| Rapport de tous les autres transferts aux prestations d'a.-c. pour les ménages qui en reçoivent                          | 2,47                | 0,75             | 3,68               | 0,90                | 8,65            | 1,77                     |

Source : Étude sur les revenus du Luxembourg

Note : Un ménage est considéré comme pauvre si le revenu familial équivalent brut est inférieur à la médiane du revenu équivalent brut pour le pays.

**Tableau 15**  
**Chômage et pauvreté : ménage avec enfants, dont le chef a moins de 65 ans**

|  | Australie<br>(1989) | Canada<br>(1991) | Finlande<br>(1991) | Allemagne<br>(1984) | Suède<br>(1987) | États-<br>Unis<br>(1991) |
|--|---------------------|------------------|--------------------|---------------------|-----------------|--------------------------|
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages de l'échantillon choisi  | 19                  | 18               | 5                  | 9                   | 5               | 27                       |
| Proportion de ménages dans lesquels le chef ou un des conjoints était en chômage   | 10                  | 29               | 20                 | 12                  | —               | 19                       |
| Fréquence de la pauvreté dans les ménages où il y a du chômage   | 29                  | 24               | 8                  | 31                  | —               | 41                       |
| Proportion de ménages où il y a du chômage et qui reçoivent des prestations d'a.-c.                                      | 58                  | 75               | 64                 | 69                  | —               | 43                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c.   | 41                  | 18               | 4                  | 24                  | 3               | 26                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c., mais dont l'a.-c. est déduite du revenu brut | 53                  | 30               | 16                 | 40                  | 14              | 33                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages où il y a du chômage mais qui ne reçoivent aucune prestation d'a.-c.           | 19                  | 42               | 17                 | 47                  | —               | 53                       |
| Rapport du montant moyen des prestations d'a.-c. au revenu brut  | 24                  | 19               | 13                 | 19                  | 14              | 10                       |
| Rapport de tous les autres transferts aux prestations d'a.-c. pour les ménages qui en reçoivent                          | 1,92                | 1,20             | 3,78               | 1,13                | 14,6            | 1,94                     |

Source : Étude sur les revenus du Luxembourg

Note : Un ménage est considéré comme pauvre si le revenu familial équivalent brut est inférieur à la médiane du revenu équivalent brut pour le pays.



**Tableau 16**  
**Chômage et pauvreté : ménage sans enfants, dont le chef a moins de 65 ans**

|  | Australie<br>(1989) | Canada<br>(1991) | Finlande<br>(1991) | Allemagne<br>(1984) | Suède<br>(1987) | États-<br>Unis<br>(1991) |
|--|---------------------|------------------|--------------------|---------------------|-----------------|--------------------------|
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages de l'échantillon choisi  | 13                  | 15               | 10                 | 9                   | 14              | 15                       |
| Proportion de ménages dans lesquels le chef ou un des conjoints était en chômage   | 11                  | 26               | 19                 | 11                  | —               | 15                       |
| Fréquence de la pauvreté dans les ménages où il y a du chômage   | 20                  | 20               | 13                 | 22                  | —               | 21                       |
| Proportion de ménages où il y a du chômage et qui reçoivent des prestations d'a.-c.                                      | 48                  | 73               | 56                 | 56                  | —               | 43                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c.   | 21                  | 25               | 3                  | 13                  | 24              | 9                        |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages recevant des prestations d'a.-c., mais dont l'a.-c. est déduite du revenu brut | 34                  | 27               | 13                 | 23                  | 24              | 19                       |
| Fréquence de la pauvreté chez les ménages où il y a du chômage mais qui ne reçoivent aucune prestation d'a.-c.           | 20                  | 43               | 26                 | 32                  | —               | 29                       |
| Rapport du montant moyen des prestations d'a.-c. au revenu brut  | 22                  | 25               | 19                 | 22                  | 24              | 14                       |
| Rapport de tous les autres transferts aux prestations d'a.-c. pour les ménages qui en reçoivent                          | 2,03                | 0,58             | 3,41               | 0,67                | 5,28            | 1,44                     |

Source : Étude sur les revenus du Luxembourg

Note : Un ménage est considéré comme pauvre si le revenu familial équivalent brut est inférieur à la médiane du revenu équivalent brut pour le pays.



*Les personnes  
sans emploi qui  
ne reçoivent pas  
d'assurance-chômage  
risquent fort d'être  
pauvres.*

## 4. Ressources et chômage

La présente partie de l'étude montre que les personnes sans emploi qui ne reçoivent pas d'assurance-chômage risquent fort d'être pauvres. Nous verrons que le taux de pauvreté chez les chômeurs qui reçoivent des prestations d'a.-c. doublerait s'ils n'y avaient plus droit (nous supposons que les comportements ou les transferts ne changent pas). Par conséquent, bien que l'atténuation de la pauvreté ne soit pas son objectif premier, le Régime d'assurance-chômage semble jouer un rôle très important dans la lutte contre la pauvreté au Canada. Toutefois, s'il devait s'avérer que les gens disposent de ressources suffisantes pour maintenir un niveau de vie supérieur au seuil de pauvreté pendant une période de chômage, nos analyses fondées uniquement sur le revenu et présentées dans les parties précédentes se trouveraient à exagérer l'utilité de l'assurance-chômage pour réduire les privations.

Une étude faite aux États-Unis (Ruggles et Williams, 1989) donne à penser que les gens n'ont pas assez de ressources financières pour subvenir à leurs besoins lorsque les revenus sont faibles, même pendant de courtes périodes. Quelle est la situation au Canada?

À l'aide de microdonnées provenant de l'Enquête sur les biens et l'endettement effectuée en 1983-1984 par Statistique Canada, nous allons tenter de répondre à la question suivante :

*« Si vous deviez perdre votre emploi demain, auriez-vous des liquidités suffisantes pour combler vos besoins en consommation, en maintenant un niveau de vie correspondant au seuil de pauvreté d'un adulte célibataire, durant 21,6 semaines (la durée interrompue moyenne d'une période de chômage en 1984)? »*

Le tableau 17 montre que relativement peu d'hommes âgés de 16 à 64 ans font partie d'un ménage ayant des ressources suffisantes, seulement 32 p. 100. Bien entendu, l'importance des ressources varie en fonction du niveau des revenus. Cependant, moins de la moitié des hommes du décile de revenu supérieur avaient les ressources nécessaires pour traverser une période de chômage de durée moyenne, même à un niveau de consommation plutôt faible. (Le décile de revenu inférieur fait exception, à cause de l'importance de ses économies; nous pensons que la présence de personnes ayant pris une retraite anticipée vient gonfler l'avoir moyen de ce décile.)

Si nous ajoutons l'avoir propre aux liquidités nettes (c'est-à-dire si nous supposons que les gens empruntent le plus possible au moyen d'une deuxième hypothèque sur leur maison), plus de la moitié des hommes (64 p. 100) seraient en mesure de traverser une période de chômage sans autre forme de soutien du revenu.

Les résultats sont dans l'ensemble comparables pour les femmes : environ 32 p. 100 des femmes font partie d'un ménage ayant des liquidités suffisantes pour traverser une période de chômage de durée moyenne et environ 61 p. 100 pourraient subsister en empruntant sur leur avoir propre, c'est-à-dire la valeur nette réelle de la maison. Nous observons toutefois une différence marquée par

**Tableau 17**  
**Déciles de revenu et liquidités nettes**  
**Pourcentage d'hommes et de femmes âgés de 16 à 64 ans et faisant partie**  
**d'un ménage dont l'avoir dépasse 3 020 \$ en 1983-1984**

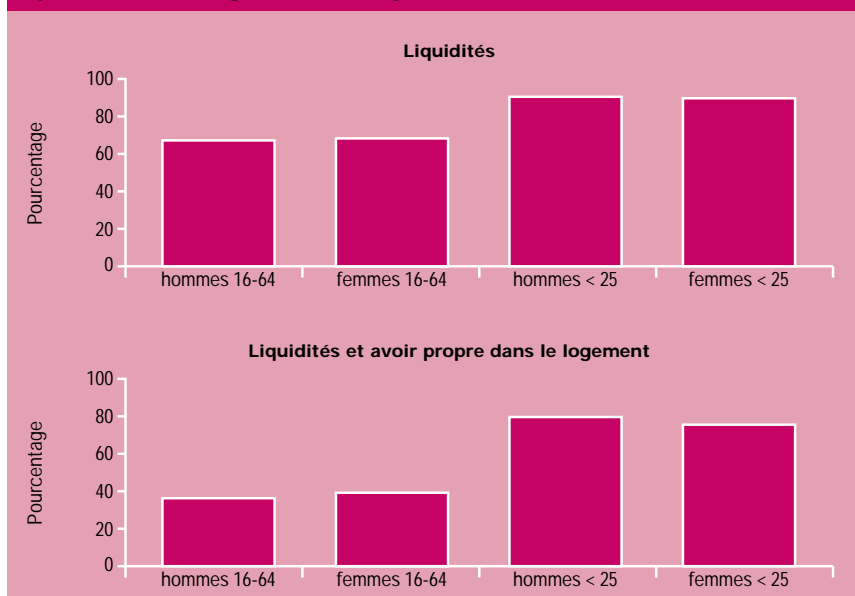
| Déciles                      | Hommes                      |                          | Femmes                      |                          |
|------------------------------|-----------------------------|--------------------------|-----------------------------|--------------------------|
|                              | (a)<br>Liquidités<br>nettes | (a) +<br>Avoir<br>propre | (b)<br>Liquidités<br>nettes | (b) +<br>Avoir<br>propre |
| Les 10 % les plus<br>pauvres | 50,39                       | 80,98                    | 33,94                       | 66,34                    |
| 11-20                        | 33,15                       | 63,16                    | 30,15                       | 56,92                    |
| 21-30                        | 20,52                       | 45,46                    | 28,06                       | 56,74                    |
| 31-40                        | 19,41                       | 44,85                    | 30,51                       | 61,82                    |
| 41-50                        | 25,49                       | 54,68                    | 33,12                       | 63,95                    |
| 51-60                        | 25,19                       | 59,45                    | 30,89                       | 61,30                    |
| 61-70                        | 29,43                       | 63,95                    | 29,67                       | 55,50                    |
| 71-80                        | 34,99                       | 69,11                    | 29,93                       | 60,69                    |
| 81-90                        | 36,88                       | 75,37                    | 31,95                       | 60,90                    |
| Les 10 % les plus<br>riches  | 46,53                       | 81,76                    | 39,16                       | 67,15                    |
| Moyenne                      | 32,20                       | 63,88                    | 31,7                        | 61,13                    |

Notes :

3 020 \$ = seuil de pauvreté d'une personne célibataire en 1981 pour 21,6 semaines (la durée interrompue moyenne d'une période de chômage en 1984)

Une enquête auprès des banques locales a permis de définir la règle empirique suivante pour calculer le crédit en deuxième hypothèque : limite de crédit = 75 % de la valeur marchande de la maison moins le solde impayé de la première hypothèque.

**Figure 11**  
**Personnes dont les ressources financières ne sont pas suffisantes pour**  
**maintenir un niveau de vie correspondant au seuil de pauvreté pendant une**  
**période de chômage de durée moyenne**



rapport aux hommes. Les femmes du premier et du dernier décile de revenu n'ont pas beaucoup plus de ressources que celles des autres groupes de revenu.

Bien entendu, certains groupes dans la société auront plus de biens que d'autres. Peu de jeunes (âgés de moins de 25 ans), par exemple, auront des liquidités importantes ou un avoir propre suffisamment élevé pour emprunter. Seulement 10 p. 100 des jeunes hommes et 13 p. 100 des jeunes femmes, environ, auraient économisé assez pour subsister pendant une période de chômage d'une durée moyenne. Emprunter sur l'avoir propre peut alléger le fardeau, mais pas autant que pour les personnes plus âgées. En effet, environ 20 p. 100 des jeunes hommes et 25 p. 100 des jeunes femmes auraient alors les ressources suffisantes pour traverser une période de chômage sans aide additionnelle.

Nous venons d'évaluer dans quelle mesure une personne ordinaire a assez de ressources pour traverser une période de chômage, le cas échéant. Nous voulons maintenant savoir si des personnes qui ont réellement été en chômage avaient les ressources nécessaires pour subsister pendant une période de chômage de durée moyenne. Comme le montre le tableau 20, la vulnérabilité est encore plus grande lorsque nous considérons les personnes qui ont réellement été en chômage. Seulement 19 p. 100 des hommes et 23 p. 100 des femmes avaient des liquidités suffisantes pour traverser une période de chômage de durée moyenne en maintenant leur consommation au seuil de pauvreté. Un peu plus de la moitié des hommes et des femmes ont pu subsister en empruntant le plus possible sur leur avoir propre.

**Tableau 18**  
**Déciles de revenu et liquidités nettes**  
**Pourcentage dont l'avoir dépasse 3 020 \$ en 1983-1984**  
**Moins de 25 ans**

| Déciles                      | Hommes                      |                          | Femmes                      |                          |
|------------------------------|-----------------------------|--------------------------|-----------------------------|--------------------------|
|                              | (a)<br>Liquidités<br>nettes | (a) +<br>Avoir<br>propre | (b)<br>Liquidités<br>nettes | (b) +<br>Avoir<br>propre |
| Les 10 % les plus<br>pauvres | 1,52                        | 9,09                     | 8,11                        | 25,23                    |
| 11-20                        | 3,51                        | 14,04                    | 14,55                       | 30,91                    |
| 21-30                        | 10,61                       | 12,12                    | 19,39                       | 31,63                    |
| 31-40                        | 12,31                       | 20,00                    | 5,61                        | 16,82                    |
| 41-50                        | 10,26                       | 19,23                    | 7,00                        | 18,00                    |
| 51-60                        | 6,25                        | 17,19                    | 7,00                        | 14,00                    |
| 61-70                        | 13,43                       | 23,88                    | 13,89                       | 24,07                    |
| 71-80                        | 11,11                       | 28,57                    | 17,00                       | 28,00                    |
| 81-90                        | 16,39                       | 36,07                    | 15,31                       | 30,61                    |
| Les 10 % les plus<br>riches  | 14,06                       | 25,00                    | 19,27                       | 29,36                    |
| Moyenne                      | 9,95                        | 20,5                     | 12,71                       | 24,86                    |

*Note :*  
3 020 \$ = seuil de pauvreté d'une personne célibataire en 1981 pour 21,6 semaines (la durée interrompue moyenne d'une période de chômage en 1984)

Il convient de noter également que les résultats présentés plus haut concernent le maintien d'un niveau de vie correspondant au seuil de pauvreté pour une personne seule. Or, les besoins en consommation augmentent dans le cas où la personne en chômage a des enfants à charge.

Ces résultats laissent donc entendre que la population canadienne est très vulnérable. Une longue période de chômage causerait des privations considérables faute d'une aide financière sous forme d'assurance-chômage.

**Tableau 19**  
**Déciles de revenu et liquidités nettes**  
**Pourcentage dont l'avoir dépasse 3 020 \$ en 1983-1984**  
**De 25 à 64 ans**

| Déciles                      | Hommes                      |                          | Femmes                      |                          |
|------------------------------|-----------------------------|--------------------------|-----------------------------|--------------------------|
|                              | (a)<br>Liquidités<br>nettes | (a) +<br>Avoir<br>propre | (b)<br>Liquidités<br>nettes | (b) +<br>Avoir<br>propre |
| Les 10 % les plus<br>pauvres | 22,01                       | 54,43                    | 25,09                       | 63,55                    |
| 11-20                        | 17,76                       | 45,56                    | 29,16                       | 63,45                    |
| 21-30                        | 20,97                       | 52,64                    | 30,24                       | 65,23                    |
| 31-40                        | 24,68                       | 58,70                    | 33,18                       | 65,46                    |
| 41-50                        | 27,45                       | 61,80                    | 33,19                       | 66,81                    |
| 51-60                        | 29,48                       | 64,98                    | 34,07                       | 67,25                    |
| 61-70                        | 31,73                       | 69,20                    | 31,26                       | 64,24                    |
| 71-80                        | 37,15                       | 74,30                    | 33,48                       | 66,74                    |
| 81-90                        | 42,08                       | 80,20                    | 35,40                       | 65,04                    |
| Les 10 % les plus<br>riches  | 47,59                       | 81,80                    | 40,97                       | 70,93                    |
| Moyenne                      | 30,09                       | 64,36                    | 32,60                       | 65,87                    |

*Note :*

*3 020 \$ = seuil de pauvreté d'une personne célibataire en 1981 pour 21,6 semaines (la durée interrompue moyenne d'une période de chômage en 1984)*

**Tableau 20**  
**Déciles de revenu et liquidités nettes**  
**Pourcentage d'hommes et de femmes âgés de 16 à 64 ans, sans emploi**  
**et dont l'actif du ménage dépasse 3 020 \$ en 1983-1984**

| Déciles                      | Hommes                      |                          | Femmes                      |                          |
|------------------------------|-----------------------------|--------------------------|-----------------------------|--------------------------|
|                              | (a)<br>Liquidités<br>nettes | (a) +<br>Avoir<br>propre | (b)<br>Liquidités<br>nettes | (b) +<br>Avoir<br>propre |
| Les 10 % les plus<br>pauvres | 21,01                       | 55,80                    | 15,29                       | 54,12                    |
| 11-20                        | 15,00                       | 53,33                    | 23,81                       | 55,95                    |
| 21-30                        | 19,12                       | 59,56                    | 27,03                       | 59,46                    |
| 31-40                        | 15,91                       | 46,21                    | 20,45                       | 56,82                    |
| 41-50                        | 18,64                       | 58,47                    | 23,17                       | 52,44                    |
| 51-60                        | 10,57                       | 45,53                    | 27,40                       | 46,58                    |
| 61-70                        | 13,82                       | 47,15                    | 26,09                       | 47,83                    |
| 71-80                        | 22,95                       | 57,38                    | 26,39                       | 54,17                    |
| 81-90                        | 24,03                       | 59,69                    | 20,27                       | 52,70                    |
| Les 10 % les plus<br>riches  | 29,91                       | 62,39                    | 18,57                       | 45,71                    |
| Moyenne                      | 19,10                       | 54,55                    | 22,85                       | 52,58                    |

Notes :

3 020 \$ = seuil de pauvreté d'une personne célibataire en 1981 pour 21,6 semaines (la durée interrompue moyenne d'une période de chômage en 1984)

Une enquête auprès des banques locales a permis de définir la règle empirique suivante pour calculer le crédit en deuxième hypothèque : limite de crédit = 75 % de la valeur marchande de la maison moins le solde impayé de la première hypothèque.



## 5. Conclusion

La principale conclusion que nous tirons de nos recherches est peut-être le rôle capital du Régime d'assurance-chômage dans la sécurité économique de la population. Pendant les années 80 et 90, le Canada a connu des taux de chômage très élevés et la proportion de ménages touchés qui ont bénéficié de ce régime a été considérable, beaucoup plus élevée que dans la plupart des autres pays. Contrairement à ces derniers, exception faite de l'Allemagne, l'assurance-chômage est la forme de transfert la plus importante pour ces ménages. Étant donné que nous comptons sur le Régime d'assurance-chômage dans une plus grande mesure que la plupart des autres pays, il faut étudier très attentivement les modifications à y apporter.

Notre étude permet aussi de dégager une deuxième grande leçon : si l'atténuation de la pauvreté n'est pas considérée comme son objectif primordial, l'assurance-chômage est néanmoins une importante mesure anti-pauvreté. Le taux de pauvreté chez les prestataires actuels de l'a.-c. doublerait au Canada advenant la fin des prestations.

Les chômeurs et les chômeuses qui ne reçoivent pas du tout d'assurance-chômage sont très probablement pauvres. Au Canada, les personnes ayant le moins bien réussi sur le marché du travail ont le moins de chances de recevoir de l'a.-c. Vu la croissance de l'emploi non standard, il faut bien réfléchir sur son exclusion continue de la couverture de l'a.-c. La progression des travailleuses et des travailleurs indépendants dans la population active signifie qu'un pourcentage de plus en plus élevé d'actifs ne sont pas assurés, de sorte que les dépenses affectées à l'aide sociale vont augmenter. Par ailleurs, l'extension de cette couverture entraînera, bien entendu, une hausse des dépenses de l'a.-c. et créera de nouveaux problèmes d'administration pour un régime qui a été conçu en fonction de l'emploi standard.

Enfin, il semble assez évident que les ressources financières des ménages, en particulier de ceux où il y a du chômage, suffisent rarement à maintenir un niveau de vie correspondant au seuil de pauvreté pendant une période de chômage de durée moyenne. Il est possible que, faute d'un régime d'assurance-chômage, les économies faites à titre préventif augmentent à longue échéance; cependant, ces économies ne parviendront jamais à combler l'écart entre le revenu et les dépenses de consommation chez les jeunes travailleurs (qui n'auront pas eu le temps d'accumuler un capital) ou chez les travailleurs fréquemment en chômage (qui auront épuisé leurs économies pendant la première période de chômage). À l'heure actuelle, vu le niveau et la répartition des ressources, les ménages auront certainement de graves difficultés d'adaptation s'ils sont privés d'assurance-chômage ou n'ont droit qu'à des prestations très réduites pour financer leurs dépenses de consommation pendant les périodes de chômage.

*Pendant les années 80 et 90, le Canada a connu des taux de chômage très élevés et la proportion de ménages touchés qui ont bénéficié de ce régime a été considérable, beaucoup plus élevée que dans la plupart des autres pays.*

Pour notre étude, nous avons fait appel à une méthodologie de microsimulation en raison du grand nombre de conséquences de l'assurance-chômage sur le marché du travail et de leurs interactions complexes. L'utilisation de données internationales comparatives a permis d'évaluer l'importance relative de l'a.-c. pour un certain nombre de pays. Étant donné que ce régime a été établi pour accroître la sécurité économique des travailleuses et des travailleurs, nous avons examiné les ressources des personnes qui dépendent de l'a.-c. Nous espérons que les modifications envisagées dans l'avenir tiendront compte également de ces aspects.



# Annexe A : Structure logique de travail du modèle de microsimulation



Figure A.1 Structure logique de travail du modèle de microsimulation

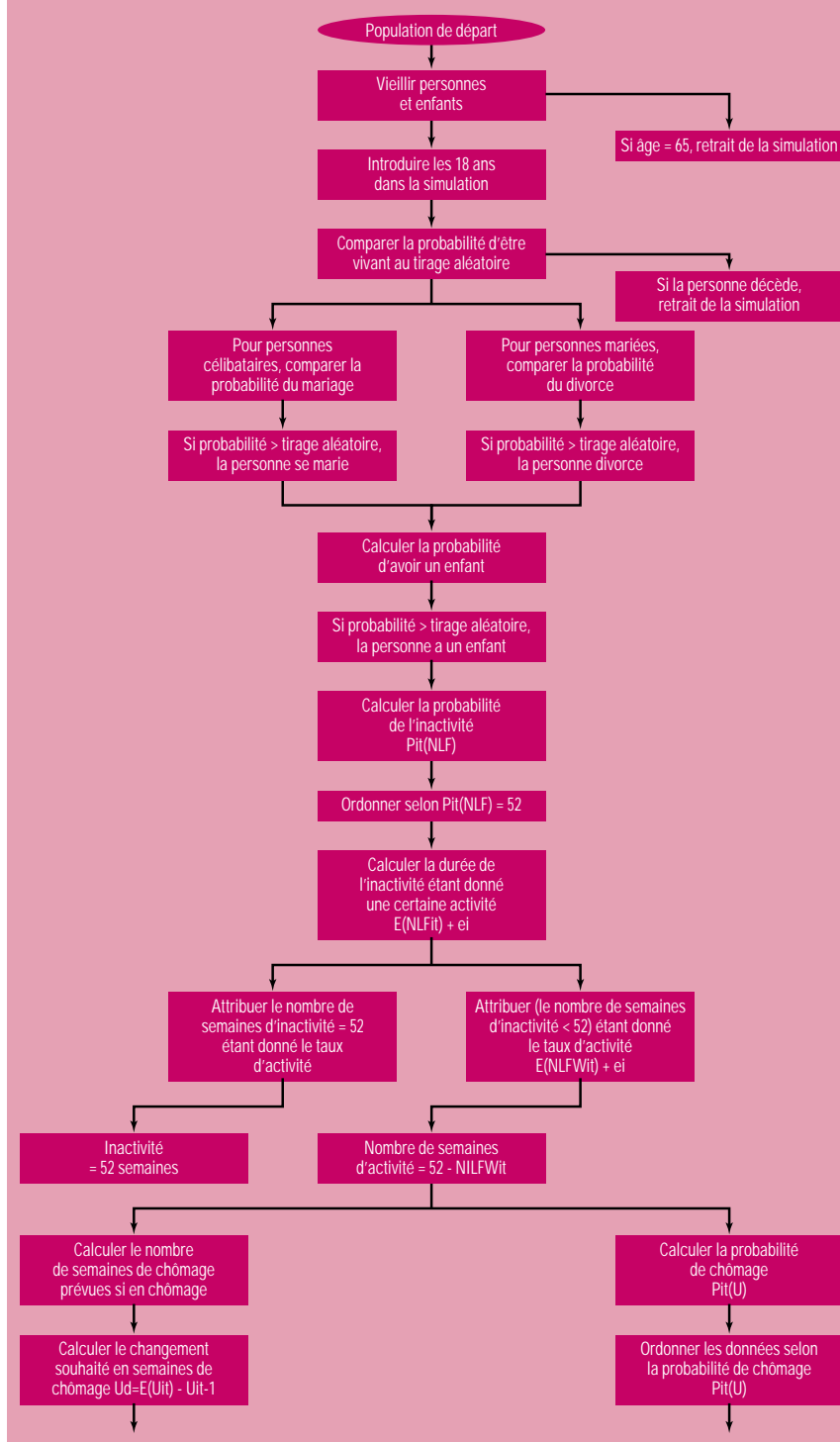
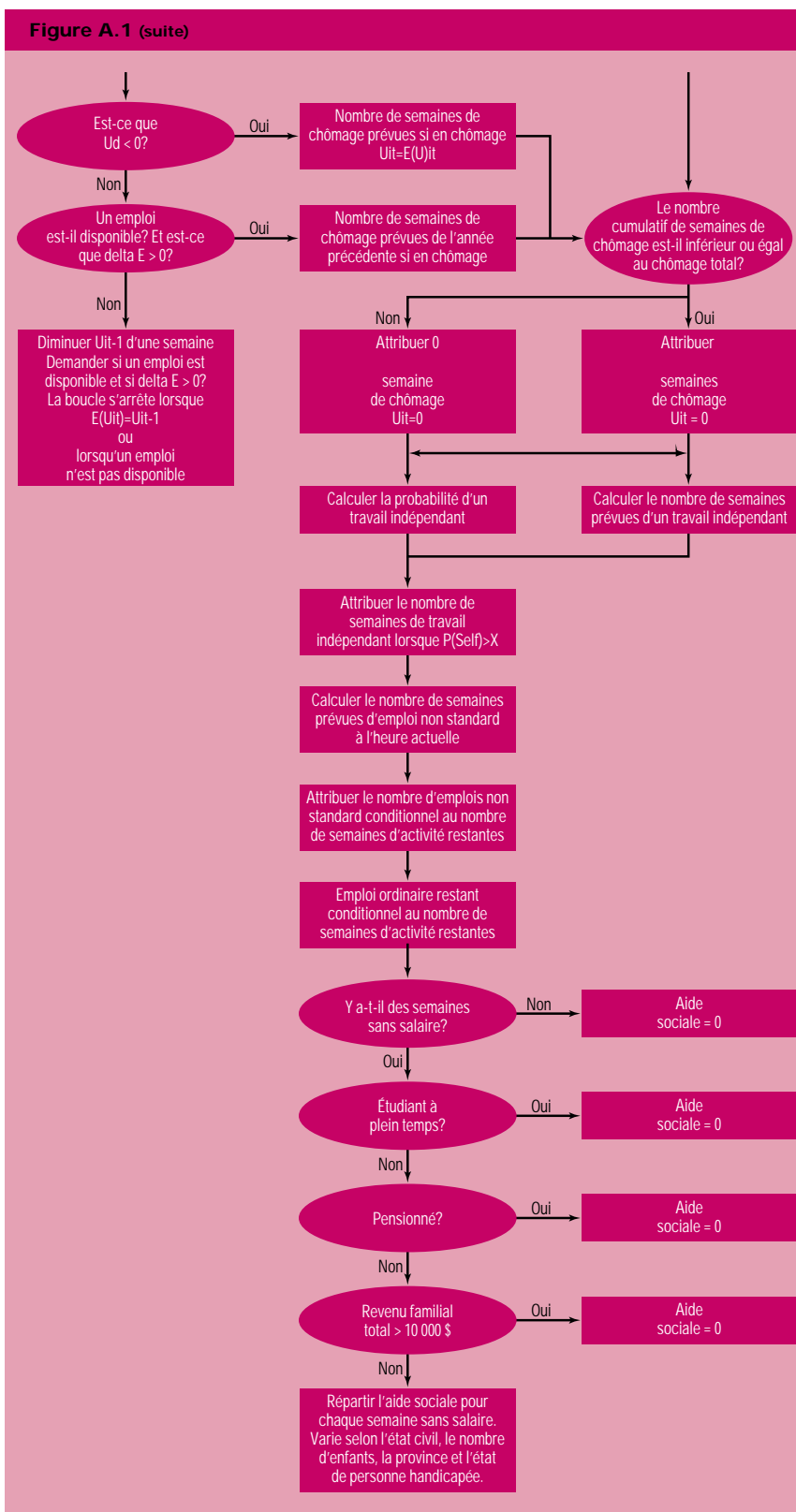


Figure A.1 (suite)



## Structure de modèle

Le modèle de microsimulation doit mesurer exactement la corrélation des comportements individuels dans le temps; il s'agit ici de la probabilité que le chômage ou le retrait de la population active augmentent la probabilité ou la durée du chômage dans l'avenir ou la probabilité d'un retrait futur de la population active. Faute d'un échantillon constant longitudinal de micro-données représentatives au Canada permettant d'estimer la corrélation des comportements sur le marché du travail pour chacune des années allant de 1981 à 1989, nous avons fait appel à l'Enquête sur l'activité (EA) de 1986-1987 pour calculer les déterminants structureaux de la population active, de la fréquence du chômage, de la durée du chômage et des réactions comportementales. L'expérience sur le marché du travail l'année précédente est incluse à titre de déterminant des résultats sur le marché du travail pour l'année en cours.

Étant donné que notre étude concerne les effets redistributifs des transferts sociaux, nous voulons disposer de renseignements sur l'avoir net des personnes; c'est pourquoi l'Enquête sur les biens et l'endettement (1984) de Statistique Canada est utilisée pour la simulation. Or, l'EA et l'Enquête sur les biens et l'endettement sont des enquêtes supplémentaires qui ont été effectuées à partir de la même base de sondage (celle de l'Enquête sur la population active) et un grand nombre de variables sont identiques dans les deux enquêtes. Il est donc possible d'utiliser les liens comportementaux établis à partir de l'EA pour simuler le comportement dans le temps des personnes faisant partie de l'échantillon de l'Enquête sur les biens et l'endettement.

Toutefois, l'échantillon à grande diffusion de l'EA de 1986-1987 ne relie pas les comportements à l'intérieur des ménages; le modèle ne peut donc pas tenir compte exactement de l'interdépendance des comportements des membres d'une famille sur le marché du travail<sup>28</sup>. L'Enquête sur les biens et l'endettement ayant été réalisée en 1983, il est nécessaire d'extrapoler rétrospectivement les données jusqu'à l'année de base 1981 (première année du cycle étudié), en corrigeant de l'inflation le revenu d'emploi et la valeur des biens et en rajustant la durée des périodes de chômage en fonction des données observées en 1981.

Pour limiter l'influence de quelques cas aberrants sur nos résultats, les personnes dont le revenu hebdomadaire est inférieur à 50 \$ ou supérieur à 3 000 \$ sont exclues. Ensuite, les salaires hebdomadaires observés en 1983 servent à mesurer les revenus possibles. Nous attribuons un salaire prévu à tous ceux qui n'en ont manifestement pas reçu (avec correction pour le biais de sélection de l'échantillon). Toutes les sommes sont ramenées en dollars constants de 1981 à l'aide de l'indice des prix à la consommation. La rémunération hebdomadaire réelle de chaque personne est redressée chaque année d'après la variation moyenne de la rémunération hebdomadaire réelle qui a été observée de 1981 à 1989.

Dans le modèle de simulation, comme dans la réalité, la probabilité qu'une personne ne soit pas dans la population active au cours d'une année donnée est positive, de même que la probabilité qu'une personne ne trouve aucun travail, même si elle est sur le marché du travail pendant une partie ou la totalité de l'année. Par

---

<sup>28</sup> Les études futures feront appel à l'EA de 1988-1990 afin de prendre en considération les influences du ménage sur le comportement des personnes.

conséquent, le modèle établit chaque année la fraction de la population dont la rémunération est nulle. Pour produire les chiffres de 1981, le modèle « démarre » deux années plus tôt (en supposant un taux de chômage constant de 7 p. 100). Des personnes peuvent entrer dans la population active ou en sortir, et la rémunération peut être nulle une année (il est toutefois possible de recevoir des prestations d'assurance-chômage résultant d'un travail fait au cours d'années précédentes) tout en étant positive au cours des années suivantes. Le modèle de microsimulation demande d'abord si la personne se trouve entièrement hors de la population active, puis attribue à chaque personne active un nombre particulier de semaines d'inactivité, d'après les caractéristiques démographiques, les antécédents du marché du travail, le taux de chômage régional et le nombre de semaines requises pour avoir droit à l'assurance-chômage dans la région. Il est à noter que les semaines d'activité sont en fait regroupées dans une seule période. Un modèle logit prévoit la probabilité qu'une personne soit inactive durant 52 semaines (au moyen de l'échantillon complet) et un modèle tobit estime le nombre de semaines d'activité (à l'aide de l'échantillon de personnes qui ont participé au marché du travail pendant l'année)<sup>29</sup>. Nous attribuons aux personnes une probabilité d'être inactives durant toute l'année, et la non-participation est attribuée aux personnes pour lesquelles la probabilité de non-participation est la plus élevée, jusqu'à ce que soit atteinte la fréquence réellement observée dans les données.

Nous estimons toujours les modèles de comportement séparément pour les hommes et pour les femmes en raison des différences marquées au chapitre de l'activité. Ces modèles de participation au marché du travail sont calculés pour trois groupes d'âge (16-24, 25-54 et 55-64), puis servent à prévoir le nombre de semaines pendant lesquelles chaque personne ne fera pas partie de la population active. Des termes d'erreurs aléatoires tirés d'une distribution dont la variance concorde avec la variation inexplicite observée sont ajoutés à l'espérance conditionnelle de la participation et du nombre de semaines d'inactivité, de manière que soit conservé l'élément stochastique sous-jacent de la participation au marché du travail. Les personnes qui restent dans la population active se voient attribuer un nombre maximum de 51 semaines d'inactivité.

Nous supposons que dans la réalité l'élément stochastique sous-jacent renferme une composante permanente et une composante temporaire. La première englobe la partie durable de l'ensemble des caractéristiques d'une personne qui n'ont pas été observées. Dans le modèle, il s'agit de 40 p. 100 de l'erreur aléatoire individuelle créée pour chaque équation comportementale. Cette composante est donc calculée une fois et demeure constante au cours de chaque année de la simulation. De son côté, la composante temporaire renferme les 60 p. 100 restants de l'erreur et est calculée séparément chaque année. La somme des deux composantes est donc égale à la valeur totale de l'élément stochastique. Il convient de souligner que les termes d'erreurs aléatoires sont d'abord générés pour chaque personne dans toutes les équations comportementales et dans toutes les années de simulation. Nous les conservons ensuite pour d'autres simulations. En utilisant les mêmes termes d'erreurs aléatoires individuelles dans toutes les simulations, nous pouvons comparer directement divers scénarios, étant donné que toutes les

---

<sup>29</sup> Autrement dit, au cours d'une année, personne ne peut être hors du marché du travail durant plus de 52 semaines ou moins de 0 semaine. Nous utilisons la procédure LIFEREG du SAS.

simulations comportent la même distribution de la « chance » (tant permanente que temporaire).

Étant donné la participation dans la population active rémunérée, un modèle logit prévoit la probabilité qu'une personne se trouve en chômage au cours d'une année donnée. Dans le cas de celles qui ont une expérience de chômage, nous calculons un modèle du temps de défaillance accéléré de l'expérience annuelle de chômage<sup>30</sup> en corrigeant pour le biais qui résulterait par ailleurs du fait qu'il n'est pas tenu compte de la durée complète des périodes de chômage en cours à la fin de l'année. L'ajout d'un élément stochastique constitué d'une composante temporaire et d'une composante permanente permet de prévoir l'expérience annuelle de chômage, conditionnelle à la durée réelle du chômage, pour chaque personne faisant partie de l'échantillon. Le nombre de semaines d'emploi constitue une valeur résiduelle.

Jusqu'ici, le modèle de simulation nous donne les déterminants des semaines d'inactivité (non-participation au marché du travail), de chômage et d'emploi qui dépendent d'une disposition particulière de la législation en matière d'assurance-chômage. Toutefois, ayant insisté sur les réactions comportementales aux changements apportés aux incitatifs que renferme implicitement la législation de l'assurance-chômage, nous prévoyons qu'un grand nombre de personnes voudront modifier leur comportement à la suite de changements apportés à l'assurance-chômage. La question est de savoir si elles le pourront.

Supposons qu'une diminution du ratio de remplacement du salaire incite une personne à passer moins de temps en chômage (ou à travailler plus longtemps), trouvera-t-elle du travail pendant les semaines additionnelles? En effet, une théorie veut que même si un régime d'assurance-chômage moins généreux entraîne une diminution du salaire d'acceptation d'un individu et une augmentation de la probabilité d'acceptation de l'emploi, les offres d'emploi demeurent un événement stochastique. Il y a des gens qui resteront en chômage malgré que leur salaire d'acceptation soit faible.

Dans notre modèle, nous supposons qu'il est facile d'être en chômage plus longtemps (il suffit de quitter son emploi), mais qu'il l'est moins de travailler pendant des semaines additionnelles. Nous calculons pour chaque personne le nombre probable de semaines de chômage pendant l'année en fonction des incitatifs, des caractéristiques personnelles, des antécédents professionnels, du marché du travail et de la chance. Lorsque ce nombre dépasse celui des semaines de chômage de l'année précédente, nous attribuons à la personne le nombre probable de semaines de chômage. Toutefois, lorsque ce même nombre est inférieur au nombre de semaines de chômage de l'année précédente, la personne veut accroître son offre de travail, mais elle risque de ne pas obtenir les semaines d'emploi additionnelles.

L'EA demandait aux répondants s'ils étaient satisfaits de leur nombre de semaines d'emploi et, dans la négative, s'ils voulaient travailler plus longtemps<sup>31</sup>.

30 Ici encore, toutes les semaines de chômage sont regroupées en une seule période que nous appelons « expérience annuelle de chômage ».

31 Dans les faits, le codage de cette enquête est plus complexe, parce que le comportement de recherche une fois un emploi terminé au cours d'une année donnée est considéré comme un indicateur de la volonté de travailler plus longtemps.

Nous y voyons la preuve qu'il existe une contrainte qui limite la disponibilité de semaines de travail additionnelles et nous estimons la probabilité qu'une personne, compte tenu de ses caractéristiques, du marché du travail et d'un nombre donné de semaines de travail, soit limitée quant à la possibilité de travailler plus longtemps. Les personnes qui veulent augmenter leur offre de travail pourront peut-être obtenir une semaine de travail supplémentaire et, si elles réussissent, elles sont alors soumises à la probabilité d'en obtenir une deuxième, et ainsi de suite. Nous calculons, pour toutes les personnes pour lesquelles l'espérance de chômage diminue, la probabilité qu'elles aient de la difficulté à obtenir une autre semaine de travail. Lorsqu'une personne n'a pas de difficulté à l'obtenir, nous réduisons sa période de chômage d'une semaine, puis nous nous demandons s'il y a une contrainte qui l'empêche d'obtenir une deuxième semaine de travail supplémentaire. Nous procédons de cette façon jusqu'à ce que la personne ait atteint son espérance d'emploi additionnelle ou se soit heurtée à une contrainte à l'obtention d'une semaine de travail de plus.

Le modèle de microsimulation est situé dans un environnement macroéconomique en évolution du fait qu'il permet au taux de chômage macroéconomique de varier dans le temps et qu'il calcule le nombre total de semaines de chômage qui en découlent. Les personnes sont classées selon l'ordre décroissant de la probabilité qu'elles tomberont en chômage au cours d'une année donnée, et la somme cumulative des semaines de chômage est calculée depuis le sommet de cette liste. Les périodes de chômage sont attribuées à ceux qui ont la plus forte probabilité de tomber en chômage, jusqu'au point où le nombre total de semaines de chômage est égal à l'expérience globale de chômage pour l'année. Le maintien dans chaque équation d'un élément stochastique ayant une composante permanente et une composante temporaire garantit que le modèle de simulation renferme une partie des variations dynamiques enregistrées réellement par les marchés du travail dans le monde; par ailleurs, la composante déterministe des équations structurelles et l'inclusion de l'expérience décalée du marché du travail à titre de facteur déterminant des résultats actuels sur le marché du travail permet d'introduire la corrélation des résultats d'une période à l'autre, qui est également une caractéristique du monde réel.

Enfin, il est tenu compte des variations des taux de chômage globaux qui résulteraient de différents régimes d'assurance-chômage. L'effet de l'assurance-chômage sur le chômage global est un sujet de vive controverse au Canada. Myatt (1993) résume 14 études qui ont été publiées sur les conséquences de la libéralisation du Régime d'assurance-chômage en 1971. Il observe que sept études ont constaté un effet positif important, cinq n'ont décelé aucun effet important et deux ne font état d'aucun effet important dans sept des dix provinces (et même ces deux dernières études ne s'entendent pas sur les trois provinces où un effet positif important a été enregistré). Il conclut que nous ne pouvons imaginer un résultat partagé de façon aussi égale. (1993:12).

Les études macroéconomiques qui concluent que les variables de l'assurance-chômage n'ont aucun effet statistiquement significatif sur le chômage global ajoutent foi à un modèle qui détermine un ordre de distribution. L'utilité d'un tel modèle réside dans sa capacité de faire ressortir les variations de la fréquence relative du chômage qui ont effectivement des effets redistributifs, même si le taux de chômage global n'est pas touché par les modifications des comportements individuels.

Dans notre étude, nous supposons qu'une baisse de la générosité de l'assurance-chômage entraîne *réellement* une diminution du taux de chômage. L'augmentation de 0,6 p. 100 du taux de chômage résultant d'une loi sur l'assurance-chômage plus généreuse en 1971 (selon Grubel, Maki et Sax, 1975) est l'hypothèse qui constitue notre point de référence.

Pour pouvoir extrapoler les effets des modifications du Régime d'assurance-chômage sur le taux de chômage global, nous examinons le comportement d'un prestataire hypothétique qui travaille constamment le nombre minimum de semaines requises pour avoir droit aux prestations maximales dans le cadre de différents régimes. Avant 1970, une personne pouvait travailler pendant 15 semaines puis être en chômage pendant 16 semaines avec 15 semaines de prestations. Si nous répartissons le délai de carence d'une semaine sur toute la période de chômage, chaque semaine de travail donne droit à 15 ou 16 semaines de prestations, pour une prestation égale à la moitié du salaire (0,468 \$ par dollar assurable).

La refonte de 1971 a ramené le nombre de semaines de travail requises à huit, fixé à 66 p. 100 le taux de remplacement, porté à deux semaines le délai de carence et permis le versement de prestations durant 26 semaines (lorsque le taux de chômage dépasse 5 p. 100). Ainsi, un prestataire pouvait travailler pendant huit semaines, être en chômage pendant 28 semaines et recevoir  $[(26/28) (26/8) (0,66) =] 1,99$  \$ par dollar assurable gagné en 1972. Par conséquent, la générosité de l'assurance-chômage a augmenté d'environ 323 p. 100  $[1,99 - 0,47/0,47 =]$  à partir de 1971. Si l'augmentation des prestations d'a.-c. est à l'origine de la hausse de 0,6 p. 100 du taux de chômage résultant de la réaction de notre prestataire hypothétique (voir Grubel, Maki et Sax, 1975), nous pouvons calculons comme suit l'effet des variations du régime sur le taux de chômage (C) :

$$\text{Variation en pourcentage de } C = (a/b) \times 0,6 \text{ p. } 100$$

où  $a$  = variation du montant des prestations d'a.-c. pour une modification donnée des règlements et  $b$  = augmentation des prestations d'a.-c. en 1971-1972, soit 1,42 \$.

Dans l'État de New York, en 1992, il fallait avoir travaillé 40 semaines dans les deux dernières années, le délai de carence était d'une semaine, les prestations étaient versées pendant un maximum de 26 semaines et le taux de remplacement correspondait à 50 p. 100 de la rémunération. Ainsi, chaque dollar de rémunération assurable pouvait générer (pour le prestataire ayant droit au maximum) :

$$[(26/20) (26/27) (0,5)] = 0,625 \text{ \$ en prestations d'a.-c.}$$

Selon le régime canadien de 1994, il faut travailler un minimum de 12 semaines, le délai de carence est de deux semaines, la durée maximale des prestations est de 32 semaines (pour une période d'emploi de 12 semaines dans une région à chômage élevé) et le taux de remplacement de la rémunération est de 55 p. 100. Par conséquent, le prestataire ayant droit au maximum reçoit 1,38 \$ pour chaque dollar de rémunération assurable  $[(32/34) (32/12) (0,55)]$ .

Nous tenons à souligner que si la générosité du régime est mesurée d'après son effet sur le prestataire ayant droit au maximum, nous risquons de surestimer les conséquences du remplacement du régime de 1994 par le régime new-yorkais.

Seulement un faible pourcentage de Canadiens habitent dans les régions où les conditions d'admissibilité sont minimales et les prestations régionales sont les plus élevées; en outre, la plupart des prestataires n'épuisent pas leurs prestations. Toutefois, au risque d'exagérer les avantages d'une réduction de l'assurance-chômage, nous utilisons cette méthode pour calculer la variation proportionnelle du taux de chômage global. Le remplacement du régime canadien de 1994 par le régime new-yorkais entraînerait alors une diminution des prestations correspondant à  $[(1,38-0,625)/1,42] = 53$  p. 100 de celles résultant de la réforme de 1971. Si cette dernière a fait monter le taux de chômage de 0,6 p. 100, l'adoption du régime new-yorkais peut entraîner une baisse de  $[(0,6) (0,53)] = 0,318$  p. 100 du taux de chômage. De cette manière, nous simulons la rémunération et les prestations d'a.-c. des personnes dans le cadre du régime canadien de 1994 selon les taux de chômage enregistrés de 1981 à 1989 et nous soustrayons 0,318 point de pourcentage pour le régime new-yorkais.

De son côté, le régime d'assurance-chômage du Texas est très complexe. Cependant, pour faciliter les simulations comparatives, nous supposons que le salaire hebdomadaire est constant, ce qui simplifie le calcul du montant de la prestation hebdomadaire à partir du trimestre où la rémunération est la plus élevée. En résumé, le régime texan possède les caractéristiques suivantes : condition d'admissibilité de 20 semaines, délai de carence d'une semaine et versement de prestations durant 26 semaines au taux de 52 p. 100 de la rémunération assurable. Le maximum de la rémunération assurable est plus bas au Texas (444 \$ US) que dans l'État de New York (600 \$ US). Si nous calculons qu'un dollar de rémunération pour un prestataire ayant droit au maximum génère des prestations d'a.-c. de  $[26/20 \ 26/27 (0,52) = ] 0,651$  \$, nous constatons que le régime texan est à peu près le même que celui de l'État de New York, pour une personne dont le salaire est inférieur au maximum de la rémunération assurable. Or, pour tenir compte du maximum plus faible au Texas, nous multiplions l'effet du régime new-yorkais par le ratio du maximum de la rémunération assurable (600/444). Par conséquent, l'adoption du régime texan entraînerait une diminution d'environ 0,45 p. 100 du taux de chômage.

Dans leur premier article, Grubel, Maki et Sax (1975) ont calculé un modèle simultané dans lequel l'assurance-chômage se répercutait sur le chômage à cause en partie des effets sur l'activité. Card et Riddell (1993) ont également insisté sur l'importance d'accroître les taux d'activité dans le chômage au Canada ainsi que sur l'effet de la générosité de l'assurance-chômage sur un accroissement du taux d'activité. Étant donné que dans notre modèle les paramètres de l'assurance-chômage influent sur la probabilité de la participation au marché du travail, il est tout à fait possible que l'emploi global diminue, même lorsque le taux de chômage baisse, si le taux d'activité baisse. Et c'est ce qui se produit en réalité. C'est effectivement la diminution de l'emploi total qui conduit à la baisse de la valeur probable du revenu total, si nous comparons le régime canadien avec le régime du Texas et celui de l'État de New-york.

| Régime d'assurance-chômage | Nombre moyen de semaines d'inactivité en 1983 | Nombre moyen de semaines d'emploi en 1983 | Nombre moyen de semaines de chômage en 1983 | Taux de chômage en 1983 |
|----------------------------|---|---|---|-------------------------|
| Canada — régime de 1994    | 10,948  | 36,130                                    | 4,922                                       | 12,00                   |
| New York — régime actuel   | 12,582  | 34,818                                    | 4,600                                       | 11,68                   |
| Texas — régime actuel      | 12,543  | 34,886                                    | 4,571                                       | 11,59                   |



## Annexe B : Comparaison du Régime d'assurance-chômage du Canada et de ceux des États-Unis



|   | Régime canadien de 1994  | Régime de l'État de New York de 1992   | Régime du Texas de 1992   |
|---|--|--|---|
| Taux de remplacement                              | a) 60 % de la rémunération assurable pour les prestataires dont la rémunération est au moins égale à la moitié du maximum de la rémunération assurable et qui ont des personnes à charge<br>b) 55 % pour tous les autres prestataires  | 50 % de la rémunération assurée pour tous les prestataires   | 52 % de la rémunération assurée pour tous les prestataires  |
| Maximum de la rémunération assurable              | 745 \$ par semaine   | 674 \$ par semaine   | 535 \$ par semaine  |
| Minimum de la rémunération assurable              | 20 % du maximum de la rémunération assurable   | 90 \$ par semaine  | 88 \$ par semaine   |
| Délai de carence                                  | 2 semaines   | 1 semaine  | 1 semaine   |
| Minimum de semaines d'emploi pour être admissible | Entre 12 et 20 semaines, selon le taux de chômage régional   | 20 semaines  | 20 semaines   |
| Durée maximum des prestations pendant une année   | 50 semaines  | 26 semaines  | 26 semaines   |
| Critères pour établir la durée des prestations    | 1) Jusqu'à 20 semaines de prestations, à raison d'une semaine de prestations pour deux semaines de travail pour les 40 premières semaines de travail assuré.<br>2) Jusqu'à 12 semaines de prestations, à raison d'une semaine de prestations pour chaque semaine de travail après les 40 premières semaines.<br>3) Jusqu'à 26 semaines, à raison de deux semaines de prestations pour chaque point de pourcentage de l'excédent du taux de chômage régional sur 4 %. | Quiconque est admissible à l'assurance-chômage peut recevoir des prestations durant un maximum de 26 semaines dans le cadre du régime de l'État de New York. | Quiconque est admissible à l'assurance-chômage peut recevoir des prestations durant un maximum de 26 semaines dans le cadre du régime du Texas. |

### Notes :

Les montants du régime canadien de 1994 sont exprimés en dollars de 1993.

Les montants des régimes de l'État de New York et du Texas sont exprimés en dollars canadiens équivalents de 1993. Ainsi, le maximum équivalent canadien de la rémunération assurable pour un régime semblable à ceux de l'État de New York ou du Texas est  $(\bar{Y}_C / \bar{Y}_{NY/Tex}) Y_{MAXNY/Tex}$  et le minimum équivalent canadien de la rémunération assurable pour un régime semblable à celui de l'État de New York est  $(\bar{Y}_C / \bar{Y}_{NY/Tex}) Y_{MINNY/Tex}$

où :

$\bar{Y}_C$  = Moyenne du salaire hebdomadaire au Canada en 1994 (559,24 \$ CAN)

$\bar{Y}_{NY}$  = Moyenne du salaire hebdomadaire dans l'État de New York en 1992 (498 \$ US)

$\bar{Y}_{Tex}$  = Moyenne du salaire hebdomadaire au Texas en 1992 (464,10 \$ US)

$Y_{MAXNY}$  = Maximum de la rémunération assurable en 1992 dans l'État de New York (600 \$ US)

$Y_{MINNY}$  = Minimum de la rémunération assurable dans l'État de New York en 1992 (80 \$ US)

$Y_{MAXTex}$  = Maximum de la rémunération assurable au Texas en 1992 (444 \$ US)

$Y_{MINTex}$  = Minimum de la rémunération assurable au Texas en 1992 (73 \$ US)



## Annexe C : Résultats des régressions

**Tableau C.1**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactif pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif pendant toute l'année 1989**  
**Hommes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -3,372             | 1,360                     | 0,0131         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 1,089              | 0,319                     | 0,0006         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 0,222              | 0,216                     | 0,3029         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | -0,022             | 0,231                     | 0,9258         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | 0,246              | 0,331                     | 0,4573         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 0,406              | 0,397                     | 0,3065         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -1,299             | 0,935                     | 0,1646         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,051              | 0,009                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,059              | 0,006                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 0,761              | 0,201                     | 0,0002         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | -0,163             | 0,081                     | 0,0449         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,026             | 0,056                     | 0,6103         |
| Nombre total d'enfants   | 0,089              | 0,094                     | 0,3422         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 1,277              | 0,479                     | 0,0076         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 5 ans                                       | 0,226              | 0,434                     | 0,6014         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | 0,827              | 0,247                     | 0,0008         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans  | 0,546              | 0,201                     | 0,0066         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 1,565              | 0,274                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 0,496              | 1,037                     | 0,6323         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -0,925             | 0,706                     | 0,1902         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | 0,417              | 0,320                     | 0,1924         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,173              | 0,294                     | 0,5570         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | -0,137             | 0,166                     | 0,4095         |
| Variable dépendante > 0 :  |                    | -2 log r. v.*             | 2 127,108      |
|  | 305                | Variable dépendante = 0 : | 3 912          |

\* log r. v. = logarithme du rapport de vraisemblance

**Tableau C.2**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactif pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif pendant toute l'année 1989**  
**Hommes célibataires de 25 à 54 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé        | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|---------------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -6,441                    | 2,373       | 0,0066         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 0,564                     | 0,354       | 0,1112         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 0,495                     | 0,348       | 0,1552         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 0,534                     | 0,393       | 0,1742         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | 0,230                     | 0,456       | 0,6132         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 0,391                     | 0,384       | 0,3092         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -0,827                    | 0,718       | 0,2494         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,090                     | 0,008       | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,091                     | 0,010       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 1,934                     | 0,395       | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 0,056                     | 0,138       | 0,6860         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,063                    | 0,096       | 0,5162         |
| Nombre total d'enfants   | 0,879                     | 0,317       | 0,0056         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | -2,153                    | 1,266       | 0,0889         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 5 ans                                       | -0,306                    | 0,745       | 0,6818         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 6 à 15 ans                                      | -1,167                    | 0,693       | 0,0923         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans  | -0,395                    | 0,250       | 0,1138         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans  | 0,049                     | 0,304       | 0,8712         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 1,650                     | 0,248       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 0,862                     | 0,687       | 0,2092         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -0,941                    | 0,605       | 0,1202         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -1,416                    | 0,488       | 0,0037         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,622                     | 0,343       | 0,0698         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | -0,438                    | 0,251       | 0,0813         |
| Nombre d'observations  | -2 log r. v.              | 1 816,231   |                |
| Variable dépendante > 0 : 253  | Variable dépendante = 0 : | 2 976       |                |

**Tableau C.3**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactif pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif pendant toute l'année 1989**  
**Hommes célibataires de 55 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -6,108             | 4,142                     | 0,1403         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | -0,167             | 0,816                     | 0,8376         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | -0,281             | 0,906                     | 0,7566         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 0,641              | 1,379                     | 0,6420         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | 1,714              | 1,055                     | 0,1041         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -0,412             | 1,043                     | 0,6927         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -1,399             | 1,050                     | 0,1828         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,028              | 0,168                     | 0,0973         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,104              | 0,019                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 1,187              | 0,815                     | 0,1453         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 0,093              | 0,239                     | 0,6969         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 0,109              | 0,173                     | 0,5264         |
| Nombre total d'enfants   | 0,458              | 0,448                     | 0,3067         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 0,759              | 0,511                     | 0,1372         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 0,717              | 1,086                     | 0,5088         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 1,703              | 0,643                     | 0,0081         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -1,344             | 1,193                     | 0,2600         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,010              | 0,588                     | 0,9864         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 0,317              | 0,444                     | 0,4756         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r.v.               | 692,499        |
| Variable dépendante > 0 :  | 225                | Variable dépendante = 0 : | 290            |

**Tableau C.4**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactif pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif pendant toute l'année 1989**  
**Hommes mariés de 16 à 54 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -3,555             | 1,577                     | 0,0241         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 0,029              | 0,247                     | 0,9051         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | -0,307             | 0,243                     | 0,2066         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 0,023              | 0,283                     | 0,9364         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,235             | 0,273                     | 0,3894         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -1,895             | 0,373                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -0,513             | 0,352                     | 0,1447         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,072              | 0,006                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,088              | 0,007                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 1,201              | 0,314                     | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | -0,136             | 0,094                     | 0,1502         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,055             | 0,061                     | 0,3735         |
| Nombre total d'enfants   | -0,041             | 0,146                     | 0,7813         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 0,166              | 0,282                     | 0,5548         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 5 ans                                       | 0,220              | 0,259                     | 0,3960         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 6 à 15 ans                                      | -0,313             | 0,284                     | 0,2698         |
| Var. fictive = 1 si 16 à 19 ans  | -0,126             | 0,733                     | 0,8634         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans  | 0,594              | 0,303                     | 0,0502         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans  | -0,715             | 0,235                     | 0,0023         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans  | 0,255              | 0,211                     | 0,2271         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 1,641              | 0,179                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 1,622              | 0,565                     | 0,0041         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -0,096             | 0,433                     | 0,8248         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | 0,319              | 0,322                     | 0,3224         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,570              | 0,239                     | 0,0170         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | -0,083             | 0,186                     | 0,6537         |
| Variable dépendante > 0 :  | 387                | -2 log r. v.              | 3 394,056      |
|  |                    | Variable dépendante = 0 : | 14 355         |

**Tableau C.5**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactif pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif pendant toute l'année 1989**  
**Hommes mariés de 55 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -3,330             | 1,790                     | 0,0628         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | -0,492             | 0,265                     | 0,0640         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | -0,011             | 0,287                     | 0,9684         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | -0,436             | 0,421                     | 0,3003         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,335             | 0,391                     | 0,3920         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -0,499             | 0,340                     | 0,1421         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -0,596             | 0,452                     | 0,1875         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,075              | 0,007                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,115              | 0,007                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 0,497              | 0,345                     | 0,1494         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | -0,005             | 0,105                     | 0,9638         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,052             | 0,073                     | 0,4776         |
| Nombre total d'enfants   | -0,031             | 0,237                     | 0,8947         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 1,170              | 0,220                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 1,273              | 0,575                     | 0,0267         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -0,384             | 0,296                     | 0,1955         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -0,119             | 0,452                     | 0,7923         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,385              | 0,228                     | 0,0920         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | -0,177             | 0,204                     | 0,3864         |
| Variable dépendante > 0 :  | 896                | -2 log r. v.              | 3 572,825      |
|  |                    | Variable dépendante = 0 : | 2 095          |

**Tableau C.6**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactive pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive pendant toute l'année 1989**  
**Femmes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé        | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|---------------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -3,949                    | 1,246       | 0,0015         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 0,585                     | 0,416       | 0,1594         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | -0,031                    | 0,190       | 0,8711         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | -0,421                    | 0,187       | 0,0241         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,602                    | 0,261       | 0,0213         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -1,451                    | 0,517       | 0,0050         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -3,680                    | 1,314       | 0,0051         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,051                     | 0,009       | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,076                     | 0,007       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 0,786                     | 0,191       | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | -0,031                    | 0,073       | 0,6752         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,026                    | 0,042       | 0,5424         |
| Nombre total d'enfants   | -0,131                    | 0,099       | 0,1855         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 0,998                     | 0,268       | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 5 ans                                       | 0,741                     | 0,330       | 0,0245         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | -0,418                    | 0,211       | 0,0475         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans  | -0,568                    | 0,169       | 0,0008         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 0,110                     | 0,277       | 0,6906         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | -1,209                    | 1,217       | 0,3205         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -0,057                    | 0,469       | 0,9027         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -0,440                    | 0,292       | 0,1323         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,281                     | 0,245       | 0,2518         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 0,302                     | 0,155       | 0,0515         |
| Variable dépendante > 0 :  | -2 log r. v.              | 2 496,843   |                |
| 385  | Variable dépendante = 0 : | 3 106       |                |

**Tableau C.7**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactive pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive pendant toute l'année 1989**  
**Femmes célibataires de 25 à 54 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -6,462             | 1,728                     | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 0,980              | 0,262                     | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 0,554              | 0,252                     | 0,0276         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 0,342              | 0,276                     | 0,2148         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,088             | 0,281                     | 0,7553         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -0,920             | 0,409                     | 0,0245         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -0,439             | 0,433                     | 0,3105         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,065              | 0,006                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,079              | 0,006                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 1,645              | 0,262                     | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 0,069              | 0,099                     | 0,4876         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 0,022              | 0,066                     | 0,7417         |
| Nombre total d'enfants   | -0,557             | 0,169                     | 0,0010         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 1,515              | 0,333                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 5 ans                                       | 0,392              | 0,302                     | 0,1938         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 6 à 15 ans                                      | 1,062              | 0,291                     | 0,0003         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans  | 0,119              | 0,200                     | 0,5540         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans  | 0,224              | 0,228                     | 0,3248         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 0,922              | 0,202                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 0,894              | 0,840                     | 0,2869         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -0,196             | 0,361                     | 0,5887         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -0,161             | 0,355                     | 0,6514         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,104              | 0,253                     | 0,6804         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 0,524              | 0,189                     | 0,0055         |
| Variable dépendante > 0 :  |                    | -2 log r. v.              | 3 093,599      |
|  | 496                | Variable dépendante = 0 : | 2 852          |



**Tableau C.8**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactive pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive pendant toute l'année 1989**  
**Femmes célibataires de 55 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé        | Erreur-type  | Pr > chi-carré |
|--|---------------------------|--------------|----------------|
| Constante  | -5,302                    | 3,696        | 0,1514         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 0,286                     | 0,543        | 0,5981         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | -0,651                    | 0,528        | 0,2177         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | -0,948                    | 0,716        | 0,1856         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -1,105                    | 0,618        | 0,0738         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -0,074                    | 0,637        | 0,9080         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -3,351                    | 0,892        | 0,0002         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,096                     | 0,012        | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,109                     | 0,013        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 2,619                     | 0,594        | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 0,164                     | 0,214        | 0,4434         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,033                    | 0,141        | 0,8173         |
| Nombre total d'enfants   | -1,169                    | 0,336        | 0,0005         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 2,094                     | 0,455        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | -0,283                    | 1,032        | 0,7841         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 0,036                     | 0,593        | 0,9519         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | 0,497                     | 0,943        | 0,5979         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | -1,300                    | 0,483        | 0,0071         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 0,165                     | 0,390        | 0,1780         |
| Variable dépendante > 0 :  |                           | -2 log r. v. | 1 495,335      |
| 618  | Variable dépendante = 0 : | 391          |                |

**Tableau C.9**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactive pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive pendant toute l'année 1989**  
**Femmes mariées de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -2,319             | 0,198                     | 0,2413         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 0,419              | 0,410                     | 0,3069         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 0,472              | 0,265                     | 0,0746         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 0,241              | 0,331                     | 0,4661         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,552             | 0,405                     | 0,1733         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -3,611             | 2,044                     | 0,0773         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -0,842             | 0,794                     | 0,2886         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,071              | 0,010                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,074              | 0,009                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 1,227              | 0,322                     | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | -0,181             | 0,119                     | 0,1303         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,070             | 0,069                     | 0,3049         |
| Nombre total d'enfants   | -0,032             | 0,188                     | 0,8636         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 0,655              | 0,286                     | 0,0218         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 5 ans                                       | 0,760              | 0,336                     | 0,0238         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | -1,385             | 1,166                     | 0,2349         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans  | 0,302              | 0,317                     | 0,3409         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 0,515              | 0,651                     | 0,4289         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 1,561              | 1,543                     | 0,3077         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 0,128              | 0,627                     | 0,8382         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -0,971             | 0,626                     | 0,1207         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | -0,691             | 0,408                     | 0,0899         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 0,204              | 0,245                     | 0,4046         |
| Variable dépendante > 0 :  |                    | -2 log r. v.              | 1 240,180      |
| 244  |                    | Variable dépendante = 0 : | 1 379          |

**Tableau C.10**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactive pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive pendant toute l'année 1989**  
**Femmes mariées de 25 à 54 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé        | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|---------------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -3,094                    | 0,738       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | -0,032                    | 0,127       | 0,7999         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 0,216                     | 0,108       | 0,0447         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | -0,363                    | 0,135       | 0,0073         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,221                    | 0,116       | 0,0558         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -0,533                    | 0,137       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -0,314                    | 0,189       | 0,0971         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,068                     | 0,004       | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,088                     | 0,003       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 1,482                     | 0,117       | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | -0,112                    | 0,043       | 0,0093         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,055                    | 0,027       | 0,0391         |
| Nombre total d'enfants   | 0,095                     | 0,065       | 0,1432         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 0,383                     | 0,121       | 0,0015         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 5 ans                                       | 0,044                     | 0,109       | 0,6900         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 6 à 15 ans                                      | -0,262                    | 0,126       | 0,0380         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans  | -0,053                    | 0,098       | 0,5899         |
| Var. fictive = 1 si 35 à 44 ans  | 0,486                     | 0,109       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 0,863                     | 0,142       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 0,734                     | 0,512       | 0,1519         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -0,063                    | 0,199       | 0,7508         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -0,007                    | 0,189       | 0,9724         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | -0,149                    | 0,108       | 0,1648         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 0,287                     | 0,087       | 0,0010         |
| Variable dépendante > 0 :  | - 2 log r. v.             | 13 999,538  |                |
| 3 075  | Variable dépendante = 0 : | 11 383      |                |

**Tableau C.11**  
**Modèle logit de la probabilité d'être inactive pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive pendant toute l'année 1989**  
**Femmes mariées de 55 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -4,425             | 2,087                     | 0,0340         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 0,011              | 0,290                     | 0,9693         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | -0,306             | 0,286                     | 0,2852         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | -0,550             | 0,461                     | 0,2334         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,121             | 0,337                     | 0,7192         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -1,075             | 0,394                     | 0,0063         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 0,428              | 0,484                     | 0,3763         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,079              | 0,008                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988  | 0,094              | 0,007                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 2,006              | 0,303                     | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 0,083              | 0,120                     | 0,4924         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 0,012              | 0,079                     | 0,8825         |
| Nombre total d'enfants   | -0,568             | 0,282                     | 0,0441         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 0,158              | 0,295                     | 0,5913         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 0,489              | 0,899                     | 0,5868         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 0,099              | 0,357                     | 0,7824         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -0,702             | 0,474                     | 0,1386         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,270              | 0,247                     | 0,2743         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 0,188              | 0,228                     | 0,4092         |
| Variable dépendante > 0 :  | 1 793              | -2 log r. v.              | 3 341,099      |
|  |                    | Variable dépendante = 0 : | 924            |

**Tableau C.12**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Hommes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -64,554            | 8,420       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -8,558             | 2,365       | 0,0003         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | 4,303              | 1,374       | 0,0017         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | -2,971             | 1,479       | 0,0446         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | -2,644             | 1,003       | 0,0084         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | 5,013              | 1,690       | 0,0030         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 2,456              | 2,869       | 0,3921         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | 13,312             | 1,553       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans  | 7,535              | 0,959       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 2,571              | 1,224       | 0,0357         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 9,564              | 1,103       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | 3,396              | 1,539       | 0,0273         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 0,989              | 2,085       | 0,6352         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 2,924              | 2,347       | 0,2130         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,023              | 0,050       | 0,6394         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 18,448             | 0,878       | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 1,590              | 0,324       | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 2,843              | 0,494       | 0,0001         |
| Nombre total d'enfants en 1988   | 0,494              | 1,187       | 0,6773         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | -1,367             | 3,909       | 0,7265         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 6 ans                                       | -7,572             | 3,983       | 0,0573         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 6 à 15 ans                                      | -0,637             | 1,763       | 0,7178         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 7,405              | 2,682       | 0,0058         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | -4,066             | 12,858      | 0,7518         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -3,898             | 2,746       | 0,1558         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 2,670              | 1,453       | 0,0662         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 1,546              | 0,964       | 0,1089         |
| Facteur d'échelle  | 22,764             | 0,388       |                |

Logarithme r. v.\* : -10 913,9913  
Tronquée à gauche : 1 811

\* Logarithme r. v. = logarithme du rapport de vraisemblance

**Tableau C.13**

**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Hommes célibataires de 25 à 54 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -52,869            | 14,853      | 0,0004         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -7,977             | 2,424       | 0,0010         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -10,352            | 2,345       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | 0,236              | 2,483       | 0,9243         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | 0,311              | 1,859       | 0,8669         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | -8,513             | 3,644       | 0,0195         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 9,513              | 2,468       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans  | 7,083              | 1,658       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans  | 4,105              | 2,279       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 4,423              | 2,199       | 0,0443         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 6,211              | 2,338       | 0,0079         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,182             | 2,217       | 0,9344         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 3,534              | 2,272       | 0,1198         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 1,178              | 3,141       | 0,7077         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,280              | 0,055       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 19,547             | 1,495       | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 0,211              | 0,615       | 0,7315         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 1,289              | 0,860       | 0,1341         |
| Nombre total d'enfants en 1988   | -5,691             | 3,221       | 0,0772         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 20,235             | 5,699       | 0,0004         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 6 ans                                       | -2,567             | 5,724       | 0,6537         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 6 à 15 ans                                      | 5,851              | 5,258       | 0,2658         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 14,284             | 2,320       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 16,457             | 10,839      | 0,1289         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 6,180              | 2,880       | 0,0319         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,378              | 1,879       | 0,8406         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 2,563              | 1,494       | 0,0862         |
| Facteur d'échelle  | 26,916             | 0,819       |                |
| Pas tronquée :   |                    | 690         |                |
| Logarithme r. v. :   |                    | -4 414,4954 |                |
| Tronquée à gauche :  |                    | 2 286       |                |

**Tableau C.14**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Hommes célibataires de 55 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi - carré |
|--|--------------------|---------------------|------------------|
| Constante  | -8,958             | 47,320              | 0,8499           |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -10,998            | 10,772              | 0,3072           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -44,146            | 15,103              | 0,0035           |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | -7,166             | 15,056              | 0,6341           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | 3,228              | 5,880               | 0,5830           |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | 3,535              | 7,372               | 0,6316           |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 3,162              | 10,176              | 0,7560           |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 16,116             | 10,382              | 0,1206           |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 31,358             | 14,805              | 0,0342           |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | 25,127             | 12,962              | 0,0526           |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 23,459             | 13,961              | 0,0929           |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 30,665             | 12,020              | 0,0107           |
| Semaines de chômage en 1988  | -0,161             | 0,173               | 0,3514           |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | -2,641             | 5,580               | 0,6360           |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,096             | 2,068               | 0,9630           |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | -1,989             | 2,782               | 0,4746           |
| Nombre total d'enfants en 1988   | -2,956             | 5,621               | 0,5990           |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 10,500             | 6,469               | 0,1046           |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 10,682             | 14,467              | 0,4603           |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 26,949             | 7,162               | 0,0002           |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | -13,785            | 6,782               | 0,0421           |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 8,449              | 4,989               | 0,0904           |
| Facteur d'échelle  | 26,494             | 2,603               |                  |
|  |                    | Logarithme r. v. :  | -405,0594        |
| Pas tronquée :   | 69                 | Tronquée à gauche : | 221              |

**Tableau C.15**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Hommes mariés de 16 à 54 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | -63,389            | 6,792               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -4,804             | 1,158               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -4,112             | 1,237               | 0,0009         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | -2,351             | 1,640               | 0,1517         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | -0,090             | 0,979               | 0,9266         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | -7,349             | 1,772               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 3,164              | 1,299               | 0,0149         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | -0,089             | 17,839              | 0,9960         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans  | 10,876             | 4,497               | 0,0156         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans  | 4,360              | 0,893               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans  | 0,896              | 0,981               | 0,3614         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans  | 7,574              | 1,432               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 0,248              | 1,064               | 0,8153         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 1,303              | 1,227               | 0,2881         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -3,089             | 1,159               | 0,0077         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 1,278              | 1,210               | 0,2908         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -0,230             | 1,424               | 0,8720         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,355              | 0,040               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 16,310             | 0,872               | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 1,382              | 0,268               | 0,0001         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 1,817              | 0,399               | 0,0001         |
| Nombre total d'enfants en 1988   | -0,995             | 0,674               | 0,1397         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 1,606              | 1,149               | 0,1622         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 6 ans                                       | -2,253             | 1,132               | 0,0466         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 6 à 15 ans                                      | 0,589              | 1,266               | 0,6418         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 15,087             | 1,355               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | -27,565            | 14,567              | 0,0584         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 0,788              | 1,536               | 0,6078         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 2,751              | 0,967               | 0,0044         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 0,745              | 0,793               | 0,3472         |
| Facteur d'échelle  | 25,933             | 0,458               |                |
|  |                    | Logarithme r. v. :  | -13804,7101    |
| Pas tronquée :   | 2 538              | Tronquée à gauche : | 11 817         |



**Tableau C.16**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Hommes mariés de 55 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi - carré |
|--|--------------------|---------------------|------------------|
| Constante  | -87,444            | 22,116              | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | 3,901              | 3,333               | 0,2419           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -10,184            | 4,600               | 0,0268           |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | 10,875             | 4,377               | 0,0130           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | -1,254             | 2,936               | 0,6694           |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | -10,323            | 4,312               | 0,0167           |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 6,270              | 3,509               | 0,0740           |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 9,170              | 3,675               | 0,0126           |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 3,470              | 5,006               | 0,4882           |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | 9,224              | 4,529               | 0,0417           |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 4,490              | 4,351               | 0,3020           |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 5,151              | 5,033               | 0,3061           |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,535              | 0,115               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 16,744             | 2,822               | 0,0001           |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 1,690              | 0,901               | 0,0607           |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 2,886              | 1,275               | 0,0236           |
| Nombre total d'enfants en 1988   | -3,921             | 2,642               | 0,1377           |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 18,434             | 3,330               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 8,620              | 9,110               | 0,3441           |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 5,639              | 3,188               | 0,0770           |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | -0,633             | 2,477               | 0,7983           |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 4,802              | 2,356               | 0,0416           |
| Facteur d'échelle  | 33,779             | 1,343               |                  |
|  |                    | Logarithme r. v. :  | -2 811,1839      |
| Pas tronquée :   | 474                | Tronquée à gauche : | 1 621            |

**Tableau C.17**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -25,943            | 9,323       | 0,0054         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -9,911             | 3,015       | 0,0010         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -8,079             | 1,911       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | -11,841            | 1,655       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | -9,927             | 1,565       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | -1,616             | 3,577       | 0,6514         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | -1,648             | 4,745       | 0,7284         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | 9,818              | 1,674       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans  | 4,710              | 1,065       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | -4,448             | 1,483       | 0,0027         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 4,681              | 1,196       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,551             | 1,586       | 0,7281         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -3,799             | 2,140       | 0,0759         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 4,321              | 2,873       | 0,1326         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,166              | 0,054       | 0,0023         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 21,882             | 0,980       | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 0,824              | 0,326       | 0,0114         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 1,187              | 0,534       | 0,0263         |
| Nombre total d'enfants en 1988   | 1,113              | 0,666       | 0,0945         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 2,429              | 2,992       | 0,4169         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 6 ans                                       | -0,634             | 2,950       | 0,8299         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | -0,336             | 2,382       | 0,8877         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 17,752             | 7,882       | 0,0243         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -8,705             | 3,082       | 0,0047         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | -1,208             | 1,733       | 0,4859         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -2,014             | 2,088       | 0,3348         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | -2,525             | 1,056       | 0,0168         |
| Facteur d'échelle  | 22,355             | 0,417       |                |
| Pas tronquée :   |                    | 1 740       |                |
| Logarithme r. v. :   |                    | -8 917,2799 |                |
| Tronquée à gauche :  |                    | 1 366       |                |

**Tableau C.18**

**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes célibataires de 25 à 54 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -82,812            | 16,370      | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -14,964            | 3,167       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -5,224             | 2,621       | 0,0463         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | -0,366             | 2,376       | 0,8776         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | 0,060              | 2,297       | 0,9793         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | 1,416              | 9,654       | 0,8834         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 8,060              | 3,342       | 0,0159         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans  | 1,867              | 1,589       | 0,2400         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans  | 2,441              | 2,078       | 0,2402         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 1,826              | 2,371       | 0,4413         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 0,287              | 2,441       | 0,9063         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | 5,600              | 2,092       | 0,0074         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 4,476              | 2,321       | 0,0538         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 1,304              | 3,492       | 0,7089         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,456              | 0,063       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 24,216             | 1,548       | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 1,325              | 0,621       | 0,0330         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 3,195              | 0,919       | 0,0005         |
| Nombre total d'enfants en 1988   | 3,905              | 0,921       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | -1,140             | 3,716       | 0,7590         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 6 ans                                       | -1,262             | 2,840       | 0,6568         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 11,100             | 2,366       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 21,641             | 14,148      | 0,1261         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 1,720              | 2,997       | 0,5661         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 2,434              | 2,120       | 0,2509         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -4,153             | 2,986       | 0,1642         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | -2,575             | 1,599       | 0,1073         |
| Facteur d'échelle  | 27,147             | 0,821       |                |
| Pas tronquée :   |                    | 699         |                |
| Logarithme r. v. :   |                    | -4 316,3809 |                |
| Tronquée à gauche :  |                    | 2 153       |                |

**Tableau C.19**

**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes célibataires de 55 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | -64,323            | 45,342              | 0,1560         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -3,881             | 8,013               | 0,6281         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -14,090            | 7,363               | 0,0557         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | -14,366            | 6,763               | 0,0337         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | 2,062              | 6,234               | 0,7409         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | -23,589            | 19,173              | 0,2186         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 16,648             | 6,994               | 0,0173         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 6,948              | 6,266               | 0,2675         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 8,690              | 8,550               | 0,3095         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | 20,516             | 6,897               | 0,0029         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 6,807              | 7,258               | 0,3483         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 5,150              | 10,333              | 0,6182         |
| Semaines de chômage en 1988  | -0,078             | 0,245               | 0,7496         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 27,344             | 4,446               | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 1,354              | 1,772               | 0,4448         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 2,202              | 2,486               | 0,3758         |
| Nombre total d'enfants en 1988   | 5,860              | 4,672               | 0,2098         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 14,011             | 5,658               | 0,0133         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 24,741             | 13,145              | 0,0598         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -5,088             | 6,072               | 0,4020         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | -0,824             | 5,009               | 0,8694         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -5,817             | 8,802               | 0,5087         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | -1,066             | 4,141               | 0,7968         |
| Facteur d'échelle  | 27,460             | 1,981               |                |
|  |                    | Logarithme r. v. :  | -732,8913      |
| Pas tronquée :   | 110                | Tronquée à gauche : | 281            |

**Tableau C.20**

**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes mariées de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -19,982            | 15,927      | 0,2096         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -4,118             | 4,223       | 0,3295         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -2,668             | 3,052       | 0,3820         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | -1,203             | 2,481       | 0,6277         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | 2,552              | 2,381       | 0,2838         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | -3,479             | 7,731       | 0,6527         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | -0,150             | 5,848       | 0,9795         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | 8,785              | 9,388       | 0,3494         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans  | 5,446              | 2,523       | 0,0309         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 4,686              | 2,381       | 0,0491         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 1,926              | 2,409       | 0,4241         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -0,746             | 2,255       | 0,7409         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 2,148              | 3,206       | 0,5029         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 1,649              | 3,502       | 0,6376         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,029              | 0,084       | 0,7286         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 14,147             | 1,685       | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 0,845              | 0,585       | 0,1482         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 0,218              | 0,924       | 0,8137         |
| Nombre total d'enfants en 1988   | -4,005             | 1,820       | 0,0278         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 6,366              | 2,698       | 0,0183         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 6 ans                                       | 6,384              | 3,606       | 0,0766         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 0,802              | 5,182       | 0,8769         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | -11,516            | 20,980      | 0,5831         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -2,623             | 5,183       | 0,6128         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | -2,345             | 2,822       | 0,4060         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | 1,355              | 5,523       | 0,8061         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | -4,133             | 1,770       | 0,0176         |
| Facteur d'échelle  | 24,107             | 0,788       |                |
| Pas tronquée :   |                    | 630         |                |
| Logarithme r. v. :   |                    |             | -732,8913      |
| Tronquée à gauche :  |                    |             | 749            |

**Tableau C.21**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes mariées de 25 à 54 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type  | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|--------------|----------------|
| Constante  | -33,255            | 7,482        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -12,251            | 1,535        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -7,438             | 1,348        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | -9,559             | 1,198        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | -6,917             | 1,161        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | -10,943            | 2,361        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans  | 2,947              | 0,861        | 0,0006         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans  | -1,736             | 1,048        | 0,0978         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 5,000              | 1,495        | 0,0008         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 1,587              | 1,131        | 0,1606         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | -3,078             | 1,131        | 0,0200         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | -1,075             | 1,062        | 0,3112         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | -1,351             | 1,218        | 0,2672         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | -6,220             | 1,937        | 0,0013         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,326              | 0,039        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 20,243             | 0,766        | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | 0,737              | 0,274        | 0,0071         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 0,879              | 0,430        | 0,0410         |
| Nombre total d'enfants en 1988   | -0,870             | 0,416        | 0,0363         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                                  | 4,060              | 1,040        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 6 ans                                       | 1,851              | 1,062        | 0,0814         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 9,408              | 1,633        | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | 17,411             | 7,923        | 0,0280         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | -0,454             | 1,882        | 0,8094         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | 0,613              | 1,050        | 0,5595         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -1,400             | 1,769        | 0,4287         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | -0,506             | 0,834        | 0,5544         |
| Facteur d'échelle  | 27,886             | 0,415        |                |
| Pas tronquée :   |                    | 3 364        |                |
| Logarithme r. v. :   |                    | -17 583,4650 |                |
| Tronquée à gauche :  |                    | 8 019        |                |

**Tableau C.22**

**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes mariées de 55 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | -10,452            | 29,108              | 0,7195         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur                 | -12,658            | 5,087               | 0,0128         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales                      | -13,929            | 5,133               | 0,0067         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau   | -16,826            | 4,279               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services                     | -11,469            | 3,959               | 0,0038         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                                      | -17,397            | 5,937               | 0,0034         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires                  | 1,123              | 3,801               | 0,7677         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                              | 3,456              | 3,545               | 0,3295         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles                          | 2,126              | 5,371               | 0,6922         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                                      | 0,913              | 4,236               | 0,8294         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                                      | 4,946              | 4,792               | 0,3020         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                                 | 0,542              | 5,670               | 0,9239         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,022              | 0,175               | 0,8980         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité >0 en 1988                           | 22,925             | 2,828               | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988   | -0,130             | 1,128               | 0,9080         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c. en 1988          | 0,171              | 1,630               | 0,9165         |
| Nombre total d'enfants en 1988   | -1,948             | 4,391               | 0,6573         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité             | 15,344             | 3,705               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans qu'on sache s'il y a limitation d'activité | -14,850            | 19,144              | 0,4379         |
| Var. fictive = 1 si incapacité sans limitation d'activité                      | 4,636              | 4,256               | 0,2760         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère  | -3,724             | 3,147               | 0,2367         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                                  | -3,435             | 6,623               | 0,6041         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone   | 4,227              | 2,814               | 0,1331         |
| Facteur d'échelle  | 27,793             | 1,322               |                |
|  | Logarithme r. v. : | -1 670,0612         |                |
| Pas tronquée :   | 273                | Tronquée à gauche : | 651            |

**Tableau C.23****Modèle logit de la probabilité d'être en chômage pendant au moins une semaine****Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de chômage en 1989  
Hommes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -1,881             | 0,160                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -1,708             | 0,313                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -0,570             | 0,133                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,314             | 0,134                     | 0,0191         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,372             | 0,095                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | -0,476             | 0,174                     | 0,0061         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | 0,023              | 0,145                     | 0,8758         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | -0,051             | 0,086                     | 0,5530         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 0,120              | 0,016                     | 0,0001         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,951              | 0,078                     | 0,0001         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | -0,015             | 0,005                     | 0,0041         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | 1,006              | 0,364                     | 0,0058         |
| Nombre total d'enfants   | -0,080             | 0,058                     | 0,1703         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | -0,173             | 0,352                     | 0,6235         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -0,434             | 0,190                     | 0,0223         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r. v.              | 4 241,197      |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 1 090              | Variable dépendante = 0 : | 2 370          |



**Tableau C.24****Modèle logit de la probabilité d'être en chômage pendant au moins une semaine****Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de chômage en 1989  
Hommes célibataires de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé        | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|---------------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -2,257                    | 0,282       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -0,725                    | 0,209       | 0,0005         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -0,897                    | 0,206       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,672                    | 0,224       | 0,0027         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,168                    | 0,144       | 0,2436         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | -0,086                    | 0,315       | 0,7852         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | 0,376                     | 0,139       | 0,0069         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | -0,320                    | 0,226       | 0,1570         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | 0,248                     | 0,245       | 0,3123         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 0,090                     | 0,202       | 0,6566         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,152                     | 0,172       | 0,3758         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,227                     | 0,190       | 0,2329         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | -0,166                    | 0,177       | 0,3471         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | -0,100                    | 0,198       | 0,6136         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | -0,091                    | 0,238       | 0,7006         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 0,158                     | 0,024       | 0,0001         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 1,822                     | 0,116       | 0,0001         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | -0,046                    | 0,007       | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | 1,688                     | 0,545       | 0,0019         |
| Nombre total d'enfants   | 0,184                     | 0,090       | 0,0400         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | 0,781                     | 0,326       | 0,0165         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -0,137                    | 0,217       | 0,5266         |
| Nombre d'observations  | -2 log r. v.              | 2 375,836   |                |
| Variable dépendante > 0 : 618                                  | Variable dépendante = 0 : | 2 048       |                |

**Tableau C.25****Modèle logit de la probabilité d'être en chômage pendant au moins une semaine****Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de chômage en 1989  
Hommes mariés de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -0,879             | 0,591                     | 0,1370         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -1,666             | 0,902                     | 0,0646         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -0,372             | 0,328                     | 0,2560         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,346             | 0,397                     | 0,3829         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,206             | 0,272                     | 0,4482         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 0,715              | 0,399                     | 0,0728         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | 0,189              | 1,170                     | 0,8720         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | 0,600              | 0,352                     | 0,0883         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 0,105              | 0,041                     | 0,0111         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 1,185              | 0,192                     | 0,0001         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | -0,068             | 0,015                     | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | 2,572              | 1,252                     | 0,0399         |
| Nombre total d'enfants   | 0,134              | 0,139                     | 0,3358         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | -0,169             | 0,265                     | 0,5230         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | 1,633              | 0,488                     | 0,0008         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r. v.              | 789,277        |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 217                | Variable dépendante = 0 : | 560            |

**Tableau C.26****Modèle logit de la probabilité d'être en chômage pendant au moins une semaine****Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de chômage en 1989  
Hommes mariés de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -2,197             | 0,191                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -0,406             | 0,111                     | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -0,546             | 0,128                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,294             | 0,145                     | 0,0427         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,556             | 0,100                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | -0,607             | 0,199                     | 0,0023         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | 0,260              | 0,081                     | 0,0014         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | -0,189             | 0,100                     | 0,0591         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | -0,061             | 0,117                     | 0,6048         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 0,524              | 0,114                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,500              | 0,098                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,187              | 0,123                     | 0,1278         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,112              | 0,112                     | 0,3202         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,067              | 0,128                     | 0,5991         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 0,649              | 0,124                     | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 0,092              | 0,013                     | 0,0001         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 2,150              | 0,071                     | 0,0001         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | -0,037             | 0,004                     | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | 1,199              | 0,302                     | 0,0001         |
| Nombre total d'enfants   | -0,079             | 0,035                     | 0,0226         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | 0,099              | 0,093                     | 0,2932         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -0,411             | 0,177                     | 0,0202         |
| Nombre d'observations  | -2 log r. v.       | 7 330,257                 |                |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 1 860              | Variable dépendante = 0 : | 10 530         |

**Tableau C.27****Modèle logit de la probabilité d'être en chômage pendant au moins une semaine****Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de chômage en 1989  
Femmes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -1,471             | 0,238                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -1,324             | 0,334                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -1,213             | 0,209                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -1,370             | 0,179                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,661             | 0,166                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | -1,407             | 0,422                     | 0,0009         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | 0,073              | 0,180                     | 0,6858         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | 0,203              | 0,112                     | 0,0686         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 0,093              | 0,020                     | 0,0001         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,750              | 0,106                     | 0,0001         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | -0,0002            | 0,007                     | 0,9794         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -0,125             | 0,459                     | 0,7844         |
| Nombre total d'enfants   | 0,049              | 0,071                     | 0,4905         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | 0,143              | 0,321                     | 0,6566         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -0,311             | 0,226                     | 0,1685         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r. v.              | 2 715,929      |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 609                | Variable dépendante = 0 : | 1 987          |

**Tableau C.28****Modèle logit de la probabilité d'être en chômage pendant au moins une semaine****Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de chômage en 1989  
Femmes célibataires de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé        | Erreur-type | Pr > chi-carré |
|--|---------------------------|-------------|----------------|
| Constante  | -1,229                    | 0,313       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -0,908                    | 0,219       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -1,463                    | 0,212       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -1,223                    | 0,183       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -1,023                    | 0,183       | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | -0,402                    | 0,848       | 0,6357         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | 0,045                     | 0,136       | 0,7425         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | 0,155                     | 0,184       | 0,3995         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | 0,285                     | 0,206       | 0,1677         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -0,240                    | 0,250       | 0,3368         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | -0,262                    | 0,188       | 0,1648         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | -0,219                    | 0,201       | 0,2756         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,159                     | 0,167       | 0,3430         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,058                     | 0,185       | 0,7521         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | -0,353                    | 0,308       | 0,2519         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 0,147                     | 0,026       | 0,0001         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 1,659                     | 0,126       | 0,0001         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | -0,050                    | 0,009       | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | 1,724                     | 0,643       | 0,0073         |
| Nombre total d'enfants   | 0,235                     | 0,074       | 0,0016         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | -0,573                    | 0,369       | 0,1203         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -0,139                    | 0,235       | 0,5530         |
| Nombre d'observations  | -2 log r. v.              | 2 298,828   |                |
| Variable dépendante > 0 : 455                                  | Variable dépendante = 0 : | 2 368       |                |

**Tableau C.29****Modèle logit de la probabilité d'être en chômage pendant au moins une semaine****Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de chômage en 1989  
Femmes mariées de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -0,406             | 0,351                     | 0,2470         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -0,735             | 0,373                     | 0,0488         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -1,106             | 0,261                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,748             | 0,211                     | 0,0004         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,806             | 0,217                     | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 0,577              | 0,802                     | 0,4716         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | -0,261             | 1,124                     | 0,8167         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | 0,305              | 0,227                     | 0,1797         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 0,038              | 0,035                     | 0,2733         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 1,669              | 0,161                     | 0,0001         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | 0,005              | 0,012                     | 0,6903         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -2,085             | 0,891                     | 0,0193         |
| Nombre total d'enfants   | -0,248             | 0,146                     | 0,0888         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | 0,466              | 0,239                     | 0,0509         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | 0,034              | 0,504                     | 0,9464         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r. v.              | 1 240,73       |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 349                | Variable dépendante = 0 : | 885            |

**Tableau C.30****Modèle logit de la probabilité d'être en chômage pendant au moins une semaine****Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de chômage en 1989  
Femmes mariées de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -2,301             | 0,181                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -0,536             | 0,133                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -0,867             | 0,125                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,752             | 0,103                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,683             | 0,104                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | -0,518             | 0,244                     | 0,0341         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | 0,132              | 0,081                     | 0,1007         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | -0,258             | 0,105                     | 0,0139         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | 0,030              | 0,145                     | 0,8392         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -0,029             | 0,138                     | 0,8357         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,267              | 0,100                     | 0,0076         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | -0,025             | 0,123                     | 0,8427         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,120              | 0,098                     | 0,2308         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | -0,171             | 0,122                     | 0,1624         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | -0,098             | 0,172                     | 0,5665         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 0,119              | 0,014                     | 0,0001         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 1,894              | 0,075                     | 0,0001         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | -0,029             | 0,005                     | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | 1,538              | 0,390                     | 0,0001         |
| Nombre total d'enfants   | -0,032             | 0,037                     | 0,3881         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | 0,060              | 0,100                     | 0,5485         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -0,222             | 0,163                     | 0,1724         |
| Nombre d'observations  | -2 log r. v.       | 6 470,468                 |                |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 1 672              | Variable dépendante = 0 : | 8 398          |

**Tableau C.31****Modèle tobit de la durée du chômage****Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 quand le salaire hebdomadaire en 1988 > 0****Hommes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi - carré |
|--|--------------------|---------------------|------------------|
| Constante  | 3,636              | 0,175               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -0,976             | 0,531               | 0,0662           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -1,022             | 0,189               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,660             | 0,189               | 0,0005           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,709             | 0,141               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 0,063              | 0,288               | 0,8269           |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | 0,129              | 0,228               | 0,5716           |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | 0,016              | 0,129               | 0,9041           |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -0,008             | 0,333               | 0,9804           |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | -0,029             | 0,157               | 0,8547           |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,166              | 0,154               | 0,2811           |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,342              | 0,218               | 0,1165           |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,149              | 0,267               | 0,5771           |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | -0,883             | 0,223               | 0,0001           |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,017              | 0,006               | 0,0031           |
| Durée maximum de la période de prestations                     | 0,015              | 0,007               | 0,0260           |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -0,773             | 0,504               | 0,1250           |
| Nombre total d'enfants   | 0,152              | 0,085               | 0,0719           |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | -1,221             | 0,472               | 0,0096           |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -0,403             | 0,298               | 0,1757           |
| Facteur d'échelle  | 1,095              | 0,043               |                  |
|  |                    | Logarithme r. v. :  | -1 162,5797      |
| Pas tronquée :   | 396                | Tronquée à droite : | 694              |



**Tableau C.32**

**Modèle tobit de la durée du chômage**

**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 quand le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**

**Hommes célibataires de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | 4,490              | 0,390               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -0,444             | 0,320               | 0,1655         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -0,261             | 0,315               | 0,4071         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,402             | 0,309               | 0,1925         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,232             | 0,200               | 0,2443         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 0,102              | 0,464               | 0,8251         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | -0,822             | 0,231               | 0,0004         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | -0,473             | 0,384               | 0,2178         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | -0,107             | 0,375               | 0,7759         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -0,335             | 0,286               | 0,2412         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,291              | 0,260               | 0,2640         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,112              | 0,286               | 0,6959         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | -0,209             | 0,270               | 0,4384         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | -0,650             | 0,281               | 0,0206         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | -0,215             | 0,318               | 0,4989         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,030              | 0,007               | 0,0001         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | 0,025              | 0,009               | 0,0041         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -1,704             | 0,673               | 0,0114         |
| Nombre total d'enfants   | -0,201             | 0,111               | 0,0691         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | -0,807             | 0,380               | 0,0339         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | 0,441              | 0,338               | 0,1927         |
| Facteur d'échelle  | 1,127              | 0,064               |                |
|  | Logarithme r. v. : | -628,6082           |                |
| Pas tronquée :   | 202                | Tronquée à droite : | 416            |

**Tableau C.33****Modèle tobit de la durée du chômage****Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 quand le salaire hebdomadaire en 1988 > 0****Hommes mariés de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi - carré |
|--|--------------------|---------------------|------------------|
| Constante  | 3,804              | 0,882               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -0,089             | 1,081               | 0,9342           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 0,122              | 0,710               | 0,8640           |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | 0,167              | 0,609               | 0,7842           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,163             | 0,374               | 0,6631           |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 1,157              | 0,567               | 0,0412           |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | -1,969             | 1,401               | 0,1598           |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | -0,134             | 0,441               | 0,7607           |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 23,415             | 75 880,420          | 0,9998           |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,668              | 0,352               | 0,0573           |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 1,278              | 0,534               | 0,0167           |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | -0,552             | 0,400               | 0,1675           |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,423              | 0,625               | 0,4989           |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 0,295              | 0,465               | 0,5257           |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,024              | 0,015               | 0,1055           |
| Durée maximum de la période de prestations                     | 0,014              | 0,015               | 0,0331           |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -2,857             | 1,629               | 0,0795           |
| Nombre total d'enfants   | 0,697              | 0,283               | 0,0137           |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | -0,898             | 0,363               | 0,0134           |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | 1,168              | 0,550               | 0,0337           |
| Facteur d'échelle  | 1,022              | 0,092               |                  |
| Logarithme r. v. :   |                    | -203,2075           |                  |
| Pas tronquée :   | 90                 | Tronquée à droite : | 127              |

**Tableau C.34****Modèle tobit de la durée du chômage****Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 quand le salaire hebdomadaire en 1988 > 0****Hommes mariés de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | 4,684              | 0,274               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -0,040             | 0,187               | 0,8317         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -0,183             | 0,201               | 0,3632         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,818             | 0,205               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,449             | 0,137               | 0,0010         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 0,491              | 0,392               | 0,2099         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | -0,442             | 0,122               | 0,0003         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | -0,114             | 0,165               | 0,4883         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | 0,066              | 0,201               | 0,7410         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 0,419              | 0,183               | 0,0222         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,035              | 0,144               | 0,8086         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | -0,266             | 0,166               | 0,1096         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,096              | 0,177               | 0,5889         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,052              | 0,194               | 0,7900         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | -0,375             | 0,168               | 0,0261         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,005              | 0,004               | 0,2028         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | 0,008              | 0,006               | 0,1758         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -1,499             | 0,450               | 0,0009         |
| Nombre total d'enfants   | -0,094             | 0,049               | 0,0533         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | 0,145              | 0,131               | 0,2691         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | 0,448              | 0,313               | 0,1527         |
| Facteur d'échelle  | 1,049              | 0,038               |                |
|  | Logarithme r. v. : | -1 421,0912         |                |
| Pas tronquée :   | 597                | Tronquée à droite : | 1 263          |

**Tableau C.35**  
**Modèle tobit de la durée du chômage**  
**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 quand le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**  
**Femmes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | 4,352              | 0,352               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -1,118             | 0,462               | 0,0156         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -1,591             | 0,307               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,773             | 0,288               | 0,0072         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -1,011             | 0,259               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 0,308              | 0,998               | 0,7559         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | -1,039             | 0,265               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | 0,011              | 0,183               | 0,9512         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 1,206              | 0,806               | 0,1346         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,225              | 0,231               | 0,3303         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | -0,419             | 0,193               | 0,0302         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | -0,728             | 0,254               | 0,0041         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,443              | 0,347               | 0,2022         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | -0,559             | 0,314               | 0,0747         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,019              | 0,008               | 0,0180         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | 0,003              | 0,009               | 0,7664         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -0,072             | 0,630               | 0,9087         |
| Nombre total d'enfants   | -0,122             | 0,101               | 0,2276         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | 0,408              | 0,429               | 0,3416         |
| Facteur d'échelle  | 1,035              | 0,053               |                |
|  |                    | Logarithme r. v. :  | -610,1009      |
| Pas tronquée :   | 251                | Tronquée à droite : | 358            |

**Tableau C.36**

**Modèle tobit de la durée du chômage**

**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 quand le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**

**Femmes célibataires de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé  | Erreur-type        | Pr > chi-carré |
|--|---------------------|--------------------|----------------|
| Constante  | 5,655               | 0,398              | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -1,682              | 0,352              | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -1,026              | 0,343              | 0,0028         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -1,672              | 0,304              | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -2,264              | 0,302              | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | -2,042              | 0,698              | 0,0035         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | -0,085              | 0,172              | 0,6201         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | -0,101              | 0,220              | 0,6467         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | 0,047               | 0,279              | 0,8667         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -0,029              | 0,298              | 0,9220         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | -0,266              | 0,224              | 0,2344         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | -0,469              | 0,246              | 0,0564         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | -0,176              | 0,215              | 0,4125         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | -0,686              | 0,229              | 0,0027         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | -0,097              | 0,329              | 0,7681         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,008               | 0,006              | 0,1594         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -0,486              | 0,311              | 0,1183         |
| Nombre total d'enfants   | -0,063              | 0,085              | 0,4576         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | 0,481               | 0,502              | 0,3380         |
| Facteur d'échelle  | 0,871               | 0,052              |                |
| Pas tronquée :   |                     | Logarithme r. v. : | -440,9353      |
| 178  | Tronquée à droite : |                    | 277            |

**Tableau C.37****Modèle tobit de la durée du chômage****Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 quand le salaire hebdomadaire en 1988 > 0****Femmes mariées de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | 3,575              | 0,301               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 0,148              | 0,669               | 0,8250         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -1,818             | 0,325               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -1,062             | 0,248               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -1,043             | 0,236               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 1,508              | 0,168               | 0,3683         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | -0,337             | 0,918               | 0,0713         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | -0,128             | 0,205               | 0,5315         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 0,120              | 0,427               | 0,7784         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,292              | 0,219               | 0,1836         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,469              | 0,261               | 0,0724         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,203              | 0,226               | 0,3698         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,814              | 0,344               | 0,0180         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 0,543              | 0,503               | 0,2806         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,018              | 0,008               | 0,0195         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | 0,041              | 0,011               | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -2,436             | 0,781               | 0,0018         |
| Nombre total d'enfants   | 0,339              | 0,158               | 0,0323         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | -0,437             | 0,245               | 0,0747         |
| Facteur d'échelle  | 0,863              | 0,057               |                |
|  |                    | Logarithme r. v. :  | -340,2597      |
| Pas tronquée :   | 149                | Tronquée à droite : | 200            |

**Tableau C.38****Modèle tobit de la durée du chômage****Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 quand le salaire hebdomadaire en 1988 > 0****Femmes mariées de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | 4,080              | 0,242               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -1,193             | 0,211               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -1,120             | 0,199               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -1,037             | 0,170               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -0,948             | 0,169               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 0,527              | 0,530               | 0,3197         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | 0,274              | 0,120               | 0,0229         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | 0,288              | 0,154               | 0,0610         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | 1,082              | 0,292               | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 0,287              | 0,230               | 0,2114         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,161              | 0,147               | 0,2750         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,190              | 0,177               | 0,2828         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,135              | 0,141               | 0,3387         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,339              | 0,196               | 0,0836         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 0,406              | 0,270               | 0,1328         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,013              | 0,004               | 0,0034         |
| Durée maximum de la période de prestations                     | 0,036              | 0,006               | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>       | -2,473             | 0,479               | 0,0001         |
| Nombre total d'enfants   | 0,109              | 0,056               | 0,0533         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                  | -0,039             | 0,155               | 0,8005         |
| Facteur d'échelle  | 1,054              | 0,041               |                |
|  | Logarithme r. v. : | -1 305,4707         |                |
| Pas tronquée :   | 564                | Tronquée à droite : | 1 108          |

**Tableau C.39**

**Modèle logit de la probabilité d'avoir de la difficulté à trouver une ou plusieurs semaines de travail additionnelles**  
**Variable dépendante = 1 si sous-employé en 1989**  
**Hommes célibataires de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | 0,325              | 0,361                     | 0,3687         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur     | -0,589             | 0,436                     | 0,1765         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales          | -0,337             | 0,280                     | 0,2289         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services         | -0,496             | 0,164                     | 0,0025         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                               | 0,101              | 0,229                     | 0,6595         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                          | -0,330             | 0,298                     | 0,2690         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | -1,115             | 0,340                     | 0,0010         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                    | -1,552             | 0,274                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                    | -0,930             | 0,245                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                    | -0,695             | 0,245                     | 0,0045         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                    | -0,475             | 0,369                     | 0,1978         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                    | -0,738             | 0,377                     | 0,0500         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires      | 0,084              | 0,246                     | 0,7326         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                  | 0,197              | 0,176                     | 0,2640         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles              | -0,084             | 0,190                     | 0,6574         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                          | 0,053              | 0,234                     | 0,8212         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                          | -0,120             | 0,293                     | 0,6820         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                     | -0,480             | 0,324                     | 0,1391         |
| Semaines de chômage en 1988  | -0,010             | 0,005                     | 0,0340         |
| Semaines de chômage en 1989  | 0,045              | 0,004                     | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations1                       | -2,206             | 0,253                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si reçoit des prestations d'a.-c.                 | 0,913              | 0,149                     | 0,0001         |
| Salaire  | -0,003             | 0,000                     | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988                                 | 0,018              | 0,024                     | 0,4628         |
| Nombre total d'enfants   | 0,029              | 0,100                     | 0,7728         |
| Nombre total d'enfants1  | -2,123             | 0,905                     | 0,0190         |
| Nombre total d'enfants2  | 0,690              | 0,435                     | 0,1129         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité | -0,093             | 0,250                     | 0,7100         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                            | -0,366             | 0,243                     | 0,1324         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                      | 0,489              | 0,291                     | 0,0931         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                                 | 0,072              | 0,126                     | 0,5651         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r. v. :            | 2 367,284      |
| Variable dépendante > 0 :  | 626                | Variable dépendante = 0 : | 1 402          |



**Tableau C.40**

**Modèle logit de la probabilité d'avoir de la difficulté à trouver une ou plusieurs semaines de travail additionnelles**  
**Variable dépendante = 1 si sous-employé en 1989**  
**Hommes mariés de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -0,890             | 0,313                     | 0,0045         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur     | -0,410             | 0,246                     | 0,0950         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales          | -0,672             | 0,276                     | 0,0147         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services         | -0,625             | 0,187                     | 0,0008         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                               | -0,040             | 0,278                     | 0,8846         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                          | -0,244             | 0,285                     | 0,3919         |
| Var. fictive = 1 si 16 à 19 ans                                    | -0,620             | 0,687                     | 0,3667         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                    | -0,035             | 0,235                     | 0,8827         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                    | 0,387              | 0,159                     | 0,0149         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                    | 0,110              | 0,187                     | 0,5586         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                    | 0,208              | 0,218                     | 0,3413         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires      | 0,329              | 0,198                     | 0,0956         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                  | 0,033              | 0,177                     | 0,8528         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles              | 0,134              | 0,219                     | 0,5404         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                          | -0,117             | 0,219                     | 0,5931         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                          | 0,599              | 0,248                     | 0,0156         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                     | 0,179              | 0,227                     | 0,4312         |
| Semaines de chômage en 1988  | -0,005             | 0,004                     | 0,2106         |
| Semaines de chômage en 1989  | 0,040              | 0,004                     | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>           | -1,919             | 0,277                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si reçoit des prestations d'a.-c.                 | 0,852              | 0,139                     | 0,0001         |
| Salaire  | -0,001             | 0,000                     | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988                                 | 0,003              | 0,022                     | 0,8998         |
| Nombre total d'enfants   | -0,121             | 0,071                     | 0,0906         |
| Nombre total d'enfants <sup>1</sup>                                | -0,135             | 0,169                     | 0,4268         |
| Nombre total d'enfants <sup>2</sup>                                | 0,081              | 0,178                     | 0,6475         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité | 0,366              | 0,222                     | 0,0996         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                            | 0,087              | 0,174                     | 0,6181         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                      | 0,232              | 0,301                     | 0,4405         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                                 | 0,007              | 0,116                     | 0,9498         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r. v. :            | 2 363,315      |
| Variable dépendante > 0 :  | 709                | Variable dépendante = 0 : | 1 658          |

**Tableau C.41**

**Modèle logit de la probabilité d'avoir de la difficulté à trouver une ou plusieurs semaines de travail additionnelles**  
**Variable dépendante = 1 si sous-employée en 1989**  
**Femmes célibataires de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | 1,799              | 0,427                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur     | -0,798             | 0,400                     | 0,0463         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales          | -1,429             | 0,272                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services         | -2,003             | 0,199                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                               | -1,816             | 0,230                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                          | -2,253             | 0,886                     | 0,0110         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | -1,207             | 0,354                     | 0,0006         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                    | -1,057             | 0,279                     | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                    | -0,942             | 0,273                     | 0,0006         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                    | -0,697             | 0,266                     | 0,0088         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                    | -0,805             | 0,357                     | 0,0242         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                    | -0,133             | 0,408                     | 0,7439         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires      | 1,181              | 0,414                     | 0,0043         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                  | 0,167              | 0,238                     | 0,4830         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles              | 0,446              | 0,230                     | 0,0521         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                          | 0,439              | 0,256                     | 0,0867         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                          | 0,033              | 0,335                     | 0,9221         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                     | 0,906              | 0,374                     | 0,0154         |
| Semaines de chômage en 1988  | 0,003              | 0,006                     | 0,5704         |
| Semaines de chômage en 1989  | 0,030              | 0,006                     | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>           | -1,530             | 0,312                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si reçoit des prestations d'a.-c.                 | 0,911              | 0,198                     | 0,0001         |
| Salaire  | -0,005             | 0,000                     | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988                                 | -0,062             | 0,028                     | 0,0273         |
| Nombre total d'enfants   | 0,124              | 0,102                     | 0,2241         |
| Nombre total d'enfants <sup>1</sup>                                | 0,515              | 0,385                     | 0,1813         |
| Nombre total d'enfants <sup>2</sup>                                | 0,108              | 0,322                     | 0,7367         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité | 1,172              | 0,280                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                            | -0,913             | 0,284                     | 0,0013         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                      | 0,380              | 0,340                     | 0,2637         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                                 | 0,425              | 0,154                     | 0,0058         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r. v. :            | 1 824,888      |
| Variable dépendante > 0 :  | 503                | Variable dépendante = 0 : | 955            |

**Tableau C.42**

**Modèle logit de la probabilité d'avoir de la difficulté à trouver une ou plusieurs semaines de travail additionnelles**  
**Variable dépendante = 1 si sous-employée en 1989**  
**Femmes mariées de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | 0,765              | 0,299                     | 0,0104         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur     | -2,240             | 0,278                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales          | -2,006             | 0,225                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services         | -2,328             | 0,166                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                               | -2,029             | 0,173                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                          | -2,275             | 0,388                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans   | -0,070             | 1,602                     | 0,9652         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                    | -0,673             | 0,445                     | 0,1305         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                    | 0,062              | 0,210                     | 0,7681         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                    | 0,044              | 0,162                     | 0,7855         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                    | 0,367              | 0,200                     | 0,0670         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                    | 0,361              | 0,293                     | 0,2176         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires      | -0,643             | 0,238                     | 0,0069         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                  | 0,047              | 0,172                     | 0,0784         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles              | -0,026             | 0,220                     | 0,9066         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                          | 0,486              | 0,182                     | 0,0075         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                          | 0,367              | 0,238                     | 0,1234         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                     | 0,679              | 0,303                     | 0,2510         |
| Semaines de chômage en 1988  | -0,012             | 0,004                     | 0,0075         |
| Semaines de chômage en 1989  | 0,040              | 0,005                     | 0,0001         |
| Coefficient de remplacement des prestations <sup>1</sup>           | -1,638             | 0,244                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si reçoit des prestations d'a.-c.                 | 1,013              | 0,144                     | 0,0001         |
| Salaire  | -0,003             | 0,000                     | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988                                 | -0,017             | 0,020                     | 0,4092         |
| Nombre total d'enfants   | -0,092             | 0,757                     | 0,2237         |
| Nombre total d'enfants <sup>1</sup>                                | -0,235             | 0,175                     | 0,1800         |
| Nombre total d'enfants <sup>2</sup>                                | 0,363              | 0,181                     | 0,0448         |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité | -0,116             | 0,281                     | 0,6808         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                            | 0,486              | 0,174                     | 0,0051         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                      | 0,673              | 0,292                     | 0,0213         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                                 | 0,059              | 0,122                     | 0,6288         |
| Nombre d'observations  | -2 log r. v. :     |                           | 2 615,635      |
| Variable dépendante > 0 :  | 876                | Variable dépendante = 0 : | 1 677          |

**Tableau C.43**  
**Modèle logit de la probabilité d'avoir un travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de travail indépendant**  
**en 1989**  
**Hommes célibataires de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -3,414             | 0,320                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -0,500             | 0,324                     | 0,1231         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | -0,609             | 0,235                     | 0,0094         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | -0,216             | 0,217                     | 0,3216         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | -0,061             | 0,246                     | 0,8056         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,165              | 0,250                     | 0,5075         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 0,536              | 0,308                     | 0,0822         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,037              | 0,006                     | 0,0001         |
| Travail indépendant en 1988                                    | 0,143              | 0,005                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988                                  | 0,034              | 0,004                     | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | -0,038             | 0,027                     | 0,1632         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | -0,510             | 0,344                     | 0,1385         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | -1,104             | 0,282                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                | -0,764             | 0,246                     | 0,0019         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | -0,142             | 0,226                     | 0,5292         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | -0,031             | 0,327                     | 0,9252         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | 0,171              | 0,366                     | 0,6400         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -1,121             | 0,408                     | 0,0060         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | 0,298              | 0,222                     | 0,1797         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                             | -0,767             | 0,158                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 0,411              | 0,269                     | 0,1276         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | -0,206             | 0,247                     | 0,4047         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -1,260             | 0,438                     | 0,0040         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | 0,493              | 0,176                     | 0,0052         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 1,455              | 0,237                     | 0,0001         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r. v. :            | 5 675,823      |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 901                | Variable dépendante = 0 : | 6 277          |

**Tableau C.44**  
**Modèle logit de la probabilité d'avoir un travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de travail indépendant**  
**en 1989**  
**Hommes mariés de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -3,883             | 0,205                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -0,147             | 0,196                     | 0,4531         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,207              | 0,163                     | 0,2046         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,337              | 0,183                     | 0,0655         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,524              | 0,165                     | 0,0014         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,416              | 0,169                     | 0,0136         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 0,495              | 0,208                     | 0,0173         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,044              | 0,004                     | 0,0001         |
| Travail indépendant en 1988                                    | 0,149              | 0,003                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988                                  | 0,041              | 0,004                     | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | -0,036             | 0,019                     | 0,0585         |
| Var. fictive = 1 si 16 à 19 ans                                | -1,110             | 0,975                     | 0,2603         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                | -0,294             | 0,223                     | 0,1878         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | 0,099              | 0,118                     | 0,3994         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | -0,209             | 0,141                     | 0,1386         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | -0,304             | 0,169                     | 0,0727         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | 1,133              | 0,188                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | -0,164             | 0,145                     | 0,2580         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                             | -0,341             | 0,104                     | 0,0010         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 0,344              | 0,152                     | 0,0231         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 0,000              | 0,170                     | 0,9989         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,684             | 0,330                     | 0,0384         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | 0,464              | 0,133                     | 0,0005         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 1,570              | 0,209                     | 0,0001         |
| Nombre d'observations  | -2 log r. v. :     |                           | 16 706,009     |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 3 999              | Variable dépendante = 0 : | 12 451         |

**Tableau C.45**  
**Modèle logit de la probabilité d'avoir un travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de travail indépendant**  
**en 1989**  
**Femmes célibataires de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -4,924             | 0,450                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 0,259              | 0,422                     | 0,5396         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,662              | 0,248                     | 0,0076         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,117              | 0,252                     | 0,6428         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,519              | 0,274                     | 0,0586         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,563              | 0,303                     | 0,0634         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 0,679              | 0,408                     | 0,0961         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,031              | 0,008                     | 0,0001         |
| Travail indépendant en 1988                                    | 0,140              | 0,005                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988                                  | 0,049              | 0,004                     | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | -0,064             | 0,030                     | 0,0300         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | -1,181             | 0,346                     | 0,0006         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | -0,400             | 0,277                     | 0,1490         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                | -0,436             | 0,278                     | 0,1170         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | 0,086              | 0,261                     | 0,7411         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | 0,204              | 0,330                     | 0,5361         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | 0,308              | 0,355                     | 0,3850         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -1,358             | 0,456                     | 0,0029         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | -0,709             | 0,305                     | 0,0199         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                             | 0,160              | 0,159                     | 0,3137         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 0,469              | 0,421                     | 0,2645         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 0,527              | 0,340                     | 0,1206         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | 0,049              | 0,329                     | 0,8820         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | 1,046              | 0,285                     | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 1,931              | 0,531                     | 0,0003         |
| Nombre d'observations  |                    | -2 log r. v. :            | 3 726,689      |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 531                | Variable dépendante = 0 : | 5 818          |

**Tableau C.46**  
**Modèle logit de la probabilité d'avoir un travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de travail indépendant**  
**en 1989**  
**Femmes mariées de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante  | -4,141             | 0,271                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 0,081              | 0,230                     | 0,7235         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,161              | 0,165                     | 0,0329         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,441              | 0,180                     | 0,0142         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 0,199              | 0,165                     | 0,2263         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,043              | 0,198                     | 0,8269         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 0,714              | 0,240                     | 0,0030         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,030              | 0,005                     | 0,0001         |
| Travail indépendant en 1988                                    | 0,151              | 0,004                     | 0,0001         |
| Semaines d'inactivité en 1988                                  | 0,037              | 0,003                     | 0,0001         |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | -0,067             | 0,020                     | 0,0010         |
| Var. fictive = 1 si 16 à 19 ans                                | 0,314              | 0,371                     | 0,3972         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                | -0,041             | 0,194                     | 0,8309         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | 0,249              | 0,132                     | 0,0588         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | 0,021              | 0,166                     | 0,8984         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | -0,163             | 0,242                     | 0,4990         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -0,412             | 0,301                     | 0,1704         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | -0,152             | 0,162                     | 0,3478         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                             | -0,330             | 0,118                     | 0,0050         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 0,428              | 0,250                     | 0,0872         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 0,170              | 0,224                     | 0,4474         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -0,003             | 0,204                     | 0,9873         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | 0,966              | 0,178                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 1,975              | 0,274                     | 0,0001         |
| Nombre d'observations  | -2 log r. v. :     |                           | 9 885,834      |
| Variable dépendante > 0 :                                      | 2 000              | Variable dépendante = 0 : | 11 686         |

**Tableau C.47**  
**Modèle des MCO du nombre de semaines de travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = semaines de travail indépendant en 1989**  
**Hommes célibataires de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type       | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|-------------------|----------------|
| Constante  | 38,468             | 2,146             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -1,294             | 1,895             | 0,4947         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 0,299              | 1,389             | 0,8298         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 1,742              | 1,490             | 0,2427         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | -1,678             | 1,449             | 0,2472         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,004              | 1,475             | 0,9979         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 1,458              | 2,068             | 0,4808         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | -0,065             | 0,070             | 0,3539         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité en 1988              | -0,225             | 0,051             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si travail indépendant en 1988                | 0,234              | 0,031             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 1,133              | 1,645             | 0,4912         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 3,630              | 1,460             | 0,0131         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | -3,742             | 3,352             | 0,2646         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 1,340              | 1,245             | 0,2820         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -4,237             | 1,161             | 0,0003         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -6,742             | 2,855             | 0,0184         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                             | 0,916              | 0,925             | 0,3223         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | 0,959              | 1,271             | 0,4506         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | -4,507             | 2,293             | 0,0497         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | -8,391             | 1,955             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                | -6,514             | 1,582             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | -1,918             | 1,232             | 0,1200         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | 0,325              | 1,574             | 0,8365         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | 0,101              | 1,786             | 0,9549         |
| Nombre d'observations  | 901                | R carré corrigé : | 0,3433         |



**Tableau C.48****Modèle des MCO du nombre de semaines de travail indépendant en 1989****Variable dépendante = semaines de travail indépendant en 1989****Hommes mariés de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type       | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|-------------------|----------------|
| Constante  | 36,314             | 0,768             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -0,955             | 0,583             | 0,1012         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | -0,278             | 0,525             | 0,5962         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,001              | 0,629             | 0,9981         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | -3,085             | 0,573             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 0,026              | 0,549             | 0,9629         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 0,306              | 0,719             | 0,6702         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,130              | 0,032             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité en 1988              | 0,072              | 0,028             | 0,0086         |
| Var. fictive = 1 si travail indépendant en 1988                | 0,273              | 0,012             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 0,197              | 0,517             | 0,7033         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 0,059              | 0,602             | 0,9215         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | 2,183              | 1,526             | 0,1525         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 1,177              | 0,486             | 0,0156         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | -1,267             | 0,461             | 0,0060         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -0,794             | 0,831             | 0,3398         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                             | 0,001              | 0,348             | 0,9977         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | 0,280              | 0,471             | 0,5525         |
| Var. fictive = 1 si 16 à 19 ans                                | -3,300             | 5,880             | 0,5747         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                | 0,774              | 1,086             | 0,4758         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | 0,175              | 0,432             | 0,6845         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | 0,808              | 0,428             | 0,0592         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | -0,096             | 0,496             | 0,8471         |
| Nombre d'observations  | 3 999              | R carré corrigé : | 0,1621         |

**Tableau C.49**  
**Modèle des MCO du nombre de semaines de travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = semaines de travail indépendant en 1989**  
**Femmes célibataires de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type       | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|-------------------|----------------|
| Constante  | 20,535             | 4,413             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | 8,538              | 3,233             | 0,0085         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | 8,913              | 2,207             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 5,084              | 2,408             | 0,0353         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | 8,314              | 2,516             | 0,0010         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | 6,183              | 2,833             | 0,0295         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | 9,009              | 3,935             | 0,0225         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | 0,053              | 0,112             | 0,6345         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité en 1988              | 0,005              | 0,061             | 0,9359         |
| Var. fictive = 1 si travail indépendant en 1988                | 0,366              | 0,045             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 9,532              | 3,917             | 0,0153         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 5,997              | 3,585             | 0,0950         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | 0,234              | 3,654             | 0,9490         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 5,924              | 4,353             | 0,1741         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | 3,772              | 3,094             | 0,2234         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | 2,506              | 3,781             | 0,5078         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                             | 2,685              | 1,439             | 0,0626         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | -3,034             | 2,235             | 0,1752         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | -12,147            | 2,858             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | -5,441             | 2,567             | 0,0345         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                | -5,018             | 2,694             | 0,0630         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | -3,192             | 2,315             | 0,1686         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | -6,540             | 2,620             | 0,0129         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | -2,923             | 2,726             | 0,2841         |
| Nombre d'observations  | 531                | R carré corrigé : | 0,2872         |

**Tableau C.50****Modèle des MCO du nombre de semaines de travail indépendant en 1989****Variable dépendante = semaines de travail indépendant en 1989****Femmes mariées de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type       | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|-------------------|----------------|
| Constante  | 34,152             | 1,539             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires  | -3,526             | 1,114             | 0,0016         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles              | -1,083             | 0,904             | 0,2309         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles          | 0,206              | 1,000             | 0,8368         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                      | -1,932             | 0,864             | 0,0255         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                      | -0,876             | 1,009             | 0,3853         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                 | -1,109             | 1,370             | 0,4179         |
| Semaines de chômage en 1988                                    | -0,000             | 0,058             | 0,9988         |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité en 1988              | -0,019             | 0,028             | 0,4933         |
| Var. fictive = 1 si travail indépendant en 1988                | 0,287              | 0,020             | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 0,702              | 1,420             | 0,6211         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 0,005              | 1,306             | 0,9968         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | 2,166              | 1,266             | 0,0872         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 3,007              | 1,264             | 0,0174         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | 0,476              | 1,096             | 0,6641         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -2,275             | 1,526             | 0,1362         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                             | 0,283              | 0,608             | 0,6411         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | 0,440              | 0,796             | 0,5803         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                     | -13,051            | 14,081            | 0,3782         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                | -1,659             | 3,566             | 0,6418         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                | -2,240             | 1,389             | 0,1070         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                | -0,470             | 0,722             | 0,5157         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                | 1,300              | 0,761             | 0,0882         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                | -0,329             | 1,046             | 0,7534         |
| Nombre d'observations  | 2 000              | R carré corrigé : | 0,2132         |

**Tableau C.51****Modèle tobit des semaines d'emploi non standard en 1989****Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures travaillées < 15/semaine****Hommes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | -81,185            | 7,898               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires    | 10,986             | 7,970               | 0,1681         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                | 19,449             | 2,886               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles            | 15,688             | 2,885               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                        | 9,537              | 3,824               | 0,0126         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                        | 13,844             | 5,216               | 0,0079         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                   | -14,928            | 7,546               | 0,0479         |
| Semaines de chômage en 1988                                      | -0,707             | 0,155               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur   | -9,952             | 6,205               | 0,1088         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales        | 15,709             | 3,755               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                             | 14,129             | 3,765               | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                        | 11,650             | 5,050               | 0,0211         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services       | 16,443             | 2,891               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                          | 9,392              | 3,472               | 0,0068         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c.    | 1,915              | 0,560               | 0,0006         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans le secteur primaire              | -11,175            | 3,999               | 0,0052         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les services publics             | 2,235              | 5,345               | 0,6759         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans le commerce de détail ou de gros | 13,068             | 3,065               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les services financiers          | -14,626            | 5,403               | 0,0068         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les autres services              | 11,769             | 3,445               | 0,0006         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans l'administration publique        | -16,602            | 6,727               | 0,0136         |
| Nombre d'observations  |                    | Logarithme r. v. :  | -6 204,767882  |
| Pas tronquée :   | 798                | Tronquée à gauche : | 3 114,000      |

**Tableau C.52****Modèle tobit des semaines d'emploi non standard en 1989****Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures travaillées < 15/semaine****Hommes célibataires de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi - carré |
|--|--------------------|---------------------|------------------|
| Constante  | -258,175           | 52,875              | 0,0001           |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 3,731              | 2,180               | 0,0870           |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | 3,578              | 8,916               | 0,6882           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 27,267             | 7,229               | 0,0002           |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | 37,854             | 9,275               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 17,746             | 11,502              | 0,1229           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | 23,549             | 7,244               | 0,0012           |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                  | -31,644            | 14,997              | 0,0349           |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | -17,631            | 8,113               | 0,0298           |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c.  | 8,046              | 2,982               | 0,0070           |
| Var. fictive = 1 si 19 employés ou moins                       | 25,512             | 6,227               | 0,0001           |
| Nombre d'observations  |                    | Logarithme r. v. :  | -1 607,320558    |
| Pas tronquée :   | 188                | Tronquée à gauche : | 3 078,000        |

**Tableau C.53****Modèle tobit des semaines d'emploi non standard en 1989****Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures travaillées < 15/semaine****Hommes mariés de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi - carré |
|--|--------------------|---------------------|------------------|
| Constante  | -132,561           | 21,097              | 0,0001           |
| Taux de chômage provincial en 1988                             | 5,156              | 1,694               | 0,0023           |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -2,310             | 22,613              | 0,9186           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 32,180             | 12,009              | 0,0070           |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | 56,884             | 13,050              | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 23,627             | 16,321              | 0,1477           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | 36,396             | 10,482              | 0,0005           |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | 36,030             | 12,886              | 0,0052           |
| Nombre total d'enfants   | -37,411            | 13,085              | 0,0043           |
| Nombre total d'enfants au carré                                | 14,146             | 4,593               | 0,0021           |
| Nombre d'observations  |                    | Logarithme r. v. :  | -513,9325624     |
| Pas tronquée :   | 67                 | Tronquée à gauche : | 760,000          |

**Tableau C.54**

**Modèle tobit des semaines d'emploi non standard en 1989**

**Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures travaillées < 15/semaine**

**Hommes mariés de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi - carré |
|--|--------------------|---------------------|------------------|
| Constante  | -188,562           | 12,778              | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si semaines d'inactivité en 1988              | 0,402              | 0,173               | 0,0200           |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur | -12,631            | 5,220               | 0,0155           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales      | 18,073             | 4,470               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                           | 7,928              | 7,406               | 0,2844           |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                      | 5,406              | 7,318               | 0,4601           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services     | 23,063             | 4,284               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                        | -11,752            | 4,234               | 0,0055           |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c.  | 3,176              | 0,859               | 0,0002           |
| Var. fictive = 1 si 19 employés ou moins                       | 21,308             | 4,304               | 0,0001           |
| Syndicat en 1989   | -21,075            | 9,300               | 0,0234           |
| Nombre total d'enfants   | -4,732             | 1,481               | 0,0014           |
| Nombre d'observations  |                    | Logarithme r. v. :  | -5 353,735946    |
| Pas tronquée :   | 653                | Tronquée à gauche : | 14 970,000       |

**Tableau C.55****Modèle tobit des semaines d'emploi non standard en 1989****Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures travaillées < 15/semaine****Femmes célibataires de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | -33,445            | 5,566               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires    | 24,021             | 10,235              | 0,0189         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                | 14,420             | 2,923               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles            | 14,776             | 2,616               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                        | 3,452              | 3,382               | 0,3074         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                        | 4,614              | 4,528               | 0,3082         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                   | 1,905              | 6,666               | 0,7751         |
| Semaines de chômage en 1988                                      | -0,492             | 0,140               | 0,0004         |
| Taux de chômage provincial en 1988                               | -2,593             | 0,365               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur   | -6,187             | 7,530               | 0,4112         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales        | 19,330             | 4,792               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                             | 19,537             | 4,441               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                        | -6,818             | 10,412              | 0,5126         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services       | 15,520             | 4,471               | 0,0005         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                    | 18,176             | 4,213               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                          | -8,240             | 3,649               | 0,0240         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 2 ans ou moins                    | -31,243            | 8,538               | 0,0003         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 3 à 5 ans                         | 3,380              | 6,548               | 0,6057         |
| Var. fictive = 1 si enfants de 6 à 15 ans                        | 8,333              | 2,564               | 0,0012         |
| Nombre total d'enfants au carré                                  | 1,292              | 0,668               | 0,0533         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans le secteur primaire              | 9,836              | 6,705               | 0,1424         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les services publics             | -17,187            | 6,489               | 0,0081         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans le commerce de détail ou de gros | 13,814             | 3,129               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les services financiers          | -12,172            | 4,078               | 0,0028         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les autres services              | 8,591              | 3,192               | 0,0071         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans l'administration publique        | 3,350              | 4,599               | 0,4664         |
| Var. fictive = 1 si 19 employés ou moins                         | 8,679              | 2,047               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si inactive pendant 53 semaines                 | -12,332            | 4,143               | 0,0029         |
| Nombre d'observations  | Logarithme r. v. : |                     | -6 136,44477   |
| Pas tronquée :   | 876                | Tronquée à gauche : | 2 230,000      |

**Tableau C.56****Modèle tobit des semaines d'emploi non standard en 1989****Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures travaillées < 15/semaine****Femmes célibataires de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi - carré |
|--|--------------------|---------------------|------------------|
| Constante  | -100,033           | 10,671              | 0,0001           |
| Semaines d'inactivité en 1988                                      | 0,584              | 0,136               | 0,0001           |
| Taux de chômage provincial en 1988                                 | -2,119             | 0,758               | 0,0052           |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur     | 2,912              | 9,797               | 0,7663           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales          | 36,286             | 8,306               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                               | 20,838             | 8,249               | 0,0115           |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                          | 22,305             | 26,701              | 0,4035           |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services         | 45,310             | 8,213               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si limitation d'activité à cause d'une incapacité | 13,867             | 6,621               | 0,0362           |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                      | -18,469            | 8,800               | 0,0358           |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                                 | -10,164            | 3,976               | 0,1060           |
| Var. fictive = 1 si 19 employés ou moins                           | 21,114             | 4,392               | 0,0001           |
| Nombre d'observations  |                    | Logarithme r. v. :  | -2 737,700336    |
| Pas tronquée :   | 331                | Tronquée à gauche : | 2 912,000        |

**Tableau C.57****Modèle tobit des semaines d'emploi non standard en 1989****Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures travaillées < 15/semaine****Femmes mariées de 16 à 24 ans**

| Nom de la variable                       | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi - carré |
|--|--------------------|---------------------|------------------|
| Constante                                | -79,632            | 7,176               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si non anglophone       | 19,340             | 4,719               | 0,0001           |
| Var. fictive = 1 si 19 employés ou moins | 17,032             | 5,570               | 0,0022           |
| Var. fictive = 1 si 500 employés ou plus | 11,908             | 5,615               | 0,0339           |
| Nombre d'observations                    |                    | Logarithme r. v. :  | -1 196,49128     |
| Pas tronquée :                           | 178                | Tronquée à gauche : | 1 201,000        |



**Tableau C.58****Modèle tobit des semaines d'emploi non standard en 1989****Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures travaillées < 15/semaine****Femmes mariées de 25 à 64 ans**

| Nom de la variable   | Coefficient estimé | Erreur-type         | Pr > chi-carré |
|--|--------------------|---------------------|----------------|
| Constante  | -170,564           | 9,013               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires    | 11,185             | 4,338               | 0,0099         |
| Var. fictive = 1 si études secondaires partielles                | 4,472              | 3,371               | 0,1846         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles            | 7,894              | 3,820               | 0,0388         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                        | 7,171              | 3,094               | 0,0205         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                        | 13,313             | 3,389               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                   | 9,187              | 5,141               | 0,0740         |
| Semaines de chômage en 1988                                      | 0,436              | 0,125               | 0,0005         |
| Semaines d'inactivité en 1988                                    | 0,492              | 0,064               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de gestionnaire ou d'administrateur   | 11,076             | 5,384               | 0,0397         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les professions libérales        | 37,652             | 4,601               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi de bureau                             | 33,587             | 4,450               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi en agriculture                        | 21,888             | 8,683               | 0,0117         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les ventes ou les services       | 36,821             | 4,512               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                    | -11,458            | 5,597               | 0,0406         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                          | -6,804             | 2,920               | 0,0198         |
| Semaines nécessaires pour avoir droit aux prestations d'a.-c.    | 4,363              | 0,567               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans le secteur primaire              | -5,295             | 5,757               | 0,3577         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les services publics             | -10,351            | 5,451               | 0,0576         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans le commerce de détail ou de gros | -11,806            | 3,272               | 0,0003         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les services financiers          | -15,282            | 3,534               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans les autres services              | -18,179            | 3,714               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si emploi dans l'administration publique        | -17,239            | 4,832               | 0,0004         |
| Var. fictive = 1 si 19 employés ou moins                         | 30,413             | 2,584               | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 500 employés ou plus                         | 8,414              | 2,455               | 0,0006         |
| Nombre d'observations  |                    | Logarithme r. v. :  | -10 678,61678  |
| Pas tronquée :   | 1 699              | Tronquée à gauche : | 10 608,000     |

**Tableau C.59**  
**Modèle logit de la probabilité d'un mariage**  
**Variable dépendante = 1 si mariée en 1990**  
**Femmes de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable  | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|---|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante   | -3,843             | 0,189                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires | -0,000             | 0,191                     | 0,9979         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles         | 0,236              | 0,092                     | 0,0104         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                     | 0,083              | 0,100                     | 0,4078         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                     | 0,109              | 0,111                     | 0,3267         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                | 0,454              | 0,155                     | 0,0034         |
| Semaines de chômage en 1988                                   | 0,008              | 0,004                     | 0,0281         |
| Semaines de chômage en 1989                                   | 0,005              | 0,004                     | 0,2694         |
| Semaines d'emploi en 1989                                     | 0,005              | 0,002                     | 0,0310         |
| Salaires hebdomadaire moyen en 1989                           | 0,000              | 0,0002                    | 0,0001         |
| Différence dans les gains entre 1988 et 1989                  | 0,000              | 0,000                     | 0,5577         |
| Var. fictive = 1 si nombre total d'enfants >0                 | -0,011             | 0,187                     | 0,9535         |
| Nombre total d'enfants  | 0,059              | 0,113                     | 0,6047         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                    | -0,427             | 0,259                     | 0,0999         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                               | 0,182              | 0,163                     | 0,2652         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                               | 1,120              | 0,139                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                               | 0,871              | 0,137                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                               | -0,652             | 0,263                     | 0,0131         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                               | -1,484             | 0,371                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si souffre d'une incapacité                  | -0,050             | 0,022                     | 0,0207         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                 | -0,311             | 0,169                     | 0,0661         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                       | -0,241             | 0,137                     | 0,0791         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                            | 0,228              | 0,070                     | 0,0012         |
| Nombre d'observations   |                    | -2 log r. v. :            | 6 927,5        |
| Variable dépendante > 0 :                                     | 938                | Variable dépendante = 0 : | 13 630         |

**Tableau C.60**  
**Modèle logit de la probabilité d'un mariage**  
**Variable dépendante = 1 si marié en 1990**  
**Hommes de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable  | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|---|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante   | -3,757             | 0,194                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires | -0,224             | 0,206                     | 0,2775         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles         | 0,279              | 0,093                     | 0,0028         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                     | 0,030              | 0,104                     | 0,7747         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                     | 0,245              | 0,107                     | 0,0223         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                | 0,333              | 0,162                     | 0,0396         |
| Semaines de chômage en 1988                                   | 0,012              | 0,004                     | 0,0036         |
| Semaines de chômage en 1989                                   | 0,003              | 0,004                     | 0,5056         |
| Semaines d'emploi en 1989                                     | 0,008              | 0,002                     | 0,0008         |
| Salaire hebdomadaire moyen en 1989                            | 0,000              | 0,0001                    | 0,0001         |
| Différence dans les gains entre 1988 et 1989                  | 0,000              | 0,000                     | 0,3762         |
| Var. fictive = 1 si nombre total d'enfants >0                 | 0,271              | 0,219                     | 0,2158         |
| Nombre total d'enfants  | -0,115             | 0,147                     | 0,4347         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans                                    | -0,629             | 0,261                     | 0,0158         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                               | -0,063             | 0,162                     | 0,6994         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                               | 0,842              | 0,134                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                               | 0,471              | 0,132                     | 0,0003         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                               | -0,316             | 0,229                     | 0,1685         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                               | -1,015             | 0,347                     | 0,0034         |
| Var. fictive = 1 si souffre d'une incapacité                  | -0,038             | 0,022                     | 0,0814         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                 | -0,216             | 0,165                     | 0,1896         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                       | -0,175             | 0,132                     | 0,1863         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                            | 0,134              | 0,072                     | 0,0624         |
| Nombre d'observations   | -2 log r. v. :     |                           | 6 752,8        |
| Variable dépendante > 0 :                                     | 911                | Variable dépendante = 0 : | 12 273         |

**Tableau C.61**  
**Modèle logit de la probabilité d'un divorce**  
**Variable dépendante = 1 si divorcée en 1990**  
**Femmes de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable  | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|---|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante   | -4,418             | 0,770                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires   | 0,247              | 0,235                     | 0,2924         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles   | -0,527             | 0,283                     | 0,0624         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme   | -0,171             | 0,193                     | 0,3756         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires   | -0,367             | 0,243                     | 0,1319         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel  | 0,381              | 0,281                     | 0,1751         |
| Semaines de chômage en 1988   | 0,006              | 0,008                     | 0,4729         |
| Semaines de chômage en 1989   | 0,023              | 0,013                     | 0,0756         |
| Var. fictive = 1 si en chômage en 1989  | -0,039             | 0,411                     | 0,9237         |
| Semaines d'emploi en 1989   | 0,004              | 0,038                     | 0,3191         |
| Salaires hebdomadaire moyen en 1989   | 0,000              | 0,0003                    | 0,0011         |
| Différence dans les gains entre 1988 et 1989  | 0,000              | 0,000                     | 0,3779         |
| Var. fictive = 1 si nombre total d'enfants >0   | 0,400              | 0,257                     | 0,1197         |
| Nombre total d'enfants  | -0,038             | 0,117                     | 0,7440         |
| Var. fictive = 1 si 16 à 19 ans   | 0,589              | 0,584                     | 0,3130         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans   | 0,563              | 0,245                     | 0,0216         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans   | 0,347              | 0,178                     | 0,0517         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans   | -0,291             | 0,263                     | 0,2689         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans   | 0,090              | 0,284                     | 0,7514         |
| Var. fictive = 1 si souffre d'une incapacité  | 0,464              | 0,196                     | 0,0179         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité   | -0,887             | 0,500                     | 0,0760         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère   | -0,026             | 0,217                     | 0,9051         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone  | -0,302             | 0,147                     | 0,0395         |
| Var. fictive = 1 si la famille a reçu de l'aide sociale en 1989   | -0,400             | 0,313                     | 0,2014         |
| Gains totaux de la famille  | -0,000             | 0,000                     | 0,0431         |
| Var. fictive = 1 si gains de la famille >65 000 en 1989   | -0,065             | 0,349                     | 0,8532         |
| Var. fictive = 1 si un membre de la famille a été en chômage en 1989  | 0,740              | 0,468                     | 0,1138         |
| Var. fictive = 1 si aucun membre de la famille n'a été en chômage en 1989   | 0,671              | 0,426                     | 0,1152         |
| Var. fictive = 1 si aucun membre de la famille n'a reçu d'a.-c.   | -0,071             | 0,219                     | 0,7475         |
| Var. fictive = 1 si le répondant n'a pas reçu d'a.-c. mais que cela a été le cas pour un autre membre de la famille | -0,090             | 0,291                     | 0,7567         |
| Nombre d'observations   |                    | -2 log r. v. :            | 2 351,5        |
| Variable dépendante > 0 :   | 236                | Variable dépendante = 0 : | 18 562         |

**Tableau C.62**  
**Modèle logit de la probabilité d'un divorce**  
**Variable dépendante = 1 si divorcé en 1990**  
**Hommes de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable  | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|---|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante   | -3,180             | 0,801                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires   | -0,035             | 0,272                     | 0,8990         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles   | 0,259              | 0,228                     | 0,2562         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme   | -0,093             | 0,229                     | 0,6885         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires   | 0,060              | 0,220                     | 0,7848         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel  | 0,598              | 0,236                     | 0,0113         |
| Semaines de chômage en 1988   | -0,016             | 0,011                     | 0,1390         |
| Semaines de chômage en 1989   | 0,022              | 0,011                     | 0,0554         |
| Var. fictive = 1 si en chômage en 1989  | 0,289              | 0,346                     | 0,4039         |
| Semaines d'emploi en 1989   | -0,003             | 0,006                     | 0,5832         |
| Salaire hebdomadaire moyen en 1989  | 0,000              | 0,0003                    | 0,0375         |
| Différence dans les gains entre 1988 et 1989  | -0,000             | 0,000                     | 0,3106         |
| Var. fictive = 1 si nombre total d'enfants >0   | -0,210             | 0,271                     | 0,4389         |
| Nombre total d'enfants  | 0,018              | 0,122                     | 0,8843         |
| Var. fictive = 1 si 16 à 19 ans   | 0,375              | 0,938                     | 0,6894         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans   | 0,775              | 0,258                     | 0,0026         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans   | 0,141              | 0,176                     | 0,4240         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans   | -0,704             | 0,261                     | 0,0070         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans   | -0,594             | 0,294                     | 0,0434         |
| Var. fictive = 1 si souffre d'une incapacité  | 0,177              | 0,218                     | 0,4175         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité   | -1,725             | 0,842                     | 0,0406         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère   | -0,403             | 0,261                     | 0,1226         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone  | -0,062             | 0,149                     | 0,6777         |
| Var. fictive = 1 si la famille a reçu de l'aide sociale en 1989   | -0,589             | 0,346                     | 0,0890         |
| Gains totaux de la famille  | 0,000              | 0,000                     | 0,9522         |
| Var. fictive = 1 si gains de la famille >65 000 en 1989   | -0,430             | 0,352                     | 0,2218         |
| Var. fictive = 1 si un membre de la famille a été en chômage en 1989  | -0,087             | 0,420                     | 0,8362         |
| Var. fictive = 1 si aucun membre de la famille n'a été en chômage en 1989   | 0,097              | 0,360                     | 0,7873         |
| Var. fictive = 1 si aucun membre de la famille n'a reçu d'a.-c.   | -0,104             | 0,244                     | 0,6701         |
| Var. fictive = 1 si le répondant n'a pas reçu d'a.-c. mais que cela a été le cas pour un autre membre de la famille | -0,060             | 0,294                     | 0,8386         |
| Nombre d'observations   |                    | -2 log r. v. :            | 2 154,8        |
| Variable dépendante > 0 :   | 194                | Variable dépendante = 0 : | 17 539         |

**Tableau C.63****Modèle logit de la probabilité d'avoir un enfant****Variable dépendante = 1 si la personne a eu un enfant en 1990****Femmes de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable  | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|---|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante   | -4,234             | 0,443                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires       | 0,024              | 0,177                     | 0,8899         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles               | -0,052             | 0,103                     | 0,6143         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                           | 0,266              | 0,085                     | 0,0017         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                           | -0,014             | 0,106                     | 0,8917         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                      | -0,274             | 0,187                     | 0,1413         |
| Semaines de chômage en 1988   | 0,005              | 0,004                     | 0,1977         |
| Semaines d'emploi en 1989   | -0,009             | 0,002                     | 0,0001         |
| Salaires hebdomadaire moyen en 1989                                 | -0,000             | 0,000                     | 0,4357         |
| Différence dans les gains entre 1988 et 1989                        | -0,000             | 0,000                     | 0,0003         |
| Var. fictive = 1 si nombre total d'enfants >0                       | 0,894              | 0,121                     | 0,0001         |
| Nombre total d'enfants  | -0,809             | 0,067                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans  | 1,894              | 0,400                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                     | 2,350              | 0,202                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                     | 2,694              | 0,141                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                     | 2,473              | 0,131                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si souffre d'une incapacité                        | -0,627             | 0,158                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                       | 0,784              | 0,142                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                             | 0,142              | 0,115                     | 0,2166         |
| Var. fictive = 1 si la famille a reçu de l'aide sociale en 1989     | 0,242              | 0,212                     | 0,2536         |
| Var. fictive = 1 si un membre de la famille a touché de l'a.-c.     | -0,049             | 0,073                     | 0,5030         |
| Gains totaux de la famille  | -0,000             | 0,000                     | 0,4724         |
| Var. fictive = 1 si célibataire                                     | 0,560              | 0,530                     | 0,2910         |
| Var. fictive = 1 si gains de la famille >65 000 en 1989             | 0,168              | 0,161                     | 0,2961         |
| Var. fictive = 1 si célibataire et a reçu de l'aide sociale en 1989 | -1,494             | 0,284                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                                  | -0,154             | 0,068                     | 0,0225         |
| Nombre d'observations   |                    | -2 log r. v. :            | 7 113,3        |
| Variable dépendante > 0 :   | 1 067              | Variable dépendante = 0 : | 17 585         |

**Tableau C.64**  
**Modèle logit de la probabilité d'avoir un enfant**  
**Variable dépendante = 1 si la personne a eu un enfant en 1990**  
**Hommes de 16 à 64 ans**

| Nom de la variable  | Coefficient estimé | Erreur-type               | Pr > chi-carré |
|---|--------------------|---------------------------|----------------|
| Constante   | -3,554             | 0,464                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si aucune année d'études ou études primaires       | -0,028             | 0,167                     | 0,8662         |
| Var. fictive = 1 si études postsecondaires partielles               | 0,063              | 0,107                     | 0,5521         |
| Var. fictive = 1 si certificat ou diplôme                           | 0,150              | 0,093                     | 0,1074         |
| Var. fictive = 1 si études universitaires                           | 0,210              | 0,949                     | 0,0273         |
| Var. fictive = 1 si enseignement professionnel                      | -0,160             | 0,147                     | 0,2788         |
| Semaines de chômage en 1988   | 0,005              | 0,005                     | 0,3212         |
| Semaines d'emploi en 1989   | 0,002              | 0,003                     | 0,5031         |
| Salaire hebdomadaire moyen en 1989                                  | 0,0004             | 0,0001                    | 0,0055         |
| Différence dans les gains entre 1988 et 1989                        | 0,000              | 0,000                     | 0,0068         |
| Var. fictive = 1 si nombre total d'enfants >0                       | 1,088              | 0,128                     | 0,0001         |
| Nombre total d'enfants  | -0,902             | 0,072                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 16 ans  | 1,619              | 0,492                     | 0,0010         |
| Var. fictive = 1 si 17 à 19 ans                                     | 1,727              | 0,260                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 20 à 24 ans                                     | 1,984              | 0,133                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 25 à 34 ans                                     | 2,095              | 0,104                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 45 à 54 ans                                     | -1,929             | 0,266                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si 55 à 64 ans                                     | -4,750             | 1,098                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si souffre d'une incapacité                        | 0,183              | 0,123                     | 0,1385         |
| Var. fictive = 1 si appartient à une minorité                       | 0,558              | 0,142                     | 0,0001         |
| Var. fictive = 1 si d'origine étrangère                             | 0,407              | 0,109                     | 0,0002         |
| Var. fictive = 1 si la famille a reçu de l'aide sociale en 1989     | -0,092             | 0,225                     | 0,6839         |
| Var. fictive = 1 si un membre de la famille a touché de l'a.-c.     | -0,041             | 0,074                     | 0,5829         |
| Gains totaux de la famille  | -0,000             | 0,000                     | 0,0384         |
| Var. fictive = 1 si célibataire                                     | -2,902             | 0,936                     | 0,0019         |
| Var. fictive = 1 si gains de la famille >65 000 en 1989             | 0,066              | 0,161                     | 0,6828         |
| Var. fictive = 1 si célibataire et a reçu de l'aide sociale en 1989 | 0,037              | 0,479                     | 0,9384         |
| Var. fictive = 1 si non anglophone                                  | -0,065             | 0,070                     | 0,3488         |
| Nombre d'observations   | -2 log r. v. :     |                           | 6 887,3        |
| Variable dépendante > 0 :   | 988                | Variable dépendante = 0 : | 24 706         |



## Bibliographie

Atkinson, A.B.. « Social Insurance: The 15th Annual Lecture of the Geneva Association », *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, Kluwer Academic Publishers, vol. 16, n° 2, décembre 1991, p. 113-132.

Atkinson, A.B. et Micklewright, J.. « Unemployment Compensation and Labour Market Transitions: A Critical Review », *Journal of Economic Literature*, décembre 1991, vol. XXIX, n° 4, p. 1679-1727.

Antonides, G., Wunderink, S. et van Rosendaal, E.J.. « The Influence of Household Labour Time and Durable Goods on the Utility of the Household », communication présentée lors de la conférence commémorative Aldi Hageaars, 28 et 29 août 1994, Leyde (Pays-Bas).

Betson, D. et Van der Gaag, J.. « Measuring the Benefits of Income Maintenance Programs », dans M. David et T. Smeeding, *Horizontal Equity, Uncertainty and Economic Well-Being*, National Bureau of Economic Research, Studies in Income and Wealth, University of Chicago Press, Chicago, vol. 50, 1985, p. 215-233.

Bird, E.J.. « An Exploratory Comparison of Income Risk in Germany and the United States », polycopié, Département d'économique, Université de Rochester, novembre 1993.

Borch, K.H. *The Economics of Uncertainty*, Princeton University Press, Princeton (New Jersey), 1968.

Card, D., et Riddell, 1968. « A Comparative Analysis of Unemployment in Canada and the United States », dans l'ouvrage publié sous la direction de D. Card et R. Freeman, *Small Differences that Matter*, University of Chicago Press, Chicago, 1993, p. 149-190.

Clark, A.E. et Oswald, A.J.. « Unhappiness and Unemployment », *The Economic Journal*, vol. 104, n° 424, mai 1994, p. 648-659.

Conseil économique du Canada. *L'emploi au futur : tertiarisation et polarisation : un rapport de synthèse*, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1990.

Devine, T., et N. Kiefer. *Empirical Labour Economic: The Search Approach*, Oxford University Press, 1991.

EKOS Research Associates. « A Mid-campaign Report: The EKOS Election 1993 Analysis », EKOS Research Associates, Ottawa, le 1<sup>er</sup> Octobre 1993.

Environics Research Group Limited. *Le bulletin Focus Canada 1994-1*, Environics Research Group Limited, Toronto, 1994.

Erksoy, S., Osberg, L., et Phipps, S.. « L'assurance-chômage et la redistribution du revenu : une micro-simulation », Développement des ressources humaines Canada, Ottawa (à paraître prochainement), polycopié, Département d'économique, Université Dalhousie, avril 1994 (1994a, traduction française 1995).



- Erksoy, S., Osberg, L. et Phipps, S. (1994b). « Panel Data and Policy Analysis », communication présentée lors des réunions de la Canadian Economics Association, Calgary, juin 1994; photocopié, Département d'économique, Université Dalhousie, Halifax, juin 1994.
- Erksoy, S., Osberg, L. et Phipps, S. (1994c). « The Distributional Implications of Unemployment Insurance - Revisions », communication présentée lors des réunions de 1994 de la Canadian Economics Association, Calgary, 11 juin 1994; photocopié, Département d'économique, Université Dalhousie, Halifax.
- Forget, Claude E.. *Rapport de la Commission d'enquête sur l'assurance-chômage*, La Commission, Ottawa, 1986.
- Friend, I. et Blume, M.E.. « The Demand for Risky Assets », *The American Economic Review*, vol. LXV, n° 5, décembre 1975, p. 900-922.
- Fritzell, J.. « Income Inequality Trends in the 1980's: A five-country comparison », Université de Stockholm, Swedish Institute for Social Research, photocopié, avril 1992.
- Grubel, H.G., Maki, D. et Sax, S.. « Real and Insurance Induced Unemployment in Canada », *Revue canadienne d'économique*, mai 1995, p. 174-191.
- Hayes, J. et Nutman, P.. *Comprendre les chômeurs*, P. Merdaga, Bruxelles, 1983 (1981, traduction française 1983).
- Jahoda, M. « The Psychological Meanings of Unemployment », *New Society*, septembre 1979, p. 492-495.
- Juster, F.T.. « Measuring the Benefits of Income Maintenance Programs », commentaires on Betson and Van der Gaag, p. 234-238 dans M. David et T. Smeeding, 1985.
- Kachelmeier, S.J. et Shehata, M.. « Examining Risk Preferences under High Monetary Incentives Experimental Evidence from the People's Republic of China », *American Economic Review*, vol. 82, n° 5, décembre 1992, p. 1120-1141.
- Kahneman, D. et Varey, C.. « Notes on the Psychology of Utility », dans *Interpersonal Comparisons of Well-Being*, J. Elster et J.E. Roemer, Cambridge University Press, Cambridge, 1991, p. 127-164.
- Kelvin, P. et Jarrett, J.E.. *Unemployment: It's Social Psychological Effects*, Cambridge University Press, Cambridge, 1985.
- Myatt, T.. « The 1971 UI Reform: 22 Years Later: What do we really know? », communication présentée lors de la conférence « Unemployment: What is to be done? », Université Laurentienne, Sudbury, les 26 et 27 mars 1993.
- Narendranathan, W. et Nickell, S.. « Modelling the Process of Job Search », *Journal of Econometrics*, vol. 28(1), avril 1985, p. 29-49.

- Orcutt, G., Merz, M.J. et H. Quinke. *Microanalytic Simulation Models to Support Social and Financial Policy*, Elsevier Science Publishers, Amsterdam (Hollande du Nord), 1986.
- Orcutt, G.. « A New Type of Socio-Economic System », in *Review of Economics and Statistics*, vol. 58, mai 1957, p. 773-797.
- Osberg, L.. « The « Disappearance » of Involuntary Unemployment », *Journal of Economic Issues*, vol. XXII, n° 3, septembre 1988, p. 707-727.
- Osberg, L. et Phipps, S.. « Labour Supply With Quantity Constraints: Estimates from a Large Sample of Canadian Workers », *Oxford Economic Papers*, vol. 45, avril 1993, p. 269-291.
- Osberg, L.. « Unemployment Insurance and Unemployment - Revisited », Working Paper #93-04, Département d'économique, Université Dalhousie, Halifax, 1993.
- Osberg, L., Erksoy, S. et Phipps, S.. « The Distribution of Income, Wealth and Economic Security: The Impact of Unemployment Insurance Reforms in Canada », communication présentée lors de la conférence commémorative Aldi Hagenaaers, 28 et 29 août 1994, Leyde (Pays-Bas), aussi Dalhousie University Working Paper 94-08, 1994.
- Osberg, L., Erksoy, S. et Phipps, S.. « Les répercussions de l'élargissement de la protection de l'assurance-chômage au travail indépendant et aux semaines de travail réduites : une micro-simulation », Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 1995.
- Phipps, S.. « Price-Sensitive Adult Equivalence Scales for Canada », Département d'économique, Université Dalhousie; Discussion Paper No. 90-01, 1990a.
- Phipps, S.. « Quantity Constrained Household Responses to Unemployment Insurance Reform », *Economic Journal*, vol. 100, n° 399, mars 1990, p. 124-140, 1990b.
- Phipps, S.. « Behavioural Response to UI Reform in Constrained and Unconstrained Models of Labour Supply », *Revue canadienne d'économique*, vol. 14, n° 1, 1991a, p. 34-54.
- Phipps, S.. « Equity and Efficiency Consequences of Unemployment Insurance Reform in Canada: The Importance of Sensitivity Analyses », *Economica*, vol. 58, mai 1991, p. 199-214, 1991b.
- Phipps, S. et Burton, P.. « Sharing Within Families: Implications for the Distribution of Individual Economic Well-being in Canada », communication présentée lors des réunions annuelles de l'Association canadienne d'économique, Calgary ( Alberta), 1994.
- Rawls, J.. *Théorie de la justice*, Paris, Seuil, 1987 (1971, traduction française 1987).
- Rubinstein, M.. « The Strong Care for the Generalized Logarithmic Utility Model as the Premier Model of Financial Markets », dans H. Levy et M. Sarrot, *Financial Decision Making Under Uncertainty*, Academic Press, New York, 1977, p. 11-65.

- Ruggles, P. et Williams, R.. « Longitudinal Measures of Poverty: Accounting for Income and Assets Over Time », dans *Review of Income and Wealth*, Series 35, n° 3, septembre 1989, p. 225-2.
- Stern, N.. « On the Specification of Labour Supply Functions », dans l'ouvrage publié sous la direction de R. Blundell et I. Walker, *Unemployment, Search and Labour Supply*, Cambridge University Press, Cambridge, 1986, p. 143-189.
- van Herwaarden, F.G. et Kapetyn, A.. « Empirical Comparisons of the Shape of Welfare Functions », *European Economic Review*, vol. 15, 1981, p. 261-286.
- van Praag, B.M.S.. « Ordinal and Cardinal Utility - an Integration of the Two Dimensions of the Welfare Concept », *Journal of Econometrics*, vol. 50, 1991, p. 69-89.



# Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage

## Évaluation de l'assurance-chômage

Au printemps de 1993, le ministère du Développement des ressources humaines a entrepris une vaste évaluation des prestations ordinaires d'assurance-chômage. La réalisation d'une série d'études distinctes a été confiée à des universitaires, à des spécialistes de l'évaluation du Ministère et à des organismes externes comme Statistique Canada. Bon nombre de ces études sont maintenant terminées et le Ministère est en train de préparer un rapport d'évaluation complet.

Vous trouverez ci-dessous la liste de ces rapports techniques. Un résumé de chacun de ces rapports est également disponible à l'adresse suivante :

Développement des ressources humaines Canada  
Centre de renseignements  
140, promenade du Portage  
Portage IV, niveau 0  
Hull (Québec)  
K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260

## Incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des employeurs

- **L'assurance-chômage, les mises à pied temporaires et les attentes en matière de rappel**  
Corak, M., Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 8*)
- **Entreprises, industries et interfinancement : profils de la répartition des prestations et des cotisations d'assurance-chômage**  
Corak, M. et W. Pyper, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 16*)
- **Réactions des employeurs aux contraintes de l'assurance-chômage : établissements canadiens et américains**  
Betcherman, G. et N. Leckie, Ekos Research Associates, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 21*)

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

- **L'admissibilité à l'assurance-chômage : analyse empirique au Canada**  
Green, D. et C. Riddell, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 1*)
- **La durée d'emploi et l'assurance-chômage : emplois saisonniers et non saisonniers**  
Green, D. et T. Sargent, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 19*)

- **Les mouvements dans l'emploi et l'assurance-chômage**  
Christofides, L. et C. McKenna, Département d'économique, Université de Guelph, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 7*)
- **L'effet d'apprentissage et l'assurance-chômage**  
Lemieux, T. et B. MacLeod, Centre de recherche et développement en économique, Université de Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 4*)
- **Les prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional et la durée d'emploi**  
Riddell, C. et D. Green, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*À paraître*)
- **L'emploi saisonnier et le recours répété à l'assurance-chômage**  
Wesa, L., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 24*)

### **Stabilisation macroéconomique**

- **Le régime d'assurance-chômage en tant que stabilisateur automatique au Canada**  
Dungan, P. et S. Murphy, Policy and Economic Analysis Program, Université de Toronto, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 5*)
- **Le rôle de stabilisateur économique du régime canadien d'assurance-chômage**  
Stokes, E., WEFA Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 6*)

### **L'assurance-chômage et le marché du travail**

- **L'assurance-chômage et la transition vers le marché du travail**  
Jones, S., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 22*)
- **L'assurance-chômage et la productivité de la recherche d'emploi**  
Crémieux, P-Y., P. Fortin, P. Storer et M. van Audenrode, Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 3*)
- **Répercussions de la réduction du taux des prestations et des changements apportés aux conditions d'admissibilité (projet de loi C-113) sur le chômage, la recherche d'emploi et la qualité du nouvel emploi**  
Jones, S., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 20*)
- **Emplois exclus du Régime d'assurance-chômage du Canada : une enquête empirique**  
Lin, Z., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 15*)
- **Les effets de l'inadmissibilité découlant des dispositions du projet de loi C-113 sur les taux de participation à l'assurance-chômage et à l'aide sociale**  
Kuhn, P., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 17*)

- **Les effets d'un assujettissement général à l'assurance-chômage sur le travail indépendant et la semaine de travail écourtée : une micro-simulation**  
Osberg, L., S. Phipps et S. Erksøy, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 25*)
- **L'incidence de l'assurance-chômage sur les salaires, l'intensité de la recherche d'emploi et la probabilité de réemploi**  
Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. van Audenrode, Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 27*)

### **L'assurance-chômage et l'aide sociale**

- **L'interaction entre l'assurance-chômage et l'aide sociale**  
Barrett, G., D. Doiron, D. Green et C. Riddell, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 18*)
- **Cessation d'emploi et passage à l'assurance-chômage et à l'aide sociale**  
Wong, G., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 9*)
- **La mobilité interprovinciale de la main-d'œuvre au Canada : le rôle de l'assurance-chômage, de l'aide sociale et de la formation**  
Lin, Z., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 26*)

### **L'assurance-chômage, la distribution du revenu et le niveau de vie**

- **L'assurance-chômage et la redistribution du revenu : une micro-simulation**  
Erksøy, S., L. Osberg et S. Phipps, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 2*)
- **Le revenu et le niveau de vie en période de chômage**  
Browning, M., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 14*)
- **Incidence de l'assurance-chômage et de l'aide sociale sur la redistribution du revenu dans les années 1990 : une micro-simulation**  
Osberg, L. et S. Phipps, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 28*)
- **Étude de l'interaction de l'assurance-chômage et de l'aide sociale au moyen des données COEP**  
Browning, M., P. Kuhn et S. Jones, Département d'économique, Université McMaster, 1995.

### **Rapport final**

- **Évaluation du Régime d'assurance-chômage du Canada : rapport final**  
Wong, G., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995.