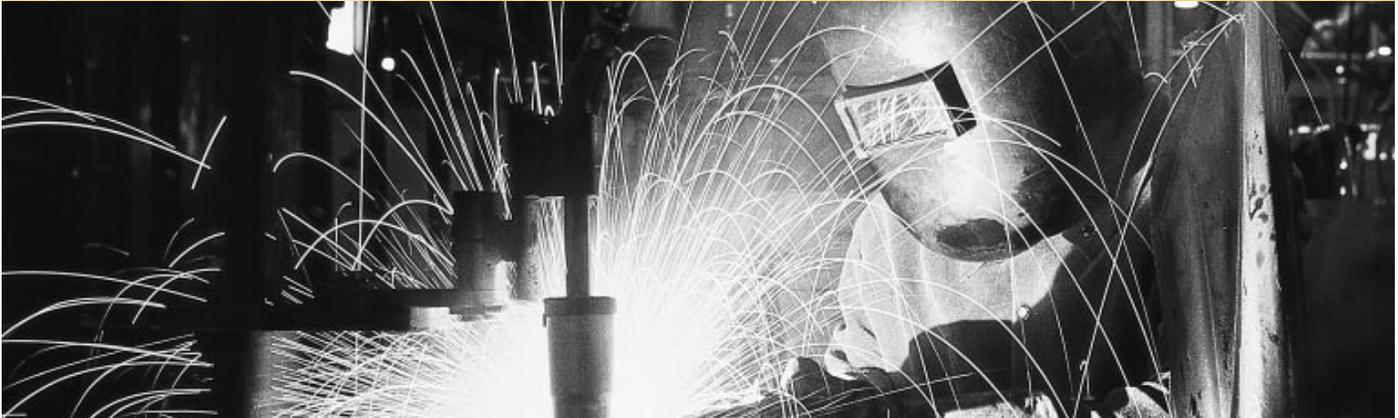


# AC

*Les effets d'un  
assujettissement général  
à l'assurance-chômage sur  
le travail indépendant et la  
semaine de travail écourtée :  
une microsimulation*

**par Lars Osberg,  
Shelley Phipps  
et Sadettin Erksoy**



Développement des  
ressources humaines Canada

Human Resources  
Development Canada

L'assurance-chômage  
et le marché du travail

Canada

Août 1995

Also available in English.

IN-AH-216F-08-95

AC

*Les effets d'un assujettissement général à l'assurance-chômage sur le travail indépendant et la semaine de travail écourtée : une microsimulation*

**par Lars Osberg,  
Shelley Phipps  
et Sadettin Erksoy**  
Université Dalhousie

L'assurance-chômage et  
le marché du travail

## **Remerciements**

Le présent document est le dix-septième d'une série de publications parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Nous tenons à remercier Tom McGuire et Lynn Lethbridge pour leur excellent travail à titre d'adjoints de recherche dans le cadre de ce projet. Les opinions exprimées dans cette étude représentent le point de vue de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement la position de Développement des ressources humaines Canada.

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

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

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

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

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

I.H. Midgley  
*Directeur général,  
Évaluation*

Ging Wong  
*Directeur,  
Programmes d'assurance*

## *Table des matières*

Résumé .....	7
Introduction .....	9
1. Structure du modèle .....	15
2. Équations estimées du comportement .....	22
3. Résultats .....	30
4. Conclusion.....	39
Annexe A : Résultats de régression.....	41
Annexe B : Résultats statistiques descriptifs .....	87
Annexe C : Effets de l'extension du Régime d'assurance-chômage à l'emploi non standard.....	92
Bibliographie .....	104
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage.....	105

## Liste des tableaux

Tableau 1	Taux de chômage utilisés dans la simulation .....	13
Tableau 2	Tendance du travail indépendant : Données de régression .....	14
Tableau 3	Effets de l'extension du régime d'assurance-chômage à l'emploi non standard : 1994 .....	31
Tableau 4	Effets de l'extension du régime d'assurance-chômage à l'emploi non standard : 2004 .....	32
Tableau 5	Statistiques sur l'inégalité : Hommes et femmes .....	39

## Liste des figures

Figure 1	Structure logique d'un modèle de microsimulation .....	16
Figure 2	Devenus admissibles, en pourcentage de la population active .....	30
Figure 3	Devenus admissibles, en pourcentage de la population active et par groupe d'âge .....	33
Figure 4	Devenus admissibles, en pourcentage de la population active et par province .....	33
Figure 5	Répartition de 1994 et 2004 parmi les déciles de revenu, en pourcentage du nombre total de prestataires recevant des prestations majorées .....	33
Figure 6	Répartition de 1994 et 2004 parmi les cohortes d'âge, en pourcentage du nombre total de prestataires recevant des prestations majorées .....	34
Figure 7	Répartition de 1994 et 2004 parmi les provinces, en pourcentage du nombre total de prestataires d'assurance-chômage .....	34
Figure 8	Prestations et cotisations, selon le scénario de référence et le scénario expérimental en 1994 et 2004, par décile .....	35
Figure 9	Prestations et cotisations, selon le scénario de référence et le scénario expérimental en 1994 et 2004, par groupe d'âge .....	35
Figure 10	Prestations et cotisations, selon le scénario de référence et le scénario expérimental en 1994 et 2004, par province .....	36
Figure 11	Prestataires d'assurance-chômage en 1994 et 2004, selon le scénario de référence et le scénario expérimental, par décile .....	37
Figure 12	Gagnants en 1994 et en 2004, en pourcentage des actifs .....	38
Figure 13	Gagnants en 1994 et en 2004, en pourcentage des actifs, par groupe d'âge .....	38
Figure 14	Gagnants en 1994 et en 2004, en pourcentage des actifs, par province .....	38



## Résumé

Cette étude résume la méthodologie et les résultats d'une simulation portant sur l'impact de l'extension de la couverture du régime d'assurance-chômage aux semaines de travail indépendant et aux semaines d'emploi courtes (moins de 15 heures), qui ne sont pas assurables actuellement. Plus précisément, nous nous demandons :

- 1) quels groupes socio-démographiques profiteraient le plus d'un tel changement de politique et
- 2) quelle serait l'incidence de ce changement sur l'inégalité globale de la distribution des revenus?

À mesure que la forme institutionnelle de l'emploi évolue, les programmes de protection sociale (comme l'assurance-chômage) qui se fondent sur un schéma institutionnel particulier reflètent peut-être de moins en moins bien les réalités du marché du travail. Ce qui a motivé la présente recherche, c'est la crainte que, face à la croissance des formes d'emploi « non standard », la structure actuelle du régime d'assurance-chômage ne réponde pas adéquatement aux besoins de soutien du revenu d'une proportion croissante de la population active.

Il y a eu, par exemple, un accroissement considérable du nombre de travailleurs qui se déclarent « indépendants ». Toutefois, bon nombre de ces personnes peuvent, en réalité, être des salariés non admissibles plutôt que des entrepreneurs indépendants. Lorsque des personnes qui se déclarent travailleurs indépendants vendent leurs services à un seul client qui exerce un contrôle considérable sur le rythme, la qualité et l'orientation de leur travail, le pouvoir de l'« acheteur de services de main-d'œuvre » de dicter la quantité et le type de travail peut être impossible à discerner de celui d'un « employeur ». Du point de vue du travailleur, il existe toutefois au moins une différence très importante : l'employé dont les services ne sont plus requis est admissible aux prestations d'assurance-chômage, tandis que l'« entrepreneur indépendant » ne l'est pas.

Par une méthode de microsimulation, nous avons observé que l'inégalité globale était réduite lorsque la protection du régime d'assurance-chômage était étendue aux semaines de travail indépendant et aux semaines d'emploi courtes, selon des mesures comme le ratio de Gini et le coefficient de variation. L'incidence sur l'inégalité globale, toutefois, est la moyenne d'une incidence profonde sur les deuxième, troisième et quatrième déciles de la répartition des revenus et d'incidences beaucoup plus faibles sur les déciles les plus pauvres et les plus riches de cette répartition.

*Il y a eu un accroissement considérable du nombre de travailleurs qui se déclarent « indépendants ».*  
*Toutefois, bon nombre de ces personnes peuvent, en réalité, être des salariés non admissibles plutôt que des entrepreneurs indépendants.*





## Introduction

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, nous avons analysé les incidences redistributives de révisions du régime d'assurance-chômage sur l'ensemble du cycle économique des années 1980 et nous avons testé la sensibilité de la version « années 1980 » du modèle de microsimulation de Dalhousie en fonction de diverses hypothèses<sup>1</sup>. Nous ne reprendrons pas ici l'analyse faite dans ces études. La présente étude résume le développement de la nouvelle version « années 1990 » de notre modèle de microsimulation.

Nos études précédentes se fondaient sur ce que nous appelons la « version années 1980 » de notre modèle de microsimulation. Dans des travaux précédents, nous avons estimé les équations de comportement au moyen des données de l'enquête sur l'activité de 1986-1987 et nous avons fondé notre analyse des incidences 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 en 1983 par Statistique Canada. 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 1980. Toutefois, pour tirer parti des nouvelles données sur les caractéristiques personnelles (p. ex. état de personne handicapée, appartenance à un groupe minoritaire, né à l'étranger ou né au Canada, taille de l'entreprise de l'employeur, etc.) recueillies dans l'enquête sur l'activité pour les années 1988-1990 et pour établir une base plus raisonnable pour la modélisation de l'évolution du marché du travail au cours des années 1990, nous avons choisi comme nouvelle base de notre modèle de microsimulation la population des répondants à l'enquête sur l'activité de 1990.

Tout modèle de microsimulation est formé de trois composantes-clés : 1) les 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 des personnes et 3) le code de programmation et les relations d'analyse qui associent de façon cohérente les comportements individuels.

*Tout modèle de microsimulation est formé de trois composantes-clés : 1) les 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 des personnes et 3) le code de programmation et les relations d'analyse qui associent de façon cohérente les comportements individuels.*

<sup>1</sup> Voir :

- (1) Erksoy, S., L. Osberg et S. Phipps, « The Distributional Implications of Unemployment Insurance — A Microsimulation Analysis », avril 1994 (rapport provisoire, novembre 1993).
- (2) Erksoy, S., L. Osberg et S. Phipps, « Panel Data and Policy Analysis », communication présentée à l'assemblée annuelle de la Canadian Economics Association, Calgary, polycopié, Département d'économique, Dalhousie University, Halifax, juin 1994.
- (3) Erksoy, S., L. Osberg et S. Phipps, « The Distributional Implications of Unemployment Insurance Revisions », communication présentée à l'assemblée annuelle de la Canadian Economics Association, Calgary, polycopié, Département d'économique, Dalhousie University, Halifax, juin 1994.
- (4) Osberg, L., S. Erksoy et S. Phipps, « The Distribution of Income, Wealth and Economic Security : The Impact of Unemployment Insurance Reforms in Canada », Dalhousie University, Département d'économique, document de travail 94-08, juillet 1994.
- (5) Osberg, L., S. Erksoy et S. Phipps, « Labour Market Impacts of the Canadian and U.S. Unemployment Insurance Systems », Dalhousie University, Département d'économique, document de travail 94-12, décembre 1994.

Comme chaque ensemble de données possède ses caractéristiques propres en ce qui touche la programmation et la disponibilité des données, l'utilisation d'une nouvelle base exige des changements correspondants dans les équations d'estimation et le code de programmation. Toutefois, 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 1990 un échantillon relativement récent — les répondants à l'enquête sur l'activité de 1990 — plutôt que de conserver l'échantillon de l'enquête de 1983 sur les biens et l'endettement.

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, les semaines de travail indépendant et les semaines d'emploi inférieures à 15 heures peuvent être isolées des autres semaines d'emploi, ce qui nous permet de 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 de nos résultats de simulation par rapport à des microdonnées observées, nous avons estimé de nouveau toutes nos équations de comportement, en intégrant les renseignements additionnels maintenant disponibles sur les déterminants de l'expérience du marché du travail. Toutefois, il s'agissait d'un travail énorme, car le modèle comprend maintenant 54 équations de comportement dans huit modules distincts ainsi qu'un grand nombre de relations d'analyse détaillées — actuellement plus de 12 000 lignes de code dans l'application SAS.

Dans la présente étude, nous construisons des modules permettant de prédire la probabilité et la durée du travail indépendant ainsi que la probabilité et la durée d'un emploi de moins de 15 heures par semaine. En faisant la distinction entre ces types d'activités 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.

Il faut toutefois souligner que les semaines d'emploi actuellement exclues du régime sont en réalité un sous-ensemble de ce qu'on appelle l'« emploi non standard ». Ce dernier terme recouvre généralement toute une gamme d'expériences d'emploi — par exemple le travail pour des agences de placement temporaire, le travail sur demande, les contrats de travail de courte durée, les employés occasionnels, etc., y compris le « travail indépendant » et les semaines d'emploi courtes. La raison pour laquelle ces diverses formes institutionnelles d'emploi sont regroupées dans une même catégorie, c'est qu'on peut ainsi se concentrer sur une expérience fondamentale commune à ces travailleurs — un manque de sécurité d'emploi accru du fait que l'emploi n'est plus une relation continue entre employeur et employé, avec garantie implicite (ou explicite) du maintien de

2 Selon les règles actuelles de l'assurance-chômage, le régime couvre les semaines d'emploi comprenant plus de 15 heures de travail *ou* dont la rémunération hebdomadaire dépasse le minimum de la rémunération assurable (qui est 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 \$.

l'emploi, mais une relation *conditionnelle* qui dépend entièrement des besoins de main-d'œuvre futurs et incertains des employeurs.

Certaines formes d'emploi « non standard » sont déjà couvertes par le régime d'assurance-chômage. Les personnes embauchées par une agence de placement temporaire ou en vertu d'un contrat d'emploi de courte durée et qui reçoivent un salaire hebdomadaire supérieur au minimum de la rémunération assurable ou qui travaillent plus de 15 heures par semaine paient déjà des cotisations d'assurance-chômage pour leurs périodes d'emploi et sont admissibles aux prestations. Par ailleurs, il n'est pas tout à fait exact de classer comme « non standard » des emplois de moins de 15 heures par semaine si ces emplois nécessitent une relation continue employeur-employé dans une perspective de maintien de l'emploi. Dans les données de l'enquête sur l'activité, les emplois de moins de 15 heures par semaine représentent environ 6 p. 100 des emplois et ne se caractérisent par aucune tendance sensible à long terme, du moins pour les années 1986 à 1990. Toutefois, on observe une tendance sensible à la hausse de la proportion d'actifs qui se déclarent « travailleurs indépendants ».

La montée du « travail indépendant » comme forme d'emploi institutionnelle soulève plusieurs questions en matière de politiques publiques, car il est raisonnable de croire que beaucoup de travailleurs « indépendants » sont en réalité des salariés non admissibles plutôt que des entrepreneurs indépendants. Lorsque des personnes se déclarent travailleurs indépendants, mais vendent leurs services à un seul client qui exerce un contrôle considérable sur le rythme, la qualité et l'orientation de leur travail, le pouvoir de l'« acheteur de services de main-d'œuvre » de dicter la quantité et le type de travail peut être impossible à discerner de celui d'un « employeur ».

Toutefois, ce changement de la forme d'emploi officielle comporte des coûts. Certains sont assumés par le système fiscal, car les travailleurs « indépendants » inscrivent des déductions de frais de transport et de « bureau » auxquelles ils n'auraient pas droit s'ils étaient des « employés ». Le fait que des personnes passent directement du travail indépendant à l'aide sociale, plutôt que de recevoir des prestations d'assurance-chômage pendant leurs périodes d'interruption de travail, provoque le transfert à la province des coûts de l'aide reçue du gouvernement fédéral<sup>3</sup>. Toutefois, une partie du coût est aussi assumée par les personnes elles-mêmes, car elles n'ont pas droit aux prestations d'assurance-chômage lorsqu'elles arrêtent de travailler et parce que le travail indépendant n'est pas assorti d'avantage sociaux.

À mesure que la forme institutionnelle de l'emploi évolue, les programmes de protection sociale (comme l'assurance-chômage) fondés sur un schéma institutionnel particulier reflètent peut-être de moins en moins bien les réalités du marché du travail. Dans le secteur des services, le travail à temps partiel est beaucoup plus facile d'application (et souvent jugé préférable par l'employeur) que dans le secteur de la production de biens. Grâce au perfectionnement des bases de données informatiques dans des domaines comme les services financiers

*Le fait que des personnes passent directement du travail indépendant à l'aide sociale, plutôt que de recevoir des prestations d'assurance-chômage pendant leurs périodes d'interruption de travail, provoque le transfert à la province des coûts de l'aide reçue du gouvernement fédéral.*

3 En Ontario, en Colombie-Britannique et en Alberta, le coût du client marginal de l'aide sociale est entièrement assumé par la province. Ailleurs, en vertu du Régime d'assistance publique du Canada, le financement est assumé à 50 p. 100 par le gouvernement fédéral et à 50 p. 100 par la province.

*...si les semaines de travail indépendant ou comptant peu d'heures sont suivies d'un nombre assez grand de semaines d'emploi normales pour donner droit à l'assurance-chômage, alors l'exclusion du travail indépendant et des semaines de travail courtes du champ d'application du régime n'aura pas, en pratique, beaucoup d'effet sur l'admissibilité à l'assurance-chômage.*

et le commerce de détail, les employeurs peuvent maintenant établir avec une grande précision les périodes de pointe de leurs besoins de main-d'œuvre chaque semaine (ou chaque mois) et faire appel à des employés à temps partiel dans ces périodes<sup>4</sup>.

Toutefois, selon les règles du régime d'assurance-chômage en vigueur en 1994, une personne qui occupe plusieurs emplois comptant chacun moins de 15 heures par semaine n'est pas admissible à l'assurance-chômage en cas d'interruption de travail<sup>5</sup>. De même, un travailleur « indépendant » dont on n'achète plus les services est, selon ces règles, essentiellement dans la même situation qu'un travailleur qui vient d'être mis à pied, à cette importante différence près qu'il n'a pas droit à des prestations d'assurance-chômage. Il paraît donc justifié, du point de vue social, d'examiner les conséquences de l'extension de l'assurance-chômage au travail indépendant et aux emplois comportant moins de 15 heures par semaine.

Toutefois, si les semaines de travail indépendant ou comptant peu d'heures sont suivies d'un nombre assez grand de semaines d'emploi normales pour donner droit à l'assurance-chômage, alors l'exclusion du travail indépendant et des semaines de travail courtes du champ d'application du régime n'aura pas, en pratique, beaucoup d'effet sur l'admissibilité à l'assurance-chômage. Comme les personnes transitent entre des emplois couverts par le régime, des emplois non couverts par le régime et le chômage, l'incidence de l'extension de la couverture dépend du nombre de semaines d'emploi assurables qu'une personne a déjà, outre les semaines de travail indépendant et les semaines courtes qui deviendraient alors admissibles. Pour certaines personnes, l'extension de la couverture portera le total des semaines assurables au seuil d'admissibilité de leur région et leur donnera droit à des prestations, mais, dans d'autres cas, l'extension du régime ne fera qu'accroître la durée potentielle des prestations de personnes ayant déjà accumulé suffisamment de semaines pour avoir droit aux prestations<sup>6</sup>. Inversement, les personnes qui ont seulement quelques semaines de travail indépendant ou quelques semaines de travail de moins de 15 heures, et pas d'autre emploi, n'auront peut-être pas assez de semaines de travail pour avoir droit aux prestations, même si ces semaines de travail indépendant et ces semaines courtes deviennent assurables.

Notre modèle de microsimulation permet donc une comparaison, pour chaque personne, entre deux scénarios : une expérience du marché du travail basée sur les catégories emploi/chômage/inactivité selon les règles de l'assurance-chômage en vigueur en 1994, et une expérience dans laquelle le travail indépendant et les semaines de travail courtes deviennent admissibles au régime et s'ajoutent aux semaines d'emploi déjà assurables. Nous simulons les expériences d'emploi de personnes, de 1994 à 2004, en supposant que le chômage global suit les scénarios présentés au tableau 1.

Observons toutefois que, notre objectif étant d'examiner les conséquences de la non-couverture de ces formes d'emploi par le régime, nous modélisons la réparti-

4 Pour une série d'études de cas sur l'adaptation des employeurs, voir L. Osberg, F. Wien et J. Grude (1995), *Vanishing Jobs and the Changing Workplace*, James Lorimer, Publishers, à paraître, 1995.

5 Plus exactement, un travailleur à faible salaire (10 \$ l'heure) effectuant moins de 15 heures de travail par semaine n'a pas droit à l'assurance-chômage.

6 Les personnes qui n'épuisent pas actuellement leurs prestations d'assurance-chômage ne tireront aucun avantage direct d'une prolongation de la durée possible de leurs prestations.

tion et la durée de périodes *réelles* de telles formes d'emploi, selon les réponses des participants à l'enquête sur l'activité pour les années 1988 à 1990. Nos simulations peuvent être considérées comme une expérimentation de ce qui arriverait au régime d'assurance-chômage si la couverture était étendue au travail indépendant et aux semaines de travail de moins de 15 heures *et qu'il n'y avait pas de fraude*. Développement des ressources humaines Canada devra résoudre un gros problème administratif s'il étend l'assurance-chômage aux semaines de travail indépendant, car il lui faudra absolument trouver un moyen de faire la distinction entre les vraies et les fausses déclarations de semaines de travail indépendant.

**Tableau 1**  
**Taux de chômage<sup>1</sup> utilisés dans la simulation**

Scénario 1		Scénario 2	
Année	%	Année	%
1994	11,8	1994	9,80
1995	11,6	1995	9,60
1996	11,4	1996	9,40
1997	11,2	1997	9,20
1998	11	1998	9,00
1999	10,2	1999	8,20
2000	10,2	2000	8,20
2001	10,2	2001	8,20
2002	10,2	2002	8,20
2003	10,2	2003	8,20
2004	10,2	2004	8,20

<sup>1</sup> Prévisions d'Informetrica

Les pêcheurs indépendants sont actuellement la seule catégorie de travailleurs indépendants qui ont droit à des prestations d'assurance-chômage. Pour ces travailleurs, les prises de poisson sont la preuve du travail accompli, et les usines de transformation du poisson sont les agents qui certifient l'existence de ces prises. Bien qu'on raconte plusieurs anecdotes sur des échanges de prises entre pêcheurs ou encore sur des pêcheurs qui répartiraient la vente de leurs prises entre plusieurs usines, la nature périssable du poisson frais et les distances à franchir restreignent la possibilité de déjouer les règles. Les usines de transformation n'ont pas d'intérêt financier à payer du poisson qui n'existe pas et les dossiers des usines (qui contiennent des données sur les montants des transactions et sur le poids du poisson traité) peuvent faire l'objet de vérifications. Dans d'autres secteurs, notamment dans les services, la gestion des prestations d'assurance-chômage destinées aux travailleurs indépendants présenterait des difficultés beaucoup plus grandes. Même si, par exemple, un conseiller économique indépendant passe plusieurs semaines ou plusieurs mois sur un même contrat, ses paiements seront généralement espacés. On peut se demander comment il serait possible de relever avec exactitude les semaines de travail indépendant qui rendraient ces personnes admissibles aux prestations si le régime était étendu. Nous répétons, par conséquent, que nos simulations sont une expérimentation hypothétique des conséquences de l'extension de l'assurance-chômage aux semaines *réelles* de travail indépendant et aux semaines de moins de 15 heures.

Comme l'accroissement de la proportion de travailleurs indépendants dans la population active est un des facteurs qui suscitent de plus en plus d'interrogations sur la pertinence de la protection offerte par le régime d'assurance-chômage, nous avons estimé un modèle de régression de la tendance du travail indépendant dans son ensemble (voir le tableau 2). Nos projections de l'incidence de l'extension du régime à des formes d'emploi non couvertes dans les prochaines années sont fondées sur une extrapolation de cette tendance historique de la proportion de travailleurs indépendants dans la population active (augmentation de 0,03 p.100 par année pour les hommes et de 0,11 p. 100 par année pour les femmes). Le point de départ de notre simulation est le pourcentage observé de travailleurs indépendants dans la population active en 1990 (selon les données de l'enquête sur l'activité de 1990). Notre simulation va jusqu'à l'an 2004, et, selon l'extrapolation de la tendance des années 1980, la proportion de travailleurs indépendants dans la population active augmenterait d'environ 6 points de pourcentage sur l'ensemble de cette période.

En ce qui a trait aux travailleurs effectuant moins de 15 heures par semaine, leur proportion dans la population active n'affiche aucune hausse sensible, du moins selon les données de l'enquête sur l'activité de 1986 à 1990; par conséquent, nous maintenons constante cette proportion tout au long de la simulation<sup>7</sup>. Globalement, le pourcentage de la population active formé de personnes occupant des emplois non assurés est la somme 1) du pourcentage de travailleurs autonomes (qui s'accroît avec le temps dans la simulation) et 2) du pourcentage de personnes qui travaillent moins de 15 heures par semaine à un salaire hebdomadaire égal ou inférieur à 156 \$ (pourcentage que nous gardons constant tout au long de la période de simulation). Comme l'indique la section 2, nous utilisons différents modèles pour prédire la probabilité et l'ampleur du travail indépendant et des semaines de travail courtes.

**Tableau 2**  
**Tendance du travail indépendant données de régression :**  
**Moindres carrés ordinaires**  
**Variables dépendantes = pourcentages de travailleurs indépendants<sup>1</sup> dans la population active chez les hommes et les femmes, 1975-1993<sup>2</sup>**

	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
	R <sup>2</sup> rajusté = 0,431		R <sup>2</sup> rajusté = 0,852	

<sup>1</sup> Les travailleurs indépendants ne comprennent que les entreprises non constituées en société.

<sup>2</sup> Source : Statistique Canada, La population active, n° 71-001 au catalogue, v. 31-49, annuel, 1975-1983.

7 Il existe peut-être une tendance à la hausse des semaines de travail courtes sur une plus longue période (la tendance du travail indépendant est observée sur la période 1975-1993), mais les données sont insuffisantes pour le dire. Si l'on veut connaître les heures par semaine propres à un emploi, et non à une personne (c'est-à-dire le nombre d'heures qu'une personne consacre à chacun de ses emplois, si elle en a plusieurs), il faut disposer d'un ensemble de données comme celles de l'enquête sur l'activité, mais ces données se limitent aux années 1986 à 1990.



## 1. Structure du modèle

La figure 1 présente un diagramme de la structure logique de notre 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'enquête sur l'activité de 1990, telles que modifiées par le comportement simulé subséquent. 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 d'eux, l'estimation des réactions comportementales aux paramètres de l'assurance-chômage, ainsi que l'influence des caractéristiques personnelles, sont les mêmes<sup>8</sup>.

L'effet de la « chance » est également supposé identique dans les deux scénarios. Dans chaque équation estimée, la variance inexpliquée 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 expériences du marché du travail. Pour attribuer des écarts permanents par rapport à la valeur prévue, nous tirons une valeur aléatoire d'une distribution normale centrée et réduite. Après l'avoir multipliée par (0,4)\* (variance inexpliquée), nous l'ajoutons à la valeur prévue. La chance permanente est la même dans les deux scénarios, mais diffère selon les comportements à l'égard du marché du travail. Pour attribuer le reste de la variation inexpliquée des expériences du 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 inexpliquée totale. L'effet de la chance « temporaire » est également supposé identique dans les deux scénarios<sup>9</sup>.

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

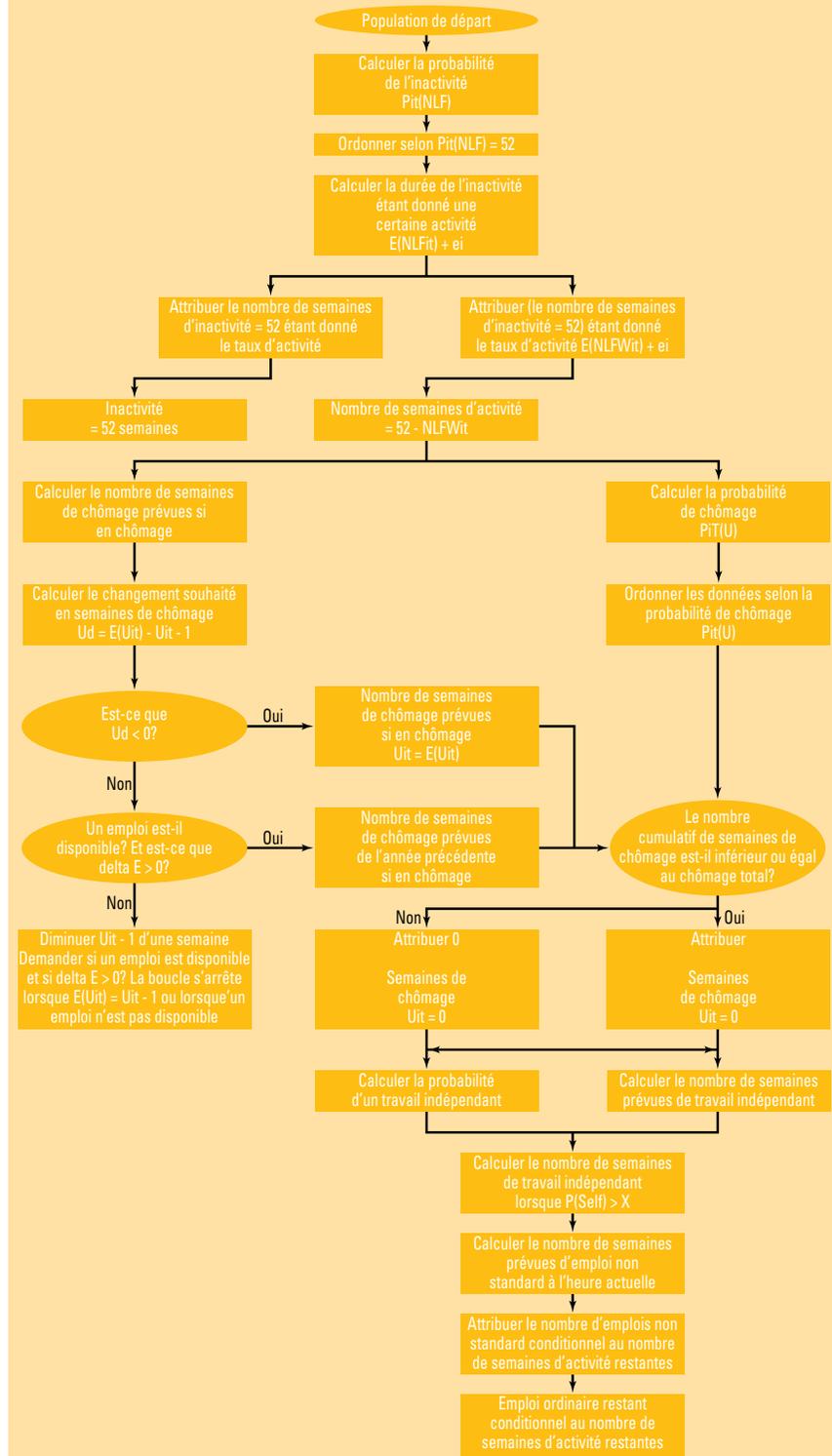
- des caractéristiques individuelles mesurables, notamment les caractéristiques personnelles, certaines caractéristiques du marché du travail dans les régions concernées et les paramètres du régime d'assurance-chômage propres à chaque personnes;
- de caractéristiques non observées dont l'hétérogénéité est source d'écarts permanents (positifs ou négatifs) par rapport aux résultats prévus d'après les caractéristiques personnelles observables;

8 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. Les tableaux B.1 à B.6 de l'annexe B examinent la sensibilité de nos résultats à certains paramètres comportementaux clés.

9 Pour une analyse plus détaillée de la sensibilité de notre 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*, sept. 1978, p. 985-1008.

*À chaque exécution de la simulation, deux scénarios sont comparés, que nous appelons généralement « scénario de référence » et « scénario expérimental ».*

**Figure 1**  
Structure logique d'un modèle de microsimulation



- de variations stochastiques d'une année à l'autre des résultats individuels qui ne peuvent être expliqués en termes de caractéristiques permanentes observées ni en termes de caractéristiques permanentes non observées.

Les régressions qui déterminent les caractéristiques fonctionnelles du modèle sont décrites à la section 2. Huit comportements distincts de chaque personne sont modélisés, mais, comme nous estimons des équations de comportement distinctes pour des groupes démographiques différents, le modèle contient 54 équations de comportement (outre les relations d'analyse).

Pour l'instant, la population de départ du modèle possède des caractéristiques démographiques (âge, état matrimonial, nombre d'enfants) invariables dans le temps, mais nous sommes en train de construire un module démographique « frontal » avec des probabilités exogènes de mortalité et d'immigration et des déterminants endogènes de l'état matrimonial et du nombre d'enfants. Une fois terminé, ce module contribuera énormément à accroître le réalisme du modèle.

La première étape du modèle de simulation consiste à déterminer le nombre de semaines (s'il y en a) pendant lesquelles les personnes veulent travailler, c'est-à-dire pendant lesquelles elles sont dans la population active<sup>10</sup>. On observe parfois, surtout dans la littérature 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 de personnes qui, en tout temps, ont un emploi ou sont 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'œuvre 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? »), signale que l'élasticité de l'offre de main-d'œuvre 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'œuvre 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. La vaste expérimentation réalisée avec notre modèle nous a convaincus de l'importance *cruciale* des décisions d'entrée et de sortie pour l'analyse de l'assurance-chômage.

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 engendrer des modifications du régime d'assurance-chômage. Il nous semble donc important de faire la distinction entre les personnes qui ne sont pas dans la population active en 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 nous permet donc de commencer par calculer, pour chaque personne, la probabilité que celle-ci soit hors de la population active pen-

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

dant les 52 semaines de l'année. La régression sous-jacente est un modèle probit, comme il est indiqué à la section 2.1. 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 16 à 65 ans en 1990). Cette proportion varie au fil du 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>11</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 on suppose 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 sont gardées dans le modèle, car elles peuvent redevenir actives au cours de l'année suivante, mais les données de l'enquête sur l'activité 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 durant 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. La section 2 de la présente étude décrit notre 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>12</sup>.) Une fois attribuée à chaque personne une estimation de son offre de travail souhaitée, on détermine si oui ou non cette personne peut obtenir un emploi au cours des semaines où elle est disposée à travailler.

Nous prenons, comme taux de chômage global, les prévisions de la performance future de l'économie canadienne. Le tableau 1 présente les prévisions d'Inforetrica (prévisions de référence du printemps 1994) ainsi qu'un scénario plus optimiste dans lequel le taux de chômage est de 2 p. 100 inférieur chaque année. L'analyse de la section 3 portera sur les deux scénarios, mais, à des fins de

11 Par exemple, si la mesure moyenne du taux d'activité de l'enquête sur la population active en 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 0,184 de la population était hors de la population active pendant l'année entière. Pour nos simulations du comportement de la population au fil des 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.

12 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.

concision, la plupart des graphiques et des figures sont basés sur les prévisions d'Informetrica. Le total de semaines d'activité est donné par le produit du taux d'activité moyen et de la population, et le 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. La section 2 examine les déterminants de la probabilité de chômage individuel, selon les estimations de notre modèle logit de la probabilité qu'une personne tombe en chômage. Comme dans nos autres équations de comportement, nous estimons la probabilité prévue qu'une personne tombe en chômage d'après les équations résumées à la section 2 et nous ajoutons l'effet de la chance permanente et 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 tomber en chômage<sup>13</sup>.

Dans la mesure où une personne tombera en chômage, nous pouvons appliquer notre modèle du temps de défaillance accéléré de l'expérience annuelle de chômage, décrit à la section 2<sup>14</sup>. Si, une fois les effets déterministes et stochastiques pris en compte, le modèle prévoit que l'expérience de chômage d'une personne pour une année sera plus longue que celle de l'année précédente, nous supposons qu'aucun obstacle n'empêchera la personne d'augmenter le nombre de semaines de son expérience de chômage. En revanche, selon l'hypothèse où toutes les semaines d'activité ont déjà été attribuées, s'il doit y avoir moins de semaines de chômage au cours d'une année que l'année précédente, une personne doit trouver une période d'emploi additionnelle. La section 2 de la présente étude décrit notre modèle logit de la probabilité qu'une personne sera empêchée par une contrainte de trouver une semaine additionnelle d'emploi. Nous calculons, dans le cas de toutes les personnes pour lesquelles une baisse de chômage est prévue, la probabilité que cette personne subira une contrainte l'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 leur seuil de travail additionnel souhaité, ou bien soient empêchées par une contrainte de travailler une semaine de plus. Le modèle de la

---

13 Pour l'exécution de notre modèle de microsimulation des années 1980, nous disposions de données historiques sur les taux de chômage des hommes et des femmes au cours du cycle économique des années 1980. 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, notre modèle de microsimulation des années 1990 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 les tableaux B.1 à B.6, nous examinons la sensibilité de nos résultats à des variations des probabilités relatives de chômage.

14 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 ».

*...la grande différence entre la version des années 1980 et celle des années 1990 du modèle de microsimulation, c'est que la distinction est faite explicitement entre l'emploi protégé et l'emploi non protégé par le régime d'assurance-chômage.*

durée et le modèle du sous-emploi déterminent conjointement les semaines prévues de chômage des personnes, si elles ont une expérience de chômage.

Nous tenons compte dans notre modèle de l'effet de l'évolution du contexte macroéconomique en autorisant la variation dans le temps du total macroéconomique des 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 qu'elles tomberont en chômage au cours d'une année donnée et que la somme cumulative des semaines de chômage est établie depuis le sommet de cette liste, les périodes de chômage peuvent être 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 de chômage globale pour l'année.

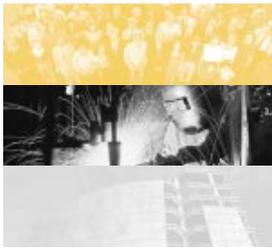
À ce stade, la structure de la version des années 1990 du modèle de microsimulation de Dalhousie est semblable, grosso modo, à celle des années 1980, telle qu'elle existait en juillet 1994<sup>15</sup>. D'un point de vue conceptuel, la principale différence est l'absence de distinction entre les hommes et les femmes dans le classement selon les probabilités de chômage. Les semaines de chômage leur sont attribuées à partir d'un 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 encore 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 1990. En outre, compte tenu de l'introduction prochaine d'un module démographique, les équations de comportement sont sensiblement plus désagrégées dans la version des années 1990 de notre modèle de microsimulation. Des équations distinctes ont été estimées pour les hommes et les femmes célibataires et mariés, dans chaque groupe d'âge. Enfin, les nouveaux renseignements sur les caractéristiques personnelles ont permis d'accroître le nombre de variables explicatives permettant de prédire le comportement individuel.

Pour les besoins de la présente étude, la grande différence entre la version des années 1980 et celle des années 1990 du modèle de microsimulation, c'est que la distinction est faite explicitement entre l'emploi protégé et l'emploi non protégé par le régime d'assurance-chômage. Il existe pour chaque personne une probabilité qu'elle effectuera quelques 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 leur probabilité individuelle calculée de travail indépendant dépasse la valeur moyenne de la probabilité de travail indépendant, qui s'accroît avec le temps, comme le laisse entrevoir le tableau 2. Dans la mesure où une personne a des semaines de travail indépendant, la durée de son expérience de travail indépendant lui est attribuée, de la manière indiquée ci-dessous. Quant aux semaines de travail courtes, comme leur incidence n'affiche aucune tendance à la

15 Voir S. Erksøy, L. Osberg et S. Phipps, *Panel Data and Policy Analysis*, communication présentée aux rencontres annuelles de l'Association canadienne d'économie, 1994.

hausse au fil du temps, nous estimons à la fois leur incidence et leur durée à l'aide d'un même processus (c'est-à-dire un modèle tobit).

Une fois établies les expériences d'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 à ses antécédents de travail et à la région économique dans laquelle elle vit, déterminent ses revenus provenant d'un emploi et de prestations d'assurance-chômage.



*Nous estimons la plupart de nos 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.*

## 2. Équations estimées du comportement

### **Vue d'ensemble**

Nous présentons à l'annexe A les résultats des régressions utilisées pour élaborer les équations de comportement du modèle de microsimulation. Toutes les régressions ont été estimées à l'aide du SAS et des données de l'enquête sur l'activité 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 norme 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 normes 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 de nos estimations.

En principe, on pourrait 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 vie 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 personnes célibataires et des personnes de groupes d'âges 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 de nos 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 (55 à 64 ans), qui sont particulièrement susceptibles de se retirer de la population active, surtout après une période de chômage.

Par ailleurs, en vue des ajouts prochains à ce modèle de microsimulation, nous modélisons séparément le comportement des personnes mariées et celui des per-

sonnes célibataires. Notre module démographique comprendra une probabilité de mariage (pour les personnes célibataires) et une probabilité de divorce (pour les personnes mariées). Néanmoins, la taille réduite de l'échantillon pour certains groupes démographiques (p. ex. les personnes mariées de moins de 24 ans) oblige à regrouper certaines catégories démographiques. Grâce aux probabilités de décès, de retraite et d'entrée dans la population active ou d'immigration qu'il comportera, le module démographique nous permettra de suivre les conséquences des changements dans la composition de la population active.

Comme la modélisation de microsimulations vise plutôt l'exactitude des prévisions que la vérification d'hypothèses et comme le modèle de microsimulation nécessite l'ajout d'un terme d'erreur aléatoire représentant la variation inexpliquée de la valeur attendue des résultats du comportement individuel, nous ne suivons pas forcément la stratégie d'exclusion des variables qui ne sont pas statistiquement significatives à 5 p. 100 (ou à un autre niveau de confiance similaire). Notre philosophie de modélisation est de conserver les variables de l'équation si elles ajoutent au pouvoir explicatif d'ensemble de la régression (p. ex. environ  $t > 1$ ) et s'il y a de bonnes raisons de les conserver<sup>16</sup>. Par exemple, la théorie et d'autres résultats empiriques communs indiquent que nous avons de bonnes raisons de penser que le nombre et l'âge des enfants permettent de prédire les tendances de l'activité, surtout pour les femmes jeunes et d'âge moyen. De plus, dans les fichiers à grande diffusion de l'enquête sur l'activité, Statistique Canada utilise souvent une série de variables nominales plutôt qu'une variable continue unique (p. ex. 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 des études, de la profession et de l'industrie en tant qu'*ensembles* de variables auxiliaires.

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

Les tableaux A.1 à A.11 présentent les résultats détaillés d'une série de modèles logit de la probabilité qu'une personne soit hors de la population active toute l'année. Nos régressions suivent une structure commune qui englobe les études, l'expérience d'activité et le nombre de semaines requises pour avoir droit à l'assurance-chômage dans la région. Nous supposons que le comportement des femmes célibataires âgées de 55 à 64 ans et des hommes du même âge (55 à 64 ans) 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 vie active, l'expérience du passé sur le marché du travail est un bon prédicteur (en particulier pour les cohortes plus âgées) de la probabilité que quelqu'un demeure complètement hors de la population active. Par ailleurs,

16 Cette philosophie est en grande partie fondée 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 sur la variable dépendante, quoique avec une erreur type importante. Elle est également fondée sur l'expérience pratique : 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.

L'utilisation de l'enquête sur l'activité 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'ampleur 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 vie active, au-delà de l'influence — que nous observons dans les données des années antérieures — du nombre de semaines de chômage de retrait de la vie active.

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

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

Étant donné que les gens qui font partie de la population active ont habituellement une occupation professionnelle, les régressions résumées dans les tableaux A.12 à A.22 comportent de vastes catégories d'emploi, en plus des variables des études, de la situation familiale, des antécédents de travail et de l'incapacité. La dépendance de l'état antérieur en cas de retrait de la vie 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 on note 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 l'on ne sait pas s'il y a limitation<sup>17</sup>.

L'incidence des règlements de l'assurance-chômage sur l'activité est représentée par la variable intitulée « nombre de semaines requis pour être admissible à l'assurance-chômage ». Dans les tableaux A.12 à A.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 est donc adéquat. Parmi les actifs, la plupart ont été actifs un grand nombre de semaines (à noter l'important élément constant négatif dans les semaines hors de la vie active, qui dépasse souvent 52). Étant donné la prévision du nombre de semaines hors de la vie active fondée sur 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 vie 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, on observe en moyenne un nombre inférieur de semaines d'activité.

<sup>17</sup> Le rôle de l'incapacité dans le comportement de la population active est examiné beaucoup plus en détail dans Lucie Zeman, « The Effects of Disability on the Labour Market Activities of Canadians », thèse de maîtrise, Département d'économique, Université Dalhousie, 1994.

## Probabilité de chômage

Les tableaux A.23 à A.26 présentent les déterminants de la probabilité du chômage en 1989. Les estimations sont établies séparément pour les personnes mariées et les personnes célibataires et pour les personnes de 16 à 24 ans et les personnes de 25 à 64 ans. Les hommes et les femmes sont regroupés, avec une variable auxiliaire pour le sexe, de sorte que la fréquence globale du chômage selon le sexe corresponde aux schémas observés. L'influence du chômage dans l'année précédente (semaines de chômage en 1988) est très nette. Dans tous les cas, le coefficient est positif et très significatif. Il y a forcément une certaine corrélation entre l'expérience du chômage une année et l'expérience du chômage l'année suivante, puisqu'une personne qui est au chômage pendant une période qui atteint la fin d'une année et se prolonge durant l'année suivante est comptée comme chômeur au cours des deux années. Par ailleurs, si une personne a une période de chômage plus longue en 1988, il est plus probable que toute son expérience de chômage sera observée en 1988. La dimension et la forte importance positive du *nombre de semaines* de chômage en 1988 comme prédicteur de la probabilité de chômage en 1989 est plus vraisemblablement un indicateur de la dépendance de l'état antérieur (« microhystérésis ») dans l'expérience de chômage.

On calcule le ratio de remplacement du revenu à partir de la rémunération hebdomadaire de chaque personne, conformément au règlement de l'assurance-chômage :

$$= 0,6 \text{ sous la rémunération assurable maximale ; } = (0,6) (\text{rémunération assurable maximale}) / (\text{rémunération réelle}),$$

si la rémunération réelle est supérieure à la rémunération assurable maximale). C'est un coefficient positif, c'est-à-dire qu'il est plus probable, pour les personnes pour lesquelles le ratio de remplacement du revenu est plus élevé, d'être au chômage, toutes choses étant égales par ailleurs. La relation n'est cependant pas statistiquement significative aux niveaux de confiance habituels pour le groupe des 16 à 24 ans.

Comme on pourrait s'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 professionnel de la catégorie des cols blancs.

Comme nous plaçons toutes les personnes dans la même « file d'attente » pour le chômage, nous avons pu expérimenter, à des fins de simulation, les estimations des tableaux A.23 à A.24 pour tester la sensibilité des résultats distributifs d'ensemble à la fréquence relative du chômage observée par groupe démographique.

Dans le tableau B.1, nous présentons des statistiques d'ensemble sur le pourcentage de personnes qui déclarent avoir reçu de l'assurance-chômage en 1994, avoir été travailleurs indépendants, avoir été au chômage ou avoir eu un emploi rémunéré et sur la durée moyenne du chômage selon un certain nombre d'hypothèses. La première colonne reproduit les résultats obtenus si nous acceptons simplement tous les coefficients, tels qu'estimés au départ, dans toutes les équations de comportement. Nous devons réduire la durée estimée du chômage pour reproduire les données rétrospectives. Cela est effectué dans les cases 2 à 5 du

*Il y a forcément une certaine corrélation entre l'expérience du chômage une année et l'expérience du chômage l'année suivante, puisqu'une personne qui est au chômage pendant une période qui atteint la fin d'une année et se prolonge durant l'année suivante est comptée comme chômeur au cours des deux années.*

tableau B.2. Dans ces cases, le terme constant des équations de la durée du chômage est multiplié par 0,6 pour les hommes et pour les femmes. Ces cases reposent cependant sur différentes hypothèses concernant la probabilité relative du chômage chez les hommes et chez les femmes ainsi que chez les jeunes Canadiens et les Canadiens plus âgés.

Si nous désirons connaître les conséquences de l'augmentation de la probabilité relative du chômage pour les Canadiens plus âgés, nous pouvons multiplier l'ordonnée à l'origine dans l'équation de la probabilité du chômage pour les Canadiens plus âgés par un nombre quelconque supérieur à 1; si nous voulons connaître les conséquences de l'hypothèse selon laquelle la probabilité du chômage chez les femmes devrait être augmentée, nous pouvons multiplier la valeur de la variable auxiliaire pour le sexe par un nombre quelconque supérieur à 1. Les cases 2 à 5 du tableau B.2 montrent l'incidence, sur certaines statistiques d'ensemble du comportement d'activité, de ces différentes hypothèses de fonctionnement à propos de la probabilité relative du chômage en fonction du sexe et de l'âge.

Le tableau B.4 reproduit les résultats distributifs (p. ex. la part par décile de revenu de l'augmentation des prestations d'assurance-chômage engendrée par l'extension de la couverture de l'assurance-chômage) que nous obtenons en modifiant la probabilité relative du chômage liée à l'âge et au sexe. Par exemple, dans la colonne 2, la constante des coefficients de régression des tableaux A.24 et A.26 est multipliée par 1,5 et la variable auxiliaire pour les femmes est multipliée par 4. Pour les jeunes, nous multiplions la variable auxiliaire des femmes par 2. Même s'il est manifeste que ces expériences influent sur l'incidence démographique de l'extension de l'assurance-chômage, le tableau B.4 révèle que les résultats distributifs pour le revenu sont assez robustes.

Dans les tableaux B.4 et B.6, nous étudions l'« essentiel », du point de vue de la présente étude, à savoir si oui ou non de telles modifications de la probabilité relative supposée du chômage en fonction du sexe et de l'âge influent de manière significative 1) sur la part des déciles dans l'évolution de la valeur totale des prestations d'assurance-chômage engendrée par l'extension de la couverture au travail indépendant et aux semaines de travail courtes et 2) sur le pourcentage de personnes qui ont reçu des prestations d'assurance-chômage dans le scénario de référence au sein de chaque décile de revenu.

Comme l'expérience que nous effectuons modifie la probabilité relative du chômage entre les hommes et les femmes, on pourrait s'attendre à ce qu'elle modifie aussi (pour des équations à durée d'emploi constante) la répartition de la population bénéficiaire de l'assurance-chômage entre les hommes et les femmes dans le scénario de référence (voir le tableau B.6). Toutefois, notre confiance en nos résultats d'ensemble est renforcée par l'observation selon laquelle les parts des déciles dans l'augmentation des prestations d'assurance-chômage évoluent un peu, mais pas énormément, lorsque nous simulons différentes probabilités relatives de chômage en fonction du sexe et de l'âge (voir le tableau B.4). La distribution de la population bénéficiaire de l'assurance-chômage dans les déciles de revenu change encore moins (voir le tableau B.6).

En principe, si nous faisons bien notre travail de modélisation de microsimulation, nous devrions pouvoir suivre la population de 1990 jusqu'en 1994 à l'aide

de nos équations estimées de comportement et reproduire « avec exactitude » les résultats observés sur le marché du travail pour 1994. Néanmoins, une des difficultés de la validation d'un modèle de microsimulation est qu'il faut sélectionner un sous-ensemble de résultats sur le marché du travail (p. ex. demande de prestations d'assurance-chômage, chômage, nombre de semaines de chômage) et certaines statistiques sommaires qui caractérisent le résultat sur le marché du travail (fréquence en pourcentage, moyenne, variance, coefficient d'asymétrie, parts des déciles dans l'aplatissement) avec lesquels on peut vérifier la « similitude » des distributions de résultats rétrospectifs simulés et réels.

Comme nous savons qu'il reste d'importants aspects du comportement d'activité à faire entrer dans le modèle de microsimulation (p. ex. les changements démographiques), nous ne pouvons espérer que notre modèle produise exactement les résultats observés sur le marché du travail. Il est possible que nous ayons à étalonner le modèle de manière qu'il donne ces résultats observés. Nous n'aimons pas cette approche. Nous préférons utiliser, dans la mesure du possible sans les modifier, les équations de comportement directement estimées que nous avons exposées dans cette section.

Nous concluons, d'après les tableaux B.2, B.4 et B.6, que nos résultats résistent assez bien à d'autres étalonnages de l'équation de la probabilité du chômage non modifiée. Comme nous préférons utiliser sans modification les équations de comportement, les résultats présentés dans la section 3 sont fondés sur l'utilisation d'une équation de la probabilité du chômage non modifiée (ce qui équivaut à multiplier par 1 les coefficients de la variable auxiliaire du sexe et les ordonnées à l'origine de la probabilité du chômage pour les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés).

### **Durée du chômage**

Les tableaux A.27 à A.34 présentent les résultats de notre 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 le nombre de semaines de chômage en 1988.

Dans chaque régression, il y a corrélation négative entre le ratio de remplacement du revenu et la durée du chômage, toutes choses étant égales par ailleurs. 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 revenu dans l'équation de la durée d'emploi. Le résultat résiste à de nombreuses autres spécifications et se retrouve aussi dans l'enquête sur l'activité 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 revenu 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 » et presque toujours statistiquement significatif aux niveaux de confiance habituels (sauf pour les hommes mariés, âgés de 25 à 64 ans).

*Comme on pouvait s'y attendre, l'expérience antérieure de travail indépendant accroît considérablement la probabilité de travail indépendant. Cette probabilité semble augmenter avec le niveau d'instruction, sauf pour les femmes mariées.*

Les premières exécutions du modèle de microsimulation ont produit des durées de chômage extrêmement longues et une incidence correspondante extrêmement faible du chômage et de l'utilisation de l'assurance-chômage (voir la case 1 du tableau B.2). Après des essais et des erreurs, nous avons réduit le terme constant de l'équation de la durée du chômage chez les femmes par un facteur de 0,6 et le terme constant de l'équation du chômage chez les hommes, par un facteur de 0,7, de manière à reproduire les observations de l'enquête sur l'activité de 1990 sur l'incidence et la durée moyenne du chômage. Les tableaux B.1, B.3 et B.5 montrent la sensibilité de nos résultats à différents étalonnages des équations de la durée du chômage.

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

Les tableaux A.35 à A.38 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 revenu entre avec un coefficient négatif — autrement dit, les personnes pour lesquelles les prestations d'assurance-chômage remplacent une fraction élevée de la rémunération d'emploi sont moins susceptibles de vouloir une semaine de travail de plus — résultat 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 sont plus susceptibles d'être limitées par la contrainte du chômage dans le nombre de semaines où elles peuvent travailler — autrement dit, elles veulent plus de semaines de travail au taux de rémunération hebdomadaire en cours — résultat 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 A.39 à A.42 présentent, pour les femmes et les hommes mariés et célibataires, les résultats de notre modèle logit des déterminants de la probabilité de faire un travail indépendant appliqué sur l'ensemble de la population ayant eu des semaines d'emploi en 1989. Comme on pouvait s'y attendre, l'expérience antérieure de travail indépendant accroît considérablement la probabilité de travail indépendant. Cette probabilité semble augmenter avec le niveau d'instruction, sauf pour les femmes mariées. Elle est en corrélation négative par rapport au taux de chômage provincial, mais, si l'on garde 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 A.43 à A.46 présentent les résultats de notre modèle des moindres carrés ordinaires (MCO) de la durée de l'expérience de travail indépendant, pour les personnes qui avaient déjà des semaines de travail indépendant. Bien qu'un modèle tobit constituerait, au plan conceptuel, une meilleure méthode que les MCO (en raison de la réduction à 52 du nombre maximal de semaines de travail indépendant), nous utilisons les MCO parce qu'ils ont donné un meilleur ajustement de la répartition des semaines de travail indépendant. Le modèle des MCO et le modèle tobit ont prédit l'expérience moyenne de travail indépendant à l'intérieur des groupes démographiques avec à peu près la même précision et ont l'un et l'autre sous-estimé la variance de l'expérience de travail indépendant, mais le modèle des MCO sous-estimait moins la vraie variance. L'extrémité supérieure de l'expérience de travail indépendant est nécessairement tronquée à 52, mais comme nos résultats produits avec le modèle des MCO semblaient mieux modéliser les courtes expériences de travail indépendant, nous avons utilisé ce modèle malgré les imperfections économétriques qu'on lui connaît pour les données tronquées.

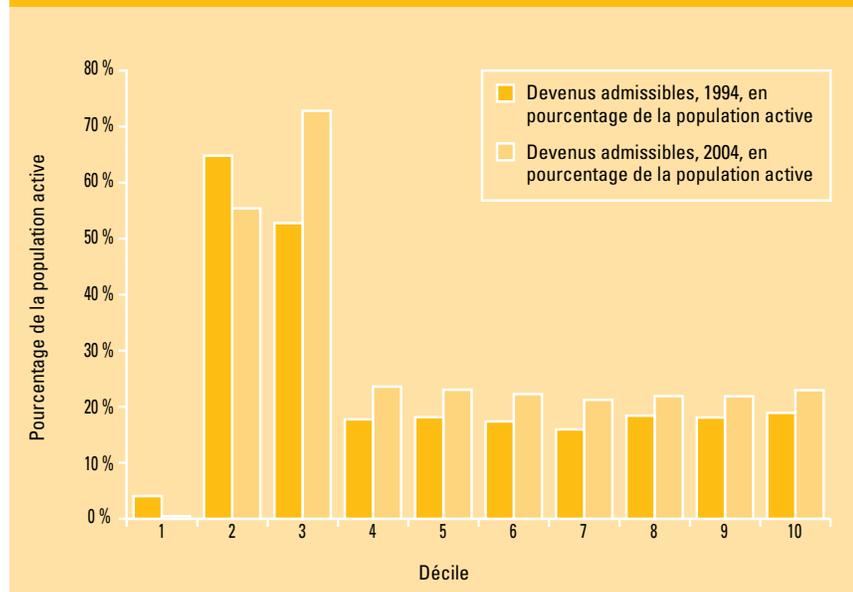


*... une des conséquences de l'extension du régime aux semaines de travail courtes et au travail indépendant serait un accroissement considérable de la sécurité du revenu dans les déciles les plus pauvres.*

### 3. Résultats

L'extension du régime d'assurance-chômage serait très avantageuse pour certains Canadiens qui connaissent une relative pauvreté. Les tableaux 3 et 4 résument les résultats obtenus grâce à l'extension du régime, que les figures 2 à 14 présentent plus en détail. L'annexe C résume les résultats obtenus avec des taux de chômage plus bas. La figure 2 indique, pour chaque décile de revenu, le pourcentage de la population active qui deviendrait admissible à l'assurance-chômage dans l'hypothèse de l'extension de l'assurance-chômage au travail indépendant et aux semaines de travail courtes en 1994 et en l'an 2004. Comme on peut le voir, beaucoup de personnes situées au bas de l'échelle de la distribution selon le revenu deviendraient admissibles par suite de l'extension du régime au travail indépendant et aux semaines de travail courtes. Le décile le plus pauvre est pauvre parce que très peu de personnes y sont actives, de sorte que l'extension du régime ne toucherait que 4 p. 100 de son effectif. Par contre, 66 p. 100 des personnes du deuxième décile et 51 p. 100 de celles du troisième deviendraient admissibles. Il est clair qu'une des conséquences de l'extension du régime aux semaines de travail courtes et au travail indépendant serait un accroissement considérable de la sécurité du revenu dans les déciles les plus pauvres.

**Figure 2**  
Devenus admissibles, en pourcentage de la population active



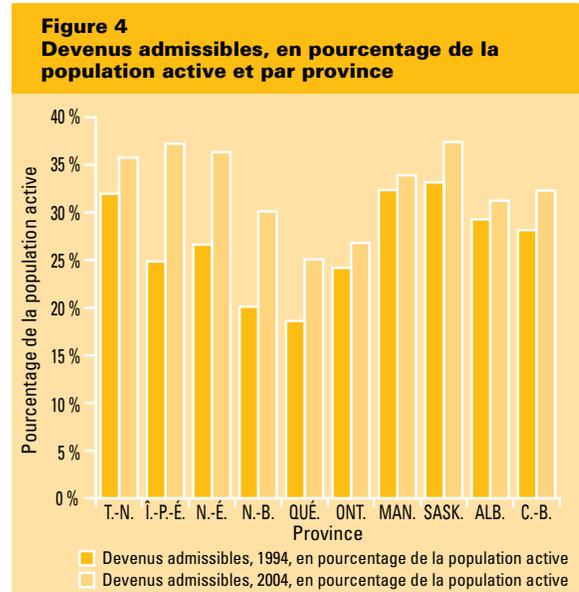
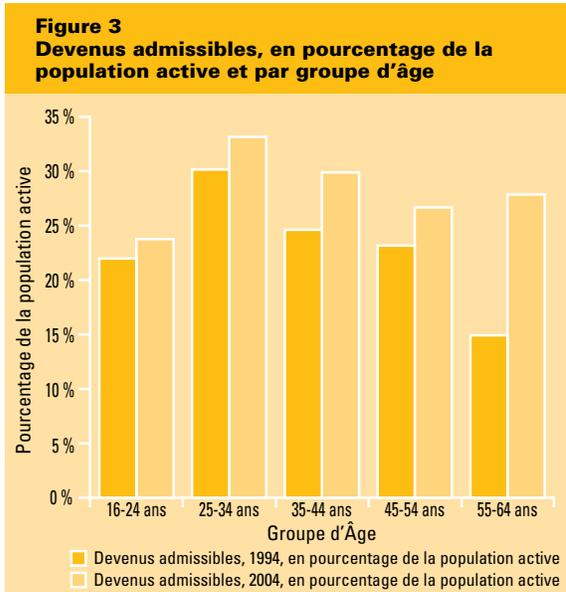
La figure 3 montre, par groupe d'âge, le pourcentage de la population active rendue admissible. Comme on pouvait s'y attendre, la cohorte des 16 à 24 ans et celle des 25 à 34 ans ont proportionnellement plus de personnes qui deviennent admissibles que les autres cohortes, mais la différence est très loin d'être aussi marquée que les différences observées à la figure 2. Même si l'Ontario est la province où le gain net de l'extension du régime est le plus grand (voir les figures 7A et 7B), c'est à Terre-Neuve et dans les provinces de l'Ouest (en particulier en

**Tableau 3**
**Effets de l'extension du régime d'assurance-chômage à l'emploi non standard : 1994 - 33 %**

	(a) Gagnants en % de la population active	(b) Gagnants en % de ceux qui ont touché des prestations dans le scénario de référence	(c) $\Delta$ a.-c. > 0 en % du total avec $\Delta$ a.-c. > 0	(d) Accroissement moyen de l'a.-c.	(e) Nombre de personnes ayant des semaines devenues admissibles	(f) Différence entre le montant des prestations touchées dans le scénario de référence et le montant des prestations touchées avec les semaines devenues admissibles	(g) Différence entre le montant des cotisations versées dans le scénario de référence et le montant des cotisations versées en vertu des semaines devenues admissibles	(h) Gain/perte net de prestations d'a.-c. pour les personnes ayant des semaines devenues admissibles
1	1,80	49,97	1,27	141	55 068	3 430 080	960 453	2 469 627
2	29,11	1 171,75	20,57	598	877 962	233 045 472	73 890 678	159 154 794
3	16,27	99,17	11,51	675	715 743	117 727 149	124 162 227	(6 435 078)
4	17,60	72,63	12,44	974	240 657	163 315 590	67 581 726	95 733 864
5	16,45	84,95	11,65	1 576	246 405	238 594 473	91 806 543	146 787 930
6	15,77	82,78	11,14	1 940	235 389	293 353 458	117 853 494	175 499 964
7	16,42	92,99	11,62	1 736	216 639	292 802 628	137 278 107	155 524 521
8	12,73	117,99	8,99	1 975	249 318	265 904 793	185 811 294	80 093 499
9	10,75	147,94	7,61	2 269	245 562	275 496 867	231 349 983	44 146 884
10	4,54	277,08	3,21	2 235	256 419	129 542 649	253 454 802	(123 912 153)
<i>Total</i>	14,14	115,45	100,00		3 339 162	2 013 213 159	1 284 149 307	729 063 852
Hommes	15,54	96,67	61,79	1 784	1 560 009	1 651 963 455	922 210 293	729 753 162
Femmes	12,35	168,36	38,21	640	1 779 150	361 249 701	361 939 011	(689 310)
<i>Total</i>	14,14	115,45	100,00		3 339 159	2 013 213 156	1 284 149 304	729 063 852
16 à 24 ans	15,95	71,05	27,26	762	720 072	255 888 891	101 663 496	154 225 395
25 à 34 ans	19,79	172,08	40,66	1 387	1 188 531	850 222 023	553 170 012	297 052 011
35 à 44 ans	10,81	154,11	17,46	1 947	762 696	549 713 010	403 819 866	145 893 144
45 à 54 ans	7,22	142,91	8,37	1 384	515 184	169 126 458	170 949 942	(1 823 484)
55 à 64 ans	11,72	84,15	6,25	1 913	152 679	188 262 777	54 545 988	133 716 789
<i>Total</i>	14,14	115,45	100,00		3 339 162	2 013 213 159	1 284 149 304	729 063 855
T.-N.	22,33	150,31	4,07	1 316	111 852	91 472 544	31 225 173	60 247 371
I.-P.-É.	14,93	125,21	0,58	1 720	18 576	17 863 029	6 565 482	11 297 547
N.-É.	14,33	124,98	4,21	1 356	149 841	97 163 580	53 004 537	44 159 043
N.-B.	13,64	74,37	3,08	1 242	87 210	63 817 233	29 217 108	34 600 125
Qué	11,13	82,45	19,06	1 329	611 202	303 205 632	184 180 455	119 025 177
Ont.	13,10	111,32	33,83	1 304	1 198 473	630 995 169	495 718 347	135 276 822
Man.	20,92	209,46	6,07	1 372	179 937	143 629 695	67 479 864	76 149 831
Sask.	20,40	198,48	5,22	1 458	162 765	135 329 685	62 818 620	72 511 065
Alb.	15,93	153,47	10,98	1 393	386 934	247 659 096	162 800 385	84 858 711
C.-B.	16,11	132,46	12,90	1 406	432 372	282 077 493	191 139 333	90 938 160
<i>Total</i>	14,14	115,45	100,00		3 339 162	2 013 213 156	1 284 149 304	729 063 852

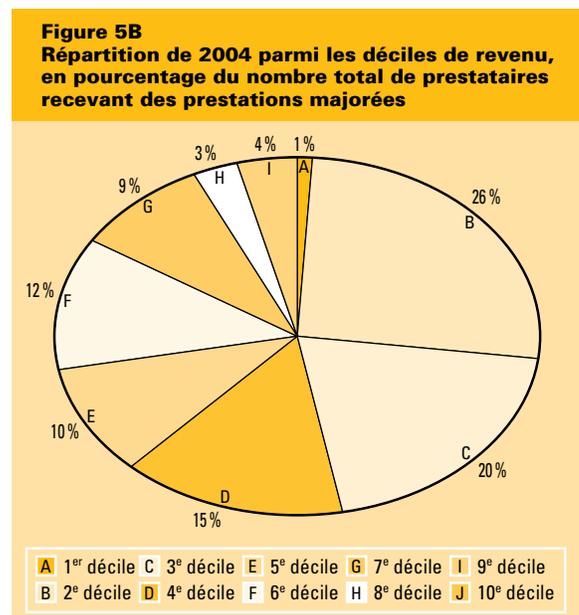
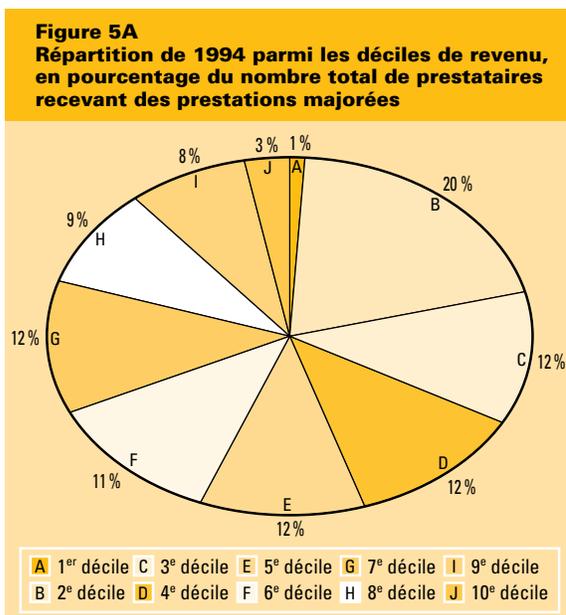
**Tableau 4****Effets de l'extension du régime d'assurance-chômage à l'emploi non standard : 2004 - 33 %**

	(a) Gagnants en % de la population active	(b) Gagnants en % de ceux qui ont touché des prestations dans le scénario de référence	(c) $\Delta$ a.-c. > 0 en % du total avec $\Delta$ a.-c. > 0	(d) Accroissement moyen de l'a.-c.	(e) Nombre de personnes ayant des semaines devenues admissibles	(f) Différence entre le montant des prestations touchées dans le scénario de référence et le montant des prestations touchées avec les semaines devenues admissibles	(g) Différence entre le montant des cotisations versées dans le scénario de référence et le montant des cotisations versées en vertu des semaines devenues admissibles	(h) Gain/perte net de prestations d'a.-c. pour les personnes ayant des semaines devenues admissibles
1	0,13	2,62	0,12	143	6 393	248 520	49 353	199 167
2	28,84	1 956,84	26,10	542	751 377	209 978 010	53 668 668	156 309 342
3	22,23	342,77	20,09	829	986 145	202 614 489	149 428 662	53 185 827
4	16,71	94,09	15,14	1 306	320 346	177 754 509	76 836 876	100 917 633
5	10,80	94,62	9,76	1 874	311 838	147 161 475	104 176 308	42 985 167
6	12,73	104,36	11,54	2 978	302 520	295 353 276	138 838 533	156 514 743
7	10,50	142,99	9,49	3 187	287 937	261 123 072	176 627 181	84 495 891
8	3,84	104,02	3,48	3 998	296 952	155 881 698	223 925 103	(68 043 405)
9	4,14	170,52	3,74	3 198	295 806	109 488 669	285 239 151	(175 750 482)
10	0,60	75,98	0,54	3 581	311 988	22 559 367	313 288 695	(290 729 328)
<i>Total</i>	11,05	161,35	100,00	21 636	3 871 302	1 582 163 085	1 522 078 530	60 084 555
Hommes	10,08	120,10	49,66	2 400	1 899 231	1 187 975 853	1 133 392 449	54 583 404
Femmes	12,21	244,03	50,34	836	1 972 071	394 187 229	388 686 081	5 501 148
<i>Total</i>	11,05	161,35	100,00		3 871 302	1 582 163 082	1 522 078 530	60 084 552
16 à 24 ans	21,23	143,07	46,65	984	782 397	419 953 407	123 743 322	296 210 085
25 à 34 ans	9,57	168,60	22,96	2 157	1 190 838	476 915 118	582 394 971	(105 479 853)
35 à 44 ans	5,74	232,45	12,06	2 615	941 190	326 249 076	489 767 841	(163 518 765)
45 à 54 ans	4,57	169,78	6,55	2 016	571 653	97 775 670	195 605 631	(97 829 961)
55 à 64 ans	12,77	175,65	11,79	1 794	385 224	261 269 811	130 566 765	130 703 046
<i>Total</i>	11,05	161,35	100,00		3 871 302	1 582 163 082	1 522 078 530	60 084 552
T.-N.	12,10	186,23	2,83	1 756	125 166	58 150 899	41 650 686	16 500 213
I.-P.-É.	10,45	175,69	0,52	2 242	27 819	15 043 233	9 533 439	5 509 794
N.-É.	12,97	214,42	4,87	1 590	204 471	88 254 486	69 605 742	18 648 744
N.-B.	12,92	144,56	3,74	1 898	130 971	77 731 341	42 892 593	34 838 748
Qué.	13,03	179,45	37,81	1 638	1 091 211	510 331 149	296 803 506	213 527 643
Ont.	8,98	138,03	26,45	1 819	1 183 776	402 515 988	549 461 016	(146 945 028)
Man.	11,33	209,49	3,64	1 781	163 236	80 132 181	71 039 316	9 092 865
Sask.	14,00	215,96	3,89	1 927	155 760	84 811 374	69 444 042	
Alb.	10,44	161,06	7,89	1 509	353 325	137 257 815	163 017 300	(25 759 485)
C.-B.	9,30	126,08	8,37	1 473	435 567	127 934 619	208 630 884	(80 696 265)
<i>Total</i>	11,05	161,35	100,00		3 871 302	1 582 163 085	1 522 078 524	60 084 561



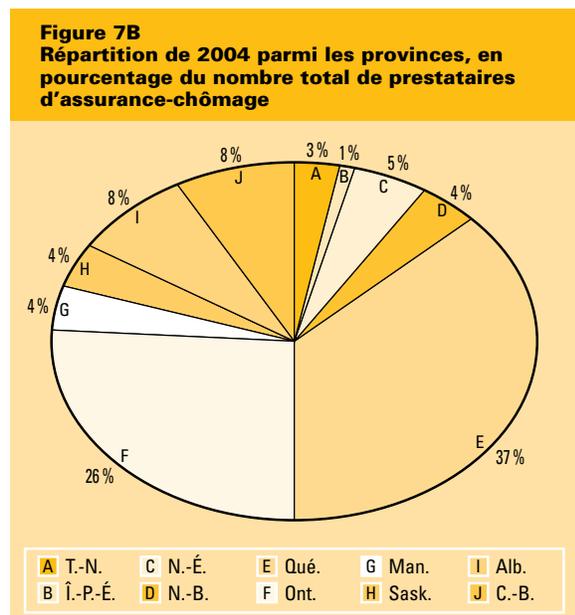
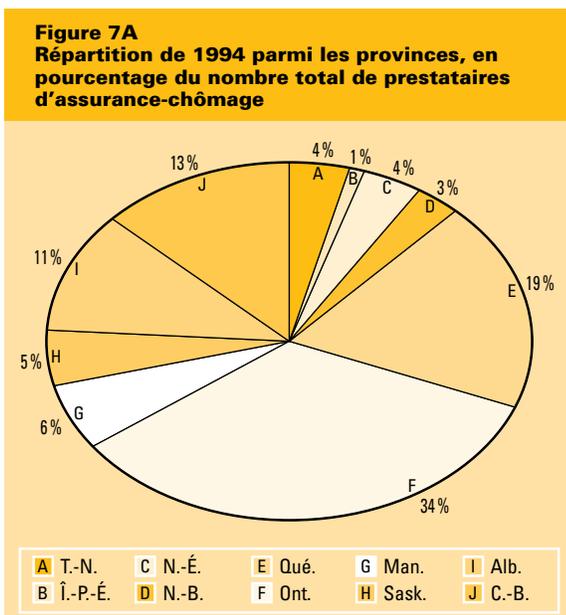
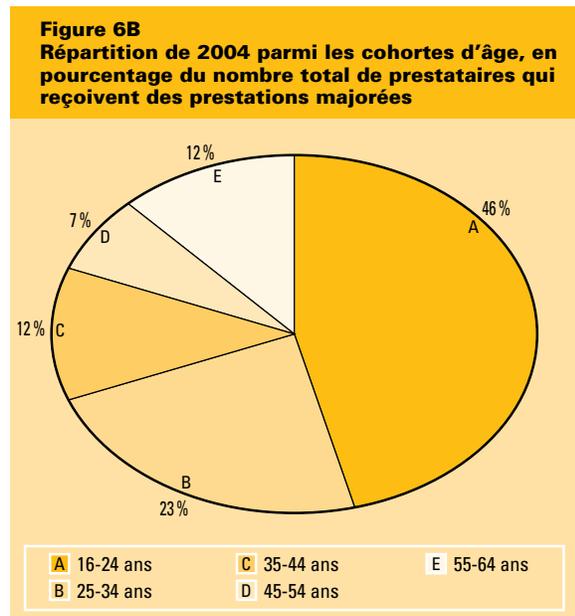
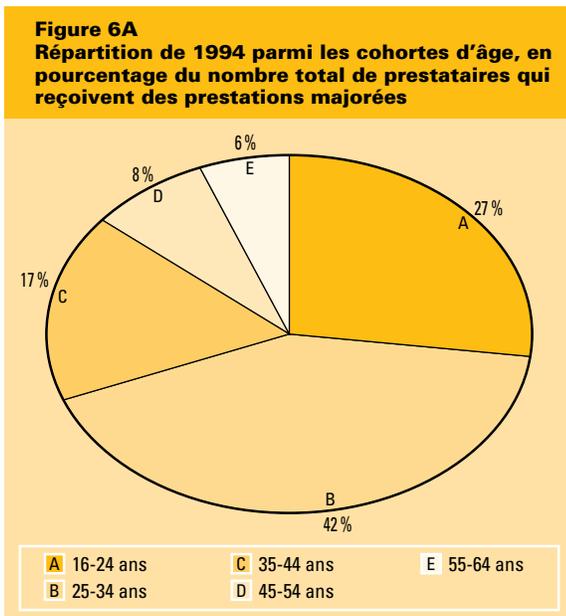
Saskatchewan et au Manitoba) que le *pourcentage* de la population active rendue admissible est le plus élevé (voir la figure 4).

Du point de vue du Régime d'assurance-chômage, le nombre de personnes qui *touchent* des prestations d'assurance-chômage doit être distingué du nombre de personnes qui deviennent *admissibles*. Les figures 5A et 5B montrent le nombre de personnes qui, dans chaque décile, demandent plus de prestations d'assurance-chômage (soit parce qu'elles remplissent les conditions requises pour être assurées et touchent des prestations, soit parce qu'elles ont droit à plus de semaines de prestations d'assurance-chômage et qu'elles en demandent plus).

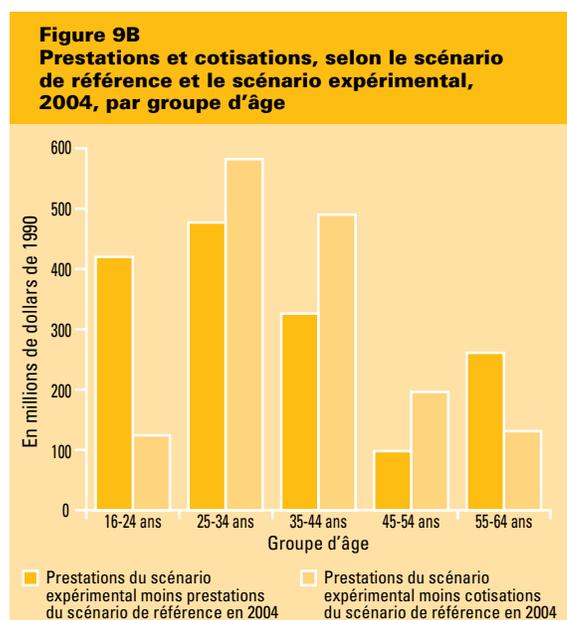
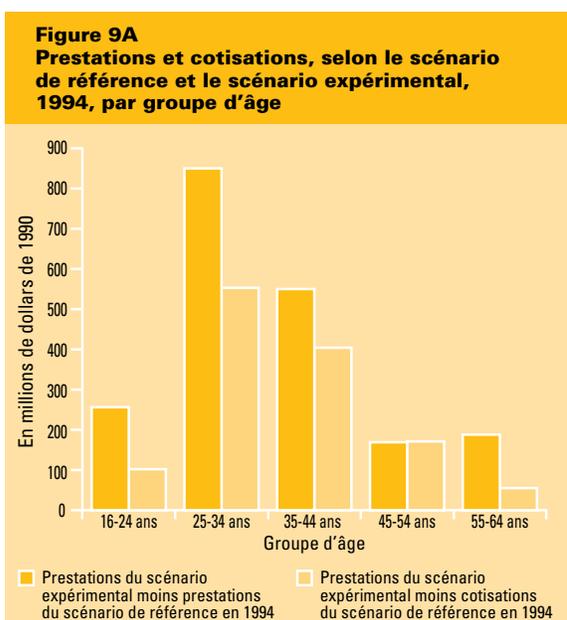
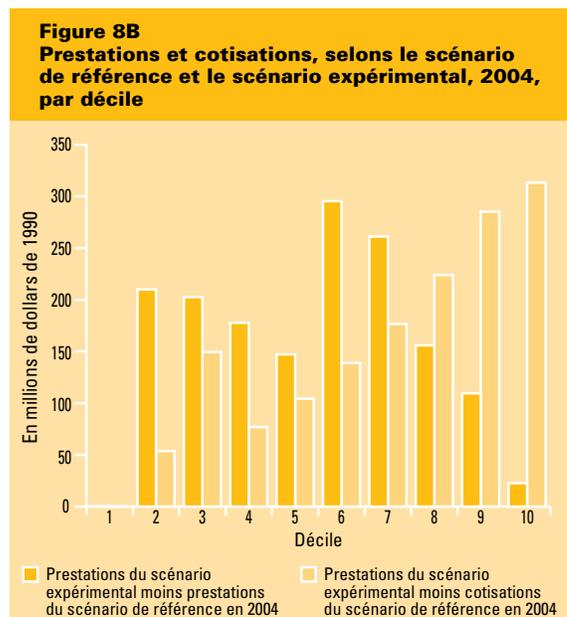
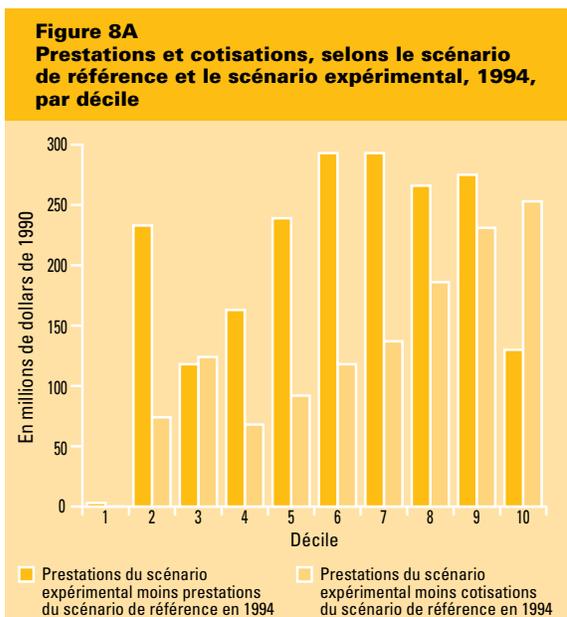


En pourcentage du nombre total de personnes qui touchent des prestations accrues, près de la moitié (46 p. 100) de celles qui touchent des prestations accrues en l'an 2004 se trouvent dans les deuxième et troisième déciles.

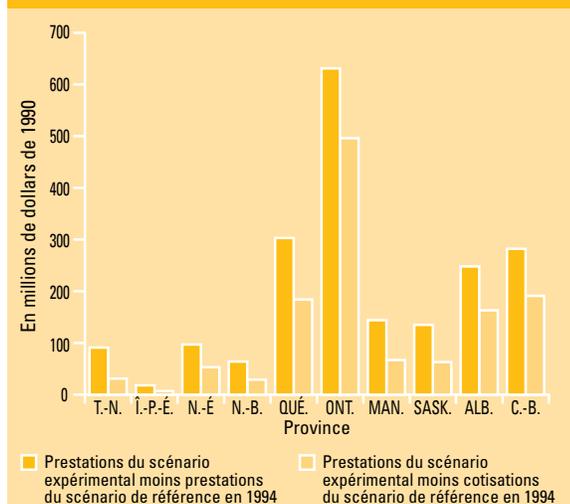
Les figures 6A et 6B reproduisent le même genre de données que les figures précédentes, mais cette fois ventilées par cohorte d'âge, tandis que les figures 7A et 7B montrent la répartition par province. Les avantages relativement importants que la province de l'Ontario retire de l'extension de l'assurance-chômage ressortent clairement dans la figure 7 — mais, proportionnellement parlant, les avantages pour la Colombie-Britannique sont aussi à remarquer.



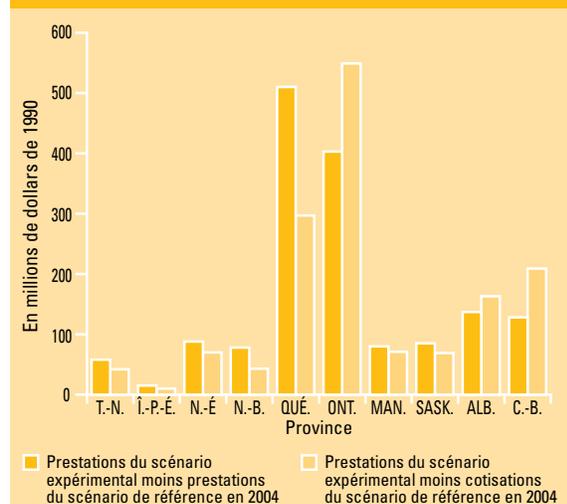
Les figures 8, 9 et 10 analysent l'extension du régime du point de vue de la variation du chiffre total des prestations et des cotisations. L'extension a des effets sur les deux aspects du régime, c'est-à-dire sur les recettes et sur les dépenses, mais les prestations versées augmentent sensiblement plus que les cotisations. Les figures 8A et 8B comparent l'accroissement des prestations versées avec l'accroissement des cotisations versées par décile de revenu. De toute évidence, il y a un gain net dans tous les déciles (sauf le 10<sup>e</sup>) de la répartition du revenu, mais c'est dans le deuxième que la valeur monétaire des gains obtenus est la plus grande.



**Figure 10A**  
Prestations et cotisations, selon le scénario de référence et le scénario expérimental, 1994, par province



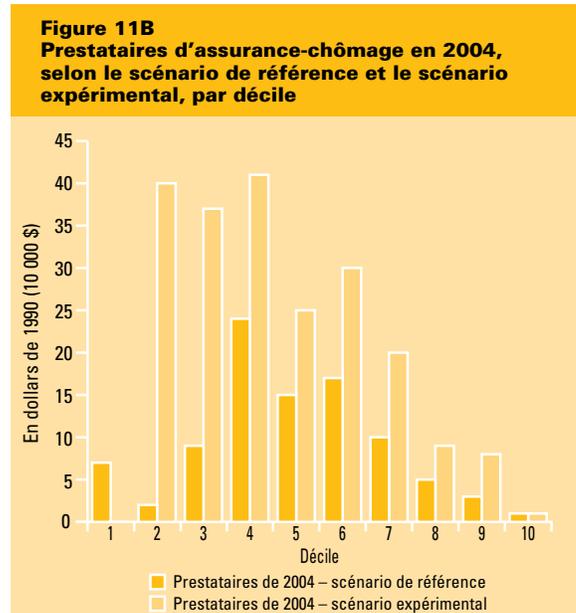
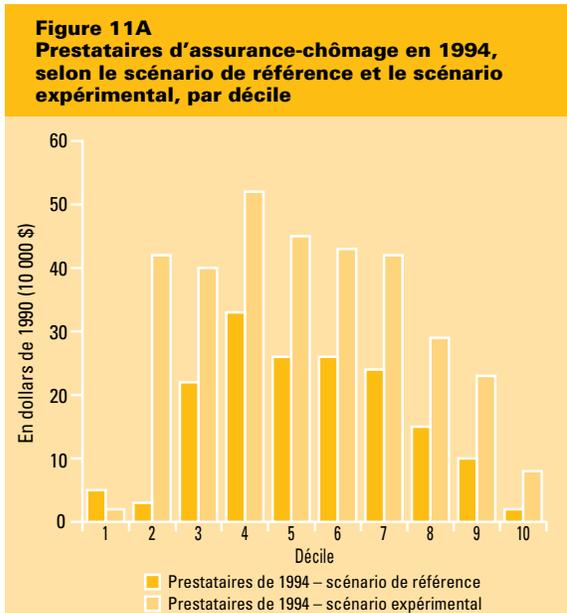
**Figure 10B**  
Prestations et cotisations, selon le scénario de référence et le scénario expérimental, 2004, par province



La figure 9 permet de comparer la variation des prestations et la variation des cotisations par cohorte d'âge — les prestations d'assurance-chômage augmentent manifestement le plus dans le groupe d'âge des 25 à 34 ans et dans celui des 35 à 44 ans, mais c'est aussi dans ces deux groupes que les cotisations d'assurance-chômage augmentent le plus.

De même, comme le montre la figure 10, l'Ontario et le Québec paient plus de cotisations dans l'hypothèse de l'extension, mais touchent aussi sensiblement plus de prestations.

Dans la figure 11, nous examinons le nombre de prestataires d'assurance-chômage en comparant le nombre de personnes qui remplissent les conditions requises pour demander des prestations et qui le font, dans le scénario de référence, où s'applique le Règlement sur l'assurance-chômage de 1994, avec leur nombre dans le scénario expérimental, où il y a extension du régime au travail indépendant et aux semaines de travail courtes. L'avantage d'une représentation graphique est qu'elle donne une idée à la fois de l'importance relative de la population qui, dans chaque décile de revenu, demandait déjà des prestations et de l'importance de l'accroissement de cette population résultant de l'extension du régime. Du quatrième au neuvième décile, on observe une certaine augmentation du montant des prestations, mais à partir d'une base initiale relativement élevée. Dans le troisième décile de revenu, les prestataires restent moins nombreux que dans le quatrième, mais l'accroissement du montant des prestations touchées est beaucoup plus grand, proportionnellement parlant. Le premier décile de revenu est le plus pauvre, précisément parce qu'il se compose de personnes qui ne gagnent rien ou presque. Comme leurs revenus sont très faibles, les personnes de ce décile n'ont droit à l'assurance-chômage ni avant ni après l'extension du régime. Mais le deuxième décile bénéficie beaucoup de l'extension — même si la proportion totale représentée par les prestataires de ce décile



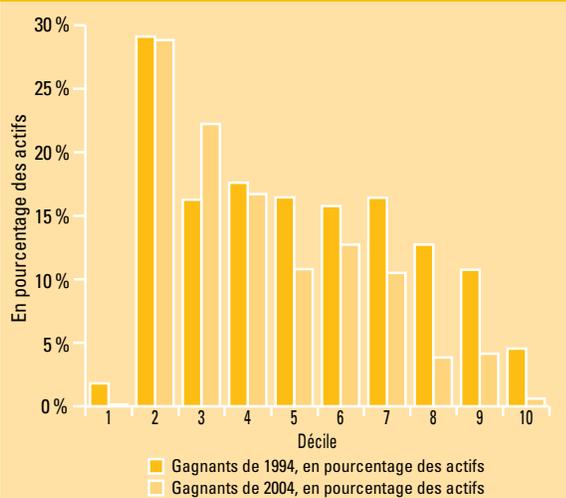
reste inférieure à la proportion de personnes qui demandent des prestations dans les quatre déciles du milieu de la répartition selon le revenu.

Dans la figure 12, nous appelons « gagnants » les personnes qui reçoivent des prestations accrues (parce qu'elles deviennent admissibles aux prestations ou parce qu'elles peuvent demander des prestations sur une plus longue période) par suite de l'extension du régime. En 1994 comme en 2004 (selon le modèle de simulation, dans ce dernier cas), il est clair que ces gagnants représentent un très fort pourcentage de la population du deuxième décile de la distribution du revenu. Comme nos autres tableaux l'indiquent aussi, le décile le plus pauvre profite peu de l'extension du régime, tandis qu'à partir du décile suivant le pourcentage d'actifs gagnants diminue régulièrement à mesure qu'on monte dans la répartition du revenu.

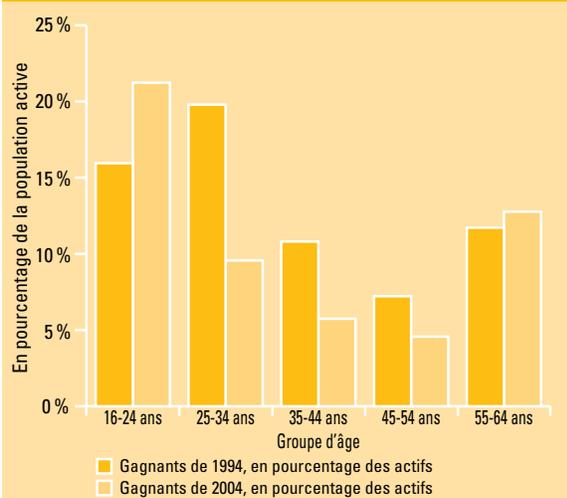
La figure 13 montre les gagnants de l'extension du régime en pourcentage de la population active et par cohorte d'âge. Le profil des gagnants obtenu pour 1994 diffère assez de celui que nous avons obtenu pour 2004 dans notre simulation, mais il faut savoir que cette version du modèle de microsimulation de 1990 ne comporte encore de modélisation ni d'entrée des jeunes travailleurs dans la population active, ni de passage à la retraite et de retrait de la vie active des personnes âgées de 65 ans et plus. Aussi le lecteur devrait-il accorder plus d'importance aux résultats de 1994, lesquels indiquent que les gagnants représentent un pourcentage relativement élevé des jeunes cohortes (16 à 24 ans et 25 à 34 ans).

Dans la figure 14, nous examinons les gagnants en pourcentage de la population active, mais par province. On note que même si certaines provinces ont, en 1994, des pourcentages de gagnants supérieurs à la moyenne, l'écart entre la plus petite et la plus grande des valeurs calculées est relativement faible en 1994 et diminue à mesure que le modèle de simulation nous emmène vers 2004. Par rapport aux différences observées entre les cohortes d'âge et les classes de revenu, les différences entre les provinces sont relativement faibles.

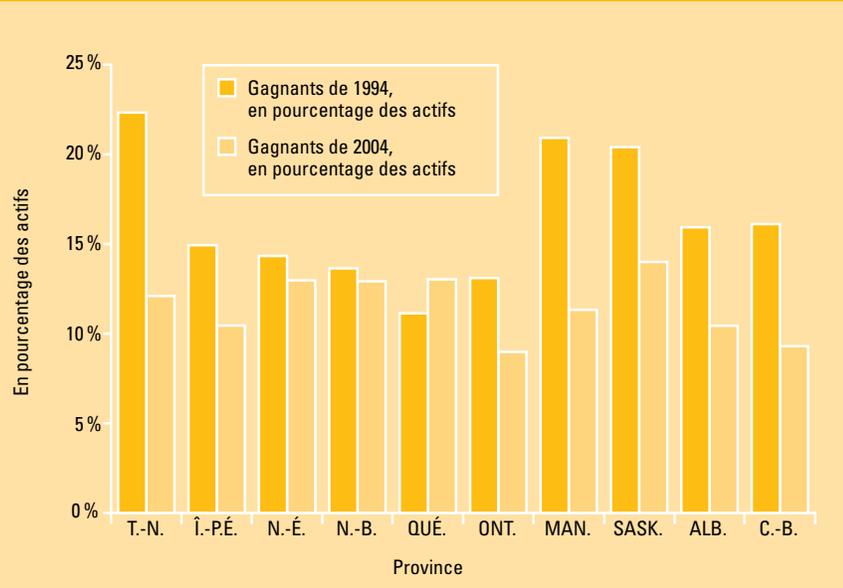
**Figure 12**  
Gagnants en 1994 et en 2004, en pourcentage des actifs



**Figure 13**  
Gagnants en 1994 et en 2004, en pourcentage des actifs, par groupe d'âge



**Figure 14**  
Gagnants en 1994 et en 2004, en pourcentage des actifs, par province





## 4. Conclusion

Le tableau 5 présente certaines statistiques sommaires sur le degré d'inégalité avant et après l'extension du Régime d'assurance-chômage au travail indépendant et aux semaines de travail courtes. Il est clair que peu importe que l'on considère la valeur actuelle du flux total des revenus des personnes ou leurs revenus de certaines années, par exemple 1994 ou 2004, l'extension du régime réduirait l'inégalité. Comme l'effet de l'extension du régime est particulièrement important pour le deuxième décile de la population, une mesure comme la part du revenu total représentée par les deux déciles inférieurs est particulièrement sensible au changement de politique que représenterait l'extension. Dans les autres déciles de la distribution, l'effet est beaucoup moins marqué, de sorte que les mesures globales comme le coefficient de Gini ou le coefficient de variation ne semblent pas varier aussi fortement que la part du revenu total représentée par les deux déciles inférieurs. Néanmoins, ce sont là des changements dans des mesures sommaires de l'inégalité qui sont suffisamment importants pour être socialement significatifs<sup>18</sup>.

*L'extension du régime au travail indépendant et aux semaines de travail courtes améliorerait sensiblement la situation financière des actifs des déciles les plus pauvres et réduirait sensiblement l'inégalité observée dans la répartition du revenu.*

**Tableau 5**  
**Statistiques sur l'inégalité**  
**Hommes et femmes**  
**Emploi non standard/Emploi indépendant**  
**Valeur actuelle des revenus avant impôt**  
**Échantillon 33 %**

Politique en vigueur	Moyenne	Coefficient de variation	Coefficient de Gini	Pourcentage représenté par le décile supérieur	Pourcentage représenté par les deux déciles supérieurs	Pourcentage représenté par les deux déciles inférieurs
Politique de 1994 - Valeur actuelle	130 873	1,055	0,543	0,328	0,531	0,003
Inclut l'emploi indépendant et l'emploi non standard - Valeur actuelle	132 928	1,040	0,538	0,322	0,522	0,013
Politique de 1994 - 1994	15 792	1,066	0,554	0,326	0,531	0,000
Inclut l'emploi indépendant et l'emploi non standard - Valeur actuelle	15 916	1,051	0,548	0,321	0,523	0,009
Politique de 1994 - 2004	15 139	1,100	0,567	0,337	0,545	0,000
Inclut l'emploi indépendant et l'emploi non standard - Valeur actuelle	15 503	1,079	0,559	0,325	0,528	0,016

<sup>18</sup> Comme l'a observé Fritzell (1992), l'écart entre le Canada et l'Allemagne pour l'indice de Gini du revenu disponible rajusté était d'à peu près 0,04 en 1981 et 1987, tandis qu'entre le Canada et la Suède il était de 0,1 en 1981 et de 0,08 en 1987.

Pour résumer, nous tirons les conclusions suivantes.

- 1) L'extension du régime au travail indépendant et aux semaines de travail courtes améliorerait sensiblement la situation financière des actifs des déciles les plus pauvres et réduirait sensiblement l'inégalité observée dans la répartition du revenu. Les avantages financiers de l'extension seraient concentrés dans le deuxième décile de la distribution du revenu.
- 2) Ce sont les femmes qui auraient l'essentiel des avantages de l'extension du régime. Cela n'a rien d'inattendu puisque les femmes sont proportionnellement plus nombreuses à être employées à temps partiel ou à avoir un travail indépendant.
- 3) Du fait a) que le travail indépendant et les semaines de travail courtes sont encore un phénomène minoritaire sur le marché du travail canadien,
  - b) qu'un certain nombre de personnes se trouvant dans ces situations d'emploi une partie de l'année ont déjà droit à l'assurance-chômage grâce à d'autres emplois « standard » couverts par l'assurance-chômage, et
  - c) que la rémunération du travail indépendant et des semaines de travail courtes est relativement faible,

l'extension des prestations fait augmenter les coûts nets du régime d'un pourcentage relativement faible (voir les tableaux 3 et 4). Il faut toutefois souligner que ce coût relativement faible de l'extension dépend entièrement de l'absence de fraude : c'est-à-dire qu'il repose sur l'hypothèse qu'on peut élaborer une procédure administrative simple à utiliser pour distinguer les semaines de travail indépendant nominales de celles qui sont réelles.



## Annexe A : Résultats de régression

**Tableau A.1**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif durant toute l'année, 1989**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-3,372	1,360	0,0131
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	1,089	0,319	0,0006
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,222	0,216	0,3029
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,022	0,231	0,9258
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,246	0,331	0,4573
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,406	0,397	0,3065
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	0,761	0,201	0,0002
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	1,277	0,479	0,0076
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 5 ans	0,226	0,434	0,6014
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	0,827	0,247	0,0008
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	0,546	0,201	0,0066
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	1,565	0,274	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	0,496	1,037	0,6323
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	-0,925	0,706	0,1902
Auxiliaire = 1 si minorité	0,417	0,320	0,1924
Auxiliaire = 1 si étrangers	0,173	0,294	0,5570
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,137	0,166	0,4095

**Tableau A.2**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif durant toute l'année, 1989**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 25 à 54 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-6,441	2,373	0,0066
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,564	0,354	0,1112
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,495	0,348	0,1552
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,534	0,393	0,1742
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,230	0,456	0,6132
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,391	0,384	0,3092
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	1,934	0,395	0,0001
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-2,153	1,266	0,0889
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 5 ans	-0,306	0,745	0,6818
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 6 à 15 ans	-1,167	0,693	0,0923
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	-0,395	0,250	0,1138
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	0,049	0,304	0,8712
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	1,650	0,248	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	0,862	0,687	0,2092
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	-0,941	0,605	0,1202
Auxiliaire = 1 si minorité	-1,416	0,488	0,0037
Auxiliaire = 1 si étrangers	0,622	0,343	0,0698
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,438	0,251	0,0813

**Tableau A.3**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif durant toute l'année, 1989**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 55 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-6,108	4,142	0,1403
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,167	0,816	0,8376
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,281	0,906	0,7566
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,641	1,379	0,6420
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	1,714	1,055	0,1041
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,412	1,043	0,6927
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	1,187	0,815	0,1453
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	0,759	0,511	0,1372
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	0,717	1,086	0,5088
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	1,703	0,643	0,0081
Auxiliaire = 1 si minorité	-1,344	1,193	0,2600
Auxiliaire = 1 si étrangers	0,010	0,588	0,9864
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,317	0,444	0,4756

**Tableau A.4**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif durant toute l'année, 1989**  
**Hommes mariés**  
**Âgés de 16 à 54 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-3,555	1,577	0,0241
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,029	0,247	0,9051
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,307	0,243	0,2066
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,023	0,283	0,9364
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,235	0,273	0,3894
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-1,895	0,373	0,0001
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	1,201	0,314	0,0001
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,166	0,282	0,5548
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 5 ans	0,220	0,259	0,3960
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 6 à 15 ans	-0,313	0,284	0,2698
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 à 19 ans	-0,126	0,733	0,8634
Auxiliaire = 1 si âgés de 20 à 24 ans	0,594	0,303	0,0502
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	-0,715	0,235	0,0023
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	0,255	0,211	0,2271
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	1,641	0,179	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	1,622	0,565	0,0041
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	-0,096	0,433	0,8248
Auxiliaire = 1 si minorité	0,319	0,322	0,3224
Auxiliaire = 1 si étrangers	0,570	0,239	0,0170
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,083	0,186	0,6537

**Tableau A.5**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactif durant toute l'année, 1989**  
**Hommes mariés**  
**Âgés de 55 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-3,330	1,790	0,0628
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,492	0,265	0,0640
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,011	0,287	0,9684
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,436	0,421	0,3003
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,335	0,391	0,3920
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,499	0,340	0,1421
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	0,497	0,345	0,1494
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	1,170	0,220	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	1,273	0,575	0,0267
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	-0,384	0,296	0,1955
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,119	0,452	0,7923
Auxiliaire = 1 si étrangers	0,385	0,228	0,0920
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,177	0,204	0,3864

**Tableau A.6**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive durant toute l'année, 1989**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-3,949	1,246	0,0015
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,585	0,416	0,1594
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,031	0,190	0,8711
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,421	0,187	0,0241
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,602	0,261	0,0213
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-1,451	0,517	0,0050
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	0,786	0,191	0,0001
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,998	0,268	0,0002
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 5 ans	0,741	0,330	0,0245
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	-0,418	0,211	0,0475
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	-0,568	0,169	0,0008
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	0,110	0,277	0,6906
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	-1,209	1,217	0,3205
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	-0,057	0,469	0,9027
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,440	0,292	0,1323
Auxiliaire = 1 si étrangères	0,281	0,245	0,2518
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,302	0,155	0,0515

**Tableau A.7**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive durant toute l'année, 1989**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 25 à 54 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-6,462	1,728	0,0002
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,980	0,262	0,0002
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,554	0,252	0,0276
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,342	0,276	0,2148
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,088	0,281	0,7553
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,920	0,409	0,0245
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	1,645	0,262	0,0001
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	1,515	0,333	0,0001
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 5 ans	0,392	0,302	0,1938
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 6 à 15 ans	1,062	0,291	0,0003
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	0,119	0,200	0,5540
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	0,224	0,228	0,3248
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	0,922	0,202	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	0,894	0,840	0,2869
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	-0,196	0,361	0,5887
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,161	0,355	0,6514
Auxiliaire = 1 si étrangères	0,104	0,253	0,6804
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,524	0,189	0,0055

**Tableau A.8**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive durant toute l'année, 1989**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 55 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-5,302	3,696	0,1514
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,286	0,543	0,5981
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,651	0,528	0,2177
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,948	0,716	0,1856
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-1,105	0,618	0,0738
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,074	0,637	0,9080
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	2,619	0,594	0,0001
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	2,094	0,455	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	-0,283	1,032	0,7841
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	0,036	0,593	0,9519
Auxiliaire = 1 si minorité	0,497	0,943	0,5979
Auxiliaire = 1 si étrangères	-1,300	0,483	0,0071
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,165	0,390	0,1780

**Tableau A.9**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive durant toute l'année, 1989**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-2,319	0,198	0,2413
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,419	0,410	0,3069
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,472	0,265	0,0746
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,241	0,331	0,4661
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,552	0,405	0,1733
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-3,611	2,044	0,0773
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	1,227	0,322	0,0001
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,655	0,286	0,0218
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 5 ans	0,760	0,336	0,0238
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	-1,385	1,166	0,2349
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	0,302	0,317	0,3409
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	0,515	0,651	0,4289
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	1,561	1,543	0,3077
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	0,128	0,627	0,8382
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,971	0,626	0,1207
Auxiliaire = 1 si étrangères	-0,691	0,408	0,0899
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,204	0,245	0,4046

**Tableau A.10**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive durant toute l'année, 1989**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 25 à 54 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-3,094	0,738	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,032	0,127	0,7999
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,216	0,108	0,0447
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,363	0,135	0,0073
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,221	0,116	0,0558
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,533	0,137	0,0001
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	1,482	0,117	0,0001
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,383	0,121	0,0015
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 5 ans	0,044	0,109	0,6900
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 6 à 15 ans	-0,262	0,126	0,0380
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	-0,053	0,098	0,5899
Auxiliaire = 1 si âgées de 35 à 44 ans	0,486	0,109	0,0001
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	0,863	0,142	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	0,734	0,512	0,1519
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	-0,063	0,199	0,7508
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,007	0,189	0,9724
Auxiliaire = 1 si étrangères	-0,149	0,108	0,1648
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,287	0,087	0,0010

**Tableau A.11**  
**Modèle logit de la probabilité de l'inactivité pendant 52 semaines**  
**Variable dépendante = 1 si inactive durant toute l'année, 1989**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 55 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-4,425	2,087	0,0340
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,011	0,290	0,9693
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,306	0,286	0,2852
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,550	0,461	0,2334
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,121	0,337	0,7192
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-1,075	0,394	0,0063
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité > 0 en 1988	2,006	0,303	0,0001
Semaines requises pour admissibilité à l'assurance-chômage 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
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	0,158	0,295	0,5913
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	0,489	0,899	0,5868
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	0,099	0,357	0,7824
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,702	0,474	0,1386
Auxiliaire = 1 si étrangères	0,270	0,247	0,2743
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,188	0,228	0,4092

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-64,554	8,420	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-8,558	2,365	0,0003
Auxiliaire = 1 si profession libérale	4,303	1,374	0,0017
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-2,971	1,479	0,0446
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-2,644	1,003	0,0084
Auxiliaire = 1 si agriculture	5,013	1,690	0,0030
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	2,456	2,869	0,3921
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	13,312	1,553	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	7,535	0,959	0,0001
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	2,571	1,224	0,0357
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	9,564	1,103	0,0001
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	3,396	1,539	0,0273
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,989	2,085	0,6352
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	2,924	2,347	0,2130
Semaines de chômage en 1988	0,023	0,050	0,6394
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	2,843	0,494	0,0001
Nombre total d'enfants en 1988	0,494	1,187	0,6773
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-1,367	3,909	0,7265
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 6 ans	-7,572	3,983	0,0573
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 6 à 15 ans	-0,637	1,763	0,7178
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	7,405	2,682	0,0058
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	-4,066	12,858	0,7518
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	-3,898	2,746	0,1558
Auxiliaire = 1 si étrangers	2,670	1,453	0,0662
Auxiliaire = 1 si non anglophones	1,546	0,964	0,1089
Échelle	22,764	0,388	

**Tableau A.13**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 25 à 54 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-52,869	14,853	0,0004
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-7,977	2,424	0,0010
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-10,352	2,345	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	0,236	2,483	0,9243
Auxiliaire = 1 si ventes et services	0,311	1,859	0,8669
Auxiliaire = 1 si agriculture	-8,513	3,644	0,0195
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	9,513	2,468	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	7,083	1,658	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	4,105	2,279	0,0001
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	4,423	2,199	0,0443
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	6,211	2,338	0,0079
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,182	2,217	0,9344
Auxiliaire = 1 si études universitaires	3,534	2,272	0,1198
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	1,178	3,141	0,7077
Semaines de chômage en 1988	0,280	0,055	0,0001
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	1,289	0,860	0,1341
Nombre total d'enfants en 1988	-5,691	3,221	0,0772
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	20,235	5,699	0,0004
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 6 ans	-2,567	5,724	0,6537
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 6 à 15 ans	5,851	5,258	0,2658
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	14,284	2,320	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	16,457	10,839	0,1289
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	6,180	2,880	0,0319
Auxiliaire = 1 si étrangers	0,378	1,879	0,8406
Auxiliaire = 1 si non anglophones	2,563	1,494	0,0862
Échelle	26,916	0,819	

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-8,958	47,320	0,8499
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-10,998	10,772	0,3072
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-44,146	15,103	0,0035
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-7,166	15,056	0,6341
Auxiliaire = 1 si ventes et services	3,228	5,880	0,5830
Auxiliaire = 1 si agriculture	3,535	7,372	0,6316
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	3,162	10,176	0,7560
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	16,116	10,382	0,1206
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	31,358	14,805	0,0342
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	25,127	12,962	0,0526
Auxiliaire = 1 si études universitaires	23,459	13,961	0,0929
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	30,665	12,020	0,0107
Semaines de chômage en 1988	-0,161	0,173	0,3514
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	-1,989	2,782	0,4746
Nombre total d'enfants en 1988	-2,956	5,621	0,5990
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	10,500	6,469	0,1046
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	10,682	14,467	0,4603
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	26,949	7,162	0,0002
Auxiliaire = 1 si étrangers	-13,785	6,782	0,0421
Auxiliaire = 1 si non anglophones	8,449	4,989	0,0904
Échelle	26,494	2,603	

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-63,389	6,792	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-4,804	1,158	0,0001
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-4,112	1,237	0,0009
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-2,351	1,640	0,1517
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,090	0,979	0,9266
Auxiliaire = 1 si agriculture	-7,349	1,772	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	3,164	1,299	0,0149
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	-0,089	17,839	0,9960
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	10,876	4,497	0,0156
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	4,360	0,893	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	0,896	0,981	0,3614
Auxiliaire = 1 si âgés de 20 à 24 ans	7,574	1,432	0,0001
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,248	1,064	0,8153
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	1,303	1,227	0,2881
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-3,089	1,159	0,0077
Auxiliaire = 1 si études universitaires	1,278	1,210	0,2908
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-0,230	1,424	0,8720
Semaines de chômage en 1988	0,355	0,040	0,0001
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	1,817	0,399	0,0001
Nombre total d'enfants en 1988	-0,995	0,674	0,1397
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	1,606	1,149	0,1622
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 6 ans	-2,253	1,132	0,0466
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 6 à 15 ans	0,589	1,266	0,6418
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	15,087	1,355	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	-27,565	14,567	0,0584
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	0,788	1,536	0,6078
Auxiliaire = 1 si étrangers	2,751	0,967	0,0044
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,745	0,793	0,3472
Échelle	25,933	0,458	

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-87,444	22,116	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	3,901	3,333	0,2419
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-10,184	4,600	0,0268
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	10,875	4,377	0,0130
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-1,254	2,936	0,6694
Auxiliaire = 1 si agriculture	-10,323	4,312	0,0167
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	6,270	3,509	0,0740
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	9,170	3,675	0,0126
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	3,470	5,006	0,4882
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	9,224	4,529	0,0417
Auxiliaire = 1 si études universitaires	4,490	4,351	0,3020
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	5,151	5,033	0,3061
Semaines de chômage en 1988	0,535	0,115	0,0001
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	2,886	1,275	0,0236
Nombre total d'enfants en 1988	-3,921	2,642	0,1377
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	18,434	3,330	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limités	8,620	9,110	0,3441
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limités	5,639	3,188	0,0770
Auxiliaire = 1 si étrangers	-0,633	2,477	0,7983
Auxiliaire = 1 si non anglophones	4,802	2,356	0,0416
Échelle	33,779	1,343	

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-25,943	9,323	0,0054
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-9,911	3,015	0,0010
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-8,079	1,911	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-11,841	1,655	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-9,927	1,565	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	-1,616	3,577	0,6514
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-1,648	4,745	0,7284
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	9,818	1,674	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	4,710	1,065	0,0001
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-4,448	1,483	0,0027
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	4,681	1,196	0,0001
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,551	1,586	0,7281
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-3,799	2,140	0,0759
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	4,321	2,873	0,1326
Semaines de chômage en 1988	0,166	0,054	0,0023
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	1,187	0,534	0,0263
Nombre total d'enfants en 1988	1,113	0,666	0,0945
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	2,429	2,992	0,4169
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 6 ans	-0,634	2,950	0,8299
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	-0,336	2,382	0,8877
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	17,752	7,882	0,0243
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	-8,705	3,082	0,0047
Auxiliaire = 1 si étrangères	-1,208	1,733	0,4859
Auxiliaire = 1 si minorité	-2,014	2,088	0,3348
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-2,525	1,056	0,0168
Échelle	22,355	0,417	

**Tableau A.18**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 25 à 54 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-82,812	16,370	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-14,964	3,167	0,0001
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-5,224	2,621	0,0463
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,366	2,376	0,8776
Auxiliaire = 1 si ventes et services	0,060	2,297	0,9793
Auxiliaire = 1 si agriculture	1,416	9,654	0,8834
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	8,060	3,342	0,0159
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	1,867	1,589	0,2400
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	2,441	2,078	0,2402
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	1,826	2,371	0,4413
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,287	2,441	0,9063
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	5,600	2,092	0,0074
Auxiliaire = 1 si études universitaires	4,476	2,321	0,0538
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	1,304	3,492	0,7089
Semaines de chômage en 1988	0,456	0,063	0,0001
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	3,195	0,919	0,0005
Nombre total d'enfants en 1988	3,905	0,921	0,0001
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-1,140	3,716	0,7590
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 6 ans	-1,262	2,840	0,6568
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	11,100	2,366	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	21,641	14,148	0,1261
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	1,720	2,997	0,5661
Auxiliaire = 1 si étrangères	2,434	2,120	0,2509
Auxiliaire = 1 si minorité	-4,153	2,986	0,1642
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-2,575	1,599	0,1073
Échelle	27,147	0,821	

**Tableau A.19**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 55 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-64,323	45,342	0,1560
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-3,881	8,013	0,6281
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-14,090	7,363	0,0557
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-14,366	6,763	0,0337
Auxiliaire = 1 si ventes et services	2,062	6,234	0,7409
Auxiliaire = 1 si agriculture	-23,589	19,173	0,2186
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	16,648	6,994	0,0173
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	6,948	6,266	0,2675
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	8,690	8,550	0,3095
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	20,516	6,897	0,0029
Auxiliaire = 1 si études universitaires	6,807	7,258	0,3483
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	5,150	10,333	0,6182
Semaines de chômage en 1988	-0,078	0,245	0,7496
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	2,202	2,486	0,3758
Nombre total d'enfants en 1988	5,860	4,672	0,2098
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	14,011	5,658	0,0133
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	24,741	13,145	0,0598
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	-5,088	6,072	0,4020
Auxiliaire = 1 si étrangères	-0,824	5,009	0,8694
Auxiliaire = 1 si minorité	-5,817	8,802	0,5087
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-1,066	4,141	0,7968
Échelle	27,460	1,981	

**Tableau A.20**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-19,982	15,927	0,2096
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-4,118	4,223	0,3295
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-2,668	3,052	0,3820
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-1,203	2,481	0,6277
Auxiliaire = 1 si ventes et services	2,552	2,381	0,2838
Auxiliaire = 1 si agriculture	-3,479	7,731	0,6527
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,150	5,848	0,9795
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	8,785	9,388	0,3494
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	5,446	2,523	0,0309
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	4,686	2,381	0,0491
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	1,926	2,409	0,4241
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,746	2,255	0,7409
Auxiliaire = 1 si études universitaires	2,148	3,206	0,5029
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	1,649	3,502	0,6376
Semaines en chômage en 1988	0,029	0,084	0,7286
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	0,218	0,924	0,8137
Nombre total d'enfants en 1988	-4,005	1,820	0,0278
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	6,366	2,698	0,0183
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 6 ans	6,384	3,606	0,0766
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	0,802	5,182	0,8769
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	-11,516	20,980	0,5831
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	-2,623	5,183	0,6128
Auxiliaire = 1 si étrangères	-2,345	2,822	0,4060
Auxiliaire = 1 si minorité	1,355	5,523	0,8061
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-4,133	1,770	0,0176
Échelle	24,107	0,788	

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-33,255	7,482	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-12,251	1,535	0,0001
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-7,438	1,348	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-9,559	1,198	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-6,917	1,161	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	-10,943	2,361	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	2,947	0,861	0,0006
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	-1,736	1,048	0,0978
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	5,000	1,495	0,0008
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	1,587	1,131	0,1606
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-3,078	1,131	0,0200
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-1,075	1,062	0,3112
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-1,351	1,218	0,2672
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-6,220	1,937	0,0013
Semaines de chômage en 1988	0,326	0,039	0,0001
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	0,879	0,430	0,0410
Nombre total d'enfants en 1988	-0,870	0,416	0,0363
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	4,060	1,040	0,0001
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 6 ans	1,851	1,062	0,0814
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	9,408	1,633	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	17,411	7,923	0,0280
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	-0,454	1,882	0,8094
Auxiliaire = 1 si étrangères	0,613	1,050	0,5595
Auxiliaire = 1 si minorité	-1,400	1,769	0,4287
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,506	0,834	0,5544
Échelle	27,886	0,415	

**Tableau A.22**  
**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité**  
**Variable dépendante = semaines d'inactivité en 1989**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 55 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-10,452	29,108	0,7195
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-12,658	5,087	0,0128
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-13,929	5,133	0,0067
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-16,826	4,279	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-11,469	3,959	0,0038
Auxiliaire = 1 si agriculture	-17,397	5,937	0,0034
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	1,123	3,801	0,7677
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	3,456	3,545	0,3295
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	2,126	5,371	0,6922
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,913	4,236	0,8294
Auxiliaire = 1 si études universitaires	4,946	4,792	0,3020
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	0,542	5,670	0,9239
Semaines de chômage en 1988	0,022	0,175	0,8980
Auxiliaire = 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 requises pour admissibilité à l'assurance-chômage en 1988	0,171	1,630	0,9165
Nombre total d'enfants en 1988	-1,948	4,391	0,6573
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	15,344	3,705	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalidité sans savoir si limitées	-14,850	19,144	0,4379
Auxiliaire = 1 si invalidité mais non limitées	4,636	4,256	0,2760
Auxiliaire = 1 si étrangères	-3,724	3,147	0,2367
Auxiliaire = 1 si minorité	-3,435	6,623	0,6041
Auxiliaire = 1 si non anglophones	4,227	2,814	0,1331
Échelle	27,793	1,322	

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-1,602	0,126	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-1,367	0,219	0,0001
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-0,649	0,108	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,716	0,100	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,289	0,079	0,0003
Auxiliaire = 1 si agriculture	-0,690	0,162	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	0,153	0,112	0,1735
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	0,120	0,068	0,0795
Taux de chômage provincial en 1988	0,090	0,013	0,0001
Semaines de chômage en 1988	0,059	0,004	0,0001
Durée maximale des prestations	-0,006	0,004	0,1222
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	0,374	0,284	0,1871
Nombre total d'enfants	-0,009	0,045	0,8481
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-0,173	0,244	0,4786
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,383	0,145	0,0085
Auxiliaire = 1 si femmes	-0,198	0,069	0,0044

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-1,963	0,207	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,745	0,142	0,0001
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-1,103	0,141	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,813	0,126	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,527	0,111	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	-0,267	0,295	0,3651
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	0,358	0,096	0,0002
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-0,032	0,141	0,8237
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	0,267	0,157	0,0885
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,057	0,154	0,7098
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,016	0,125	0,9005
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,031	0,136	0,8214
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,105	0,119	0,3745
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,056	0,132	0,6721
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-0,233	0,186	0,2118
Taux de chômage provincial en 1988	0,145	0,018	0,0001
Semaines de chômage en 1988	0,080	0,005	0,0001
Durée maximale des prestations	-0,044	0,006	0,0001
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	1,831	0,412	0,0001
Nombre total d'enfants	0,211	0,056	0,0002
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,173	0,230	0,4512
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,120	0,156	0,4415
Auxiliaire = 1 si femmes	0,078	0,089	0,3781

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-0,754	0,281	0,0072
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,724	0,320	0,0238
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-0,769	0,197	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,542	0,169	0,0013
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,494	0,160	0,0020
Auxiliaire = 1 si agriculture	0,626	0,353	0,0760
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	0,288	0,778	0,7117
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	0,564	0,184	0,0022
Taux de chômage provincial en 1988	0,057	0,026	0,0297
Semaines de chômage en 1988	0,065	0,007	0,0001
Durée maximale des prestations	-0,027	0,009	0,0035
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	0,329	0,680	0,6286
Nombre total d'enfants	-0,055	0,098	0,5724
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,165	0,171	0,3350
Auxiliaire = 1 si minorité	0,829	0,318	0,0091
Auxiliaire = 1 si femmes	0,219	0,137	0,1102

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-2,259	0,124	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,589	0,082	0,0001
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-0,830	0,085	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,659	0,075	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,674	0,069	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	-0,586	0,154	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	0,271	0,056	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-0,241	0,071	0,0007
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	-0,123	0,090	0,1709
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,295	0,085	0,0006
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,383	0,069	0,0001
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,080	0,086	0,3514
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,148	0,073	0,0418
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,045	0,088	0,6111
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	0,346	0,095	0,0003
Taux de chômage provincial en 1988	0,096	0,009	0,0001
Semaines de chômage en 1988	0,085	0,003	0,0001
Durée maximale des prestations	-0,032	0,003	0,0001
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	1,622	0,235	0,0001
Nombre total d'enfants	-0,048	0,025	0,0534
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,036	0,067	0,5926
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,410	0,123	0,0008
Auxiliaire = 1 si femmes	0,245	0,054	0,0001

**Tableau A.27**  
**Modèle tobit de la durée du chômage**  
**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 lorsque le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	3,636	0,175	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,976	0,531	0,0662
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-1,022	0,189	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,660	0,189	0,0005
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,709	0,141	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	0,063	0,288	0,8269
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	0,129	0,228	0,5716
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	0,016	0,129	0,9041
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,008	0,333	0,9804
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,029	0,157	0,8547
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,166	0,154	0,2811
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,342	0,218	0,1165
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,149	0,267	0,5771
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-0,883	0,223	0,0001
Semaines de chômage en 1988	0,017	0,006	0,0031
Durée maximale des prestations	0,015	0,007	0,0260
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-0,773	0,504	0,1250
Nombre total d'enfants	0,152	0,085	0,0719
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-1,221	0,472	0,0096
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,403	0,298	0,1757
Échelle	1,095	0,043	

**Tableau A.28**  
**Modèle tobit de la durée du chômage**  
**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 lorsque le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 25 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	4,490	0,390	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,444	0,320	0,1655
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-0,261	0,315	0,4071
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,402	0,309	0,1925
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,232	0,200	0,2443
Auxiliaire = 1 si agriculture	0,102	0,464	0,8251
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	-0,822	0,231	0,0004
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-0,473	0,384	0,2178
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	-0,107	0,375	0,7759
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,335	0,286	0,2412
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,291	0,260	0,2640
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,112	0,286	0,6959
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,209	0,270	0,4384
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,650	0,281	0,0206
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-0,215	0,318	0,4989
Semaines de chômage en 1988	0,030	0,007	0,0001
Durée maximale des prestations	0,025	0,009	0,0041
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-1,704	0,673	0,0114
Nombre total d'enfants	-0,201	0,111	0,0691
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-0,807	0,380	0,0339
Auxiliaire = 1 si minorité	0,441	0,338	0,1927
Échelle	1,127	0,064	

**Tableau A.29**  
**Modèle tobit de la durée du chômage**  
**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 lorsque le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**  
**Hommes mariés**  
**Âgés de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	3,804	0,882	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,089	1,081	0,9342
Auxiliaire = 1 si profession libérale	0,122	0,710	0,8640
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	0,167	0,609	0,7842
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,163	0,374	0,6631
Auxiliaire = 1 si agriculture	1,157	0,567	0,0412
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	-1,969	1,401	0,1598
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	-0,134	0,441	0,7607
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	23,415	75 880,420	0,9998
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,668	0,352	0,0573
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	1,278	0,534	0,0167
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,552	0,400	0,1675
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,423	0,625	0,4989
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	0,295	0,465	0,5257
Semaines de chômage en 1988	0,024	0,015	0,1055
Durée maximale des prestations	0,014	0,015	0,0331
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-2,857	1,629	0,0795
Nombre total d'enfants	0,697	0,283	0,0137
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-0,898	0,363	0,0134
Auxiliaire = 1 si minorité	1,168	0,550	0,0337
Échelle	1,022	0,092	

**Tableau A.30**  
**Modèle tobit de la durée du chômage**  
**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 lorsque le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**  
**Hommes mariés**  
**Âgés de 25 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	4,684	0,274	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,040	0,187	0,8317
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-0,183	0,201	0,3632
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,818	0,205	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,449	0,137	0,0010
Auxiliaire = 1 si agriculture	0,491	0,392	0,2099
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	-0,442	0,122	0,0003
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-0,114	0,165	0,4883
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	0,066	0,201	0,7410
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,419	0,183	0,0222
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,035	0,144	0,8086
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,266	0,166	0,1096
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,096	0,177	0,5889
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,052	0,194	0,7900
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-0,375	0,168	0,0261
Semaines de chômage en 1988	0,005	0,004	0,2028
Durée maximale des prestations	0,008	0,006	0,1758
Ratio de remplacement des prestations1	-1,499	0,450	0,0009
Nombre total d'enfants	-0,094	0,049	0,0533
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,145	0,131	0,2691
Auxiliaire = 1 si minorité	0,448	0,313	0,1527
Échelle	1,049	0,038	

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

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	4,352	0,352	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-1,118	0,462	0,0156
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-1,591	0,307	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,773	0,288	0,0072
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-1,011	0,259	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	0,308	0,998	0,7559
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	-1,039	0,265	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	0,011	0,183	0,9512
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	1,206	0,806	0,1346
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,225	0,231	0,3303
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,419	0,193	0,0302
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,728	0,254	0,0041
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,443	0,347	0,2022
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-0,559	0,314	0,0747
Semaines de chômage en 1988	0,019	0,008	0,0180
Durée maximale des prestations	0,003	0,009	0,7664
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-0,072	0,630	0,9087
Nombre total d'enfants	-0,122	0,101	0,2276
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,408	0,429	0,3416
Échelle	1,035	0,053	

**Tableau A.32**  
**Modèle tobit de la durée du chômage**  
**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 lorsque le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 25 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	5,655	0,398	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-1,682	0,352	0,0001
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-1,026	0,343	0,0028
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-1,672	0,304	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-2,264	0,302	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	-2,042	0,698	0,0035
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	-0,085	0,172	0,6201
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	-0,101	0,220	0,6467
Auxiliaire = 1 si âgées de 55 à 64 ans	0,047	0,279	0,8667
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,029	0,298	0,9220
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,266	0,224	0,2344
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,469	0,246	0,0564
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,176	0,215	0,4125
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,686	0,229	0,0027
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-0,097	0,329	0,7681
Semaines de chômage en 1988	0,008	0,006	0,1594
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-0,486	0,311	0,1183
Nombre total d'enfants	-0,063	0,085	0,4576
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	0,481	0,502	0,3380
Échelle	0,871	0,052	

**Tableau A.33**  
**Modèle tobit de la durée du chômage**  
**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 lorsque le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	3,575	0,301	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	0,148	0,669	0,8250
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-1,818	0,325	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-1,062	0,248	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-1,043	0,236	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	1,508	0,168	0,3683
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	-0,337	0,918	0,0713
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	-0,128	0,205	0,5315
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,120	0,427	0,7784
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,292	0,219	0,1836
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,469	0,261	0,0724
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,203	0,226	0,3698
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,814	0,344	0,0180
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	0,543	0,503	0,2806
Semaines de chômage en 1988	0,018	0,008	0,0195
Durée maximale des prestations	0,041	0,011	0,0001
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-2,436	0,781	0,0018
Nombre total d'enfants	0,339	0,158	0,0323
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-0,437	0,245	0,0747
Échelle	0,863	0,057	

**Tableau A.34**  
**Modèle tobit de la durée du chômage**  
**Variable dépendante = semaines de chômage en 1989 lorsque le salaire hebdomadaire en 1988 > 0**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 25 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	4,080	0,242	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-1,193	0,211	0,0001
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-1,120	0,199	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-1,037	0,170	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,948	0,169	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	0,527	0,530	0,3197
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	0,274	0,120	0,0229
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	0,288	0,154	0,0610
Auxiliaire = 1 si âgées de 55 à 64 ans	1,082	0,292	0,0002
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,287	0,230	0,2114
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,161	0,147	0,2750
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,190	0,177	0,2828
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,135	0,141	0,3387
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,339	0,196	0,0836
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	0,406	0,270	0,1328
Semaines de chômage en 1988	0,013	0,004	0,0034
Durée maximale des prestations	0,036	0,006	0,0001
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-2,473	0,479	0,0001
Nombre total d'enfants	0,109	0,056	0,0533
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-0,039	0,155	0,8005
Échelle	1,054	0,041	

**Tableau A.35**  
**Modèle logit de la probabilité d'être contraint**  
**Variable dépendante = 1 si sous-emploi en 1989**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	0,325	0,361	0,3687
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,589	0,436	0,1765
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-0,337	0,280	0,2289
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,496	0,164	0,0025
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	0,101	0,229	0,6595
Auxiliaire = 1 si agriculture	-0,330	0,298	0,2690
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	-1,115	0,340	0,0010
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	-1,552	0,274	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 20 à 24 ans	-0,930	0,245	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	-0,695	0,245	0,0045
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-0,475	0,369	0,1978
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	-0,738	0,377	0,0500
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,084	0,246	0,7326
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,197	0,176	0,2640
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,084	0,190	0,6574
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,053	0,234	0,8212
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,120	0,293	0,6820
Auxiliaire = 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
Ratio de remplacement des prestations1	-2,206	0,253	0,0001
Auxiliaire = 1 si réception d'assurance-chômage	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
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	-0,093	0,250	0,7100
Auxiliaire = 1 si étrangers	-0,366	0,243	0,1324
Auxiliaire = 1 si minorité	0,489	0,291	0,0931
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,072	0,126	0,5651

**Tableau A.36**  
**Modèle logit de la probabilité d'être contraint**  
**Variable dépendante = 1 si sous-emploi en 1989**  
**Hommes mariés**  
**Âgés de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-0,890	0,313	0,0045
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,410	0,246	0,0950
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-0,672	0,276	0,0147
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-0,625	0,187	0,0008
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,040	0,278	0,8846
Auxiliaire = 1 si agriculture	-0,244	0,285	0,3919
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 à 19 ans	-0,620	0,687	0,3667
Auxiliaire = 1 si âgés de 20 à 24 ans	-0,035	0,235	0,8827
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	0,387	0,159	0,0149
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	0,110	0,187	0,5586
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	0,208	0,218	0,3413
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,329	0,198	0,0956
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,033	0,177	0,8528
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,134	0,219	0,5404
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,117	0,219	0,5931
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,599	0,248	0,0156
Auxiliaire = 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
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-1,919	0,277	0,0001
Auxiliaire = 1 si réception d'assurance-chômage	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
Auxiliaire = 1 si limités par une invalidité	0,366	0,222	0,0996
Auxiliaire = 1 si étrangers	0,087	0,174	0,6181
Auxiliaire = 1 si minorité	0,232	0,301	0,4405
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,007	0,116	0,9498

**Tableau A.37**  
**Modèle logit de la probabilité d'être contraint**  
**Variable dépendante = 1 si sous-emploi en 1989**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	1,799	0,427	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-0,798	0,400	0,0463
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-1,429	0,272	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-2,003	0,199	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-1,816	0,230	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	-2,253	0,886	0,0110
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	-1,207	0,354	0,0006
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	-1,057	0,279	0,0002
Auxiliaire = 1 si âgées de 20 à 24 ans	-0,942	0,273	0,0006
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	-0,697	0,266	0,0088
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	-0,805	0,357	0,0242
Auxiliaire = 1 si âgées de 55 à 64 ans	-0,133	0,408	0,7439
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	1,181	0,414	0,0043
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,167	0,238	0,4830
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,446	0,230	0,0521
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,439	0,256	0,0867
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,033	0,335	0,9221
Auxiliaire = 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
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-1,530	0,312	0,0001
Auxiliaire = 1 si réception d'assurance-chômage	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
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	1,172	0,280	0,0001
Auxiliaire = 1 si étrangères	-0,913	0,284	0,0013
Auxiliaire = 1 si minorité	0,380	0,340	0,2637
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,425	0,154	0,0058

**Tableau A.38**  
**Modèle logit de la probabilité d'être contraint**  
**Variable dépendante = 1 si sous-emploi en 1989**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	0,765	0,299	0,0104
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-2,240	0,278	0,0001
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-2,006	0,225	0,0001
Auxiliaire = 1 si ventes et services	-2,328	0,166	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-2,029	0,173	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	-2,275	0,388	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	-0,070	1,602	0,9652
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	-0,673	0,445	0,1305
Auxiliaire = 1 si âgées de 20 à 24 ans	0,062	0,210	0,7681
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	0,044	0,162	0,7855
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	0,367	0,200	0,0670
Auxiliaire = 1 si âgées de 55 à 64 ans	0,361	0,293	0,2176
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,643	0,238	0,0069
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,047	0,172	0,0784
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,026	0,220	0,9066
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,486	0,182	0,0075
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,367	0,238	0,1234
Auxiliaire = 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
Ratio de remplacement des prestations <sup>1</sup>	-1,638	0,244	0,0001
Auxiliaire = 1 si réception d'assurance-chômage	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
Auxiliaire = 1 si limitées par une invalidité	-0,116	0,281	0,6808
Auxiliaire = 1 si étrangères	0,486	0,174	0,0051
Auxiliaire = 1 si minorité	0,673	0,292	0,0213
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,059	0,122	0,6288

**Tableau A.39**  
**Modèle logit de la probabilité d'un travail indépendant, 1989**  
**Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de travail indépendant**  
**en 1989**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-3,414	0,320	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,500	0,324	0,1231
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	-0,609	0,235	0,0094
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,216	0,217	0,3216
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,061	0,246	0,8056
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,165	0,250	0,5075
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	-0,510	0,344	0,1385
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	-1,104	0,282	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 20 à 24 ans	-0,764	0,246	0,0019
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	-0,142	0,226	0,5292
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-0,031	0,327	0,9252
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	0,171	0,366	0,6400
Auxiliaire = 1 si minorité	-1,121	0,408	0,0060
Auxiliaire = 1 si étrangers	0,298	0,222	0,1797
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,767	0,158	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	0,411	0,269	0,1276
Auxiliaire = 1 si profession libérale	-0,206	0,247	0,4047
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-1,260	0,438	0,0040
Auxiliaire = 1 si ventes et services	0,493	0,176	0,0052
Auxiliaire = 1 si agriculture	1,455	0,237	0,0001

**Tableau A.40**  
**Modèle logit de la probabilité d'un travail indépendant, 1989**  
**Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de travail indépendant**  
**en 1989**  
**Hommes mariés**  
**Âgés de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-3,883	0,205	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,147	0,196	0,4531
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,207	0,163	0,2046
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,337	0,183	0,0655
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,524	0,165	0,0014
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,416	0,169	0,0136
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 à 19 ans	-1,110	0,975	0,2603
Auxiliaire = 1 si âgés de 20 à 24 ans	-0,294	0,223	0,1878
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	0,099	0,118	0,3994
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-0,209	0,141	0,1386
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	-0,304	0,169	0,0727
Auxiliaire = 1 si minorité	1,133	0,188	0,0001
Auxiliaire = 1 si étrangers	-0,164	0,145	0,2580
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,341	0,104	0,0010
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	0,344	0,152	0,0231
Auxiliaire = 1 si profession libérale	0,000	0,170	0,9989
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,684	0,330	0,0384
Auxiliaire = 1 si ventes et services	0,464	0,133	0,0005
Auxiliaire = 1 si agriculture	1,570	0,209	0,0001

**Tableau A.41**  
**Modèle logit de la probabilité d'un travail indépendant, 1989**  
**Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de travail indépendant**  
**en 1989**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-4,924	0,450	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,259	0,422	0,5396
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,662	0,248	0,0076
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,117	0,252	0,6428
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,519	0,274	0,0586
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,563	0,303	0,0634
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	-1,181	0,346	0,0006
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	-0,400	0,277	0,1490
Auxiliaire = 1 si âgées de 20 à 24 ans	-0,436	0,278	0,1170
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	0,086	0,261	0,7411
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	0,204	0,330	0,5361
Auxiliaire = 1 si âgées de 55 à 64 ans	0,308	0,355	0,3850
Auxiliaire = 1 si minorité	-1,358	0,456	0,0029
Auxiliaire = 1 si étrangères	-0,709	0,305	0,0199
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,160	0,159	0,3137
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	0,469	0,421	0,2645
Auxiliaire = 1 si profession libérale	0,527	0,340	0,1206
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	0,049	0,329	0,8820
Auxiliaire = 1 si ventes et services	1,046	0,285	0,0002
Auxiliaire = 1 si agriculture	1,931	0,531	0,0003

**Tableau A.42**  
**Modèle logit de la probabilité d'un travail indépendant, 1989**  
**Variable dépendante = 1 si au moins une semaine de travail indépendant en 1989**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-4,141	0,271	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,081	0,230	0,7235
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	0,161	0,165	0,0329
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,441	0,180	0,0142
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,199	0,165	0,2263
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,043	0,198	0,8269
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 à 19 ans	0,314	0,371	0,3972
Auxiliaire = 1 si âgées de 20 à 24 ans	-0,041	0,194	0,8309
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	0,249	0,132	0,0588
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	0,021	0,166	0,8984
Auxiliaire = 1 si âgées de 55 à 64 ans	-0,163	0,242	0,4990
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,412	0,301	0,1704
Auxiliaire = 1 si étrangères	-0,152	0,162	0,3478
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,330	0,118	0,0050
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	0,428	0,250	0,0872
Auxiliaire = 1 si profession libérale	0,170	0,224	0,4474
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,003	0,204	0,9873
Auxiliaire = 1 si ventes et services	0,966	0,178	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	1,975	0,274	0,0001

**Tableau A.43**  
**Modèle MCO de la durée du travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = semaines de travail indépendant en 1989**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 16 à 64 ans**

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

**Tableau A.44**  
**Modèle MCO de la durée du travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = semaines de travail indépendant en 1989**  
**Hommes mariés**  
**Âgés de 16 à 64 ans**

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

**Tableau A.45**  
**Modèle MCO de la durée du travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = semaines de travail indépendant en 1989**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 16 à 64 ans**

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

**Tableau A.46**  
**Modèle MCO de la durée du travail indépendant en 1989**  
**Variable dépendante = semaines de travail indépendant en 1989**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 16 à 64 ans**

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

## Annexe B : Résultats statistiques descriptifs



**Tableau B.1**  
**Statistiques comparatives pour l'analyse de sensibilité**  
**Probabilité de travail indépendant à la moyenne**

		Dec22763		Dec2233		Dec22863		Dec33p8	
		Ord	AF	Ord	AF	Ord	AF	Ord	AF
Prob(U)	Âgés	1	1	1	1	1	1	1	1
	Jeunes	1	1	1	1	1	1	1	1
		H	F	H	F	H	F	H	F
Durée		0,7	0,6	0,6	0,6	0,8	0,6	0,8	0,8
% a.-c. partielle		16,50	7,20	25,10	14,40	10,70	4,20	7,90	2,90
% Indépendant partiel		18,80	11,80	18,70	11,80	19,30	11,70	18,80	11,70
% Chômage partiel		40,00	24,10	49,30	37,80	33,00	16,70	26,70	20,30
% Rémunération partielle		3,10	7,50	3,50	7,50	2,80	7,60	3,00	7,50
Durée		16,00	16,90	10,70	14,60	21,40	19,10	21,40	24,30

**Tableau B.2**  
**Statistiques comparatives pour l'analyse de sensibilité**  
**Probabilité de travail indépendant à la moyenne plus écart type**

		Dec21NC		Dec2133		Dec2123		Dec2122		Dec21NFD	
		Ord	AF	Ord	AF	Ord	AF	Ord	AF	Ord	AF
Prob(U)	Âgés	1	1	1,5	4	1,5	3	1,5	2	1,5	1
	Jeunes	1	1	1	2	1	2	1	2	1	1
		H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Durée		1	1	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6
% a.-c. partielle		3,50	1,60	20,20	29,30	24,20	23,90	27,90	20,30	30,80	15,30
% Indépendant partiel		5,4	1,6	5,9	2,2	6,0	2,1	6,1	2,1	6,3	2
% Chômage partiel		19,60	13,60	30,40	48,90	35,70	42,60	40,50	38,10	44,30	3,20
% Rémunération partielle		3,80	7,80	4,10	8,10	4,10	7,90	4,00	8,00	4,00	8,00
Durée		31,29	32,18	12,20	15,37	11,90	16,20	11,40	16,75	11,60	17,90

EA	Hommes	Femmes
% a.-c. partielle	15,1	18,6
% Indépendant partiel	18,0	10,3
% Chômage partiel	16,2	16,0
% Rémunération partielle	7,5	14,1
Durée	18,6	17,4

**Tableau B.3**  
**Répartition de la variation des prestations d'assurance-chômage**  
**par décile de revenu**  
**Probabilité de travail indépendant à la moyenne**

		Expérience							
		Dec2376		Dec2233		Dec22863		Dec33p8	
		Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*
Prob(U)	Âgés	1	1	1	1	1	1	1	1
	Jeunes	1	1	1	1	1	1	1	1
		H	F	H	F	H	F	H	F
Durée		0,7	0,6	0,6	0,6	0,8	0,6	0,8	0,8
Décile									
	1	0,14		0,46		0,00		0,00	
	2	11,19		14,59		9,82		8,78	
	3	7,10		7,91		7,73		8,09	
	4	7,39		6,44		11,00		14,31	
	5	11,66		7,67		10,32		11,85	
	6	13,02		10,71		16,96		18,14	
	7	14,55		10,14		14,56		12,31	
	8	14,22		14,53		15,55		11,22	
	9	12,62		13,51		9,13		10,54	
	10	8,12		14,05		4,94		4,76	
		100,00		100,00		100,00		100,00	
Total des prestations d'assurance-chômage		2 153 137 686		2 341 440 207		1 740 296 976		1 478 837 596	

\* Ord = Ordonnée à l'origine dans l'équation de la probabilité du chômage

AF = Variable auxiliaire lorsqu'il s'agit d'une femme dans les équations de la probabilité du chômage

**Tableau B.4**  
**Répartition de la variation des prestations d'assurance-chômage**  
**par décile de revenu**  
**Probabilité de travail indépendant à la moyenne plus écart type**

		Expérience									
		Dec21nc		Dec2133		Dec2123		Dec2122		Dec21nfd	
		Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*
Prob(U)	Âgés	1	1	1,5	1	1,5	1	1,5	1	1,5	1
	Jeunes	1	1	4	2	3	2	2	2	1	1
		H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Durée		1	1	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6
Décile											
	1	0,00		0,66		0,76		0,91		0,81	
	2	8,10		31,84		27,30		25,13		23,64	
	3	16,14		14,40		10,44		9,14		8,39	
	4	22,50		6,67		7,09		7,59		6,58	
	5	12,38		7,03		8,05		8,31		9,28	
	6	16,19		11,32		9,25		7,73		7,05	
	7	16,71		8,82		12,71		9,18		14,96	
	8	2,66		11,77		15,11		22,31		19,90	
	9	3,46		5,05		6,49		6,68		6,00	
	10	1,86		2,44		2,80		3,02		3,40	
		100,00		100,00		100,00		100,00		100,00	
Total des prestations d'assurance-chômage		205 919 910		1 282 171 038		826 000 362		872 625 099		900 343 617	

\* Ord = Ordonnée à l'origine dans l'équation de la probabilité du chômage

AF = Variable auxiliaire lorsqu'il s'agit d'une femme dans les équations de la probabilité du chômage

**Tableau B.5**  
**Prestataires d'assurance-chômage pendant l'année de base par décile de**  
**revenu et par sexe**  
**Probabilité de travail indépendant à la moyenne**

		Expérience								
		Dec22763		Dec2233		Dec22863		Dec33p8		
		Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*	
Prob(U)	Âgés	1	1	1	1	1	1	1	1	
	Jeunes	1	1	1	1	1	1	1	1	
		H	F	H	F	H	F	H	F	
Durée		0,7	0,6	0,6	0,6	0,8	0,6	0,8	0,8	
<b>Décile</b>										
	1	2,89		1,83		3,95		4,49		
	2	1,85		2,31		2,16		3,04		
	3	12,09		13,55		11,69		13,28		
	4	20,03		17,50		21,30		26,37		
	5	15,24		15,85		18,24		17,09		
	6	16,31		15,28		17,33		15,50		
	7	15,18		13,05		12,00		9,88		
	8	7,70		9,25		7,24		5,82		
	9	6,82		7,89		5,02		3,33		
	10	1,89		3,48		1,07		1,21		
		100,00		100,00		100,00		100,00		
<b>Sexe</b>										
	Hommes	75,43		69,16		76,87		78,08		
	Femmes	24,57		30,84		23,13		21,92		
	Total des prestataires pendant l'année de base	1 666 179		2 768 091		160 236		775 868		

\* Ord = Ordonnée à l'origine dans l'équation de la probabilité du chômage

AF = Variable auxiliaire lorsqu'il s'agit d'une femme dans les équations de la probabilité du chômage

**Tableau B.6**  
**Prestataires d'assurance-chômage pendant l'année de base par décile de**  
**revenu et par sexe**  
**Probabilité de travail indépendant à la moyenne plus écart type**

		Expérience									
		Dec21nc		Dec2133		Dec2123		Dec2122		Dec21nfd	
		Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*	Ord	AF*
Prob(U)	Âgés	1	1	1,5	1	1,5	1	1,5	1	1,5	1
	Jeunes	1	1	4	2	3	2	2	2	1	1
		H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Durée		1	1	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6
Décile											
	1	5,53		1,74		1,66		1,52		1,62	
	2	2,16		1,21		1,70		1,44		1,54	
	3	15,07		10,94		12,30		12,07		11,62	
	4	32,22		18,69		16,78		16,93		16,52	
	5	19,81		16,21		15,10		14,62		14,38	
	6	9,63		15,91		15,48		15,99		15,47	
	7	8,57		13,22		14,87		13,51		13,15	
	8	2,98		10,38		10,89		11,74		11,89	
	9	3,11		7,78		7,89		8,39		9,15	
	10	0,92		3,92		3,32		3,80		4,67	
		100,00		100,00		100,00		100,00		100,00	
Sexe											
	Hommes	74,90		46,99		57,37		64,59		72,78	
	Femmes	25,10		53,01		42,63		35,41		27,22	
Total des prestataires pendant l'année de base											
		220 146		3 277 683		2 014 788		2 030 457		1 984 623	

\* Ord = Ordonnée à l'origine dans l'équation de la probabilité du chômage

AF = Variable auxiliaire lorsqu'il s'agit d'une femme dans les équations de la probabilité du chômage



## *Annexe C : Effets de l'extension du Régime d'assurance-chômage à l'emploi non standard*

**Tableau C.1**  
**Modèle tobit de la période d'emploi non standard en 1989**  
**Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures  
travaillées < 15/semaine**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur- type	Pr > chi - carré
Constante	-81,185	7,898	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	10,986	7,970	0,1681
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	19,449	2,886	0,0001
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	15,688	2,885	0,0001
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	9,537	3,824	0,0126
Auxiliaire = 1 si études universitaires	13,844	5,216	0,0079
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-14,928	7,546	0,0479
Semaines de chômage en 1988	-0,707	0,155	0,0001
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-9,952	6,205	0,1088
Auxiliaire = 1 si profession libérale	15,709	3,755	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	14,129	3,765	0,0002
Auxiliaire = 1 si agriculture	11,650	5,050	0,0211
Auxiliaire = 1 si ventes et services	16,443	2,891	0,0001
Auxiliaire = 1 si étrangers	9,392	3,472	0,0068
Semaines requises pour être admissible	1,915	0,560	0,0006
Auxiliaire = 1 si secteur primaire	-11,175	3,999	0,0052
Auxiliaire = 1 si service d'utilité publique	2,235	5,345	0,6759
Auxiliaire = 1 si commerce de détail et de gros	13,068	3,065	0,0001
Auxiliaire = 1 si finance	-14,626	5,403	0,0068
Auxiliaire = 1 si autres services	11,769	3,445	0,0006
Auxiliaire = 1 si administration publique	-16,602	6,727	0,0136

**Tableau C.2**  
**Modèle tobit de la période d'emploi non standard en 1989**  
**Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures**  
**travaillées < 15/semaine**  
**Hommes célibataires**  
**Âgés 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
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	3,578	8,916	0,6882
Auxiliaire = 1 si profession libérale	27,267	7,229	0,0002
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	37,854	9,275	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	17,746	11,502	0,1229
Auxiliaire = 1 si ventes et services	23,549	7,244	0,0012
Auxiliaire = 1 si minorité	-31,644	14,997	0,0349
Auxiliaire = 1 si étrangers	-17,631	8,113	0,0298
Semaines requises pour être admissible	8,046	2,982	0,0070
Auxiliaire = 1 si employés 19 ou moins	25,512	6,227	0,0001

**Tableau C.3**  
**Modèle tobit de la période d'emploi non standard en 1989**  
**Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures**  
**travaillées < 15/semaine**  
**Hommes mariés**  
**Âgés 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
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-2,310	22,613	0,9186
Auxiliaire = 1 si profession libérale	32,180	12,009	0,0070
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	56,884	13,050	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	23,627	16,321	0,1477
Auxiliaire = 1 si ventes et services	36,396	10,482	0,0005
Auxiliaire = 1 si étranger	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

**Tableau C.4**  
**Modèle tobit de la période d'emploi non standard en 1989**  
**Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures**  
**travaillées < 15/semaine**  
**Hommes mariés**  
**Âgés de 25 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur- type	Pr > chi - carré
Constante	-188,562	12,778	0,0001
Auxiliaire = 1 si semaines d'inactivité en 1988	0,402	0,173	0,0200
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-12,631	5,220	0,0155
Auxiliaire = 1 si profession libérale	18,073	4,470	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	7,928	7,406	0,2844
Auxiliaire = 1 si agriculture	5,406	7,318	0,4601
Auxiliaire = 1 si ventes et services	23,063	4,284	0,0001
Auxiliaire = 1 si étrangers	-11,752	4,234	0,0055
Semaines requises pour être admissible	3,176	0,859	0,0002
Auxiliaire = 1 si employés 19 ou moins	21,308	4,304	0,0001
Union89	-21,075	9,300	0,0234
Nombre total d'enfants	-4,732	1,481	0,0014

**Tableau C.5**  
**Modèle tobit de la période d'emploi non standard en 1989**  
**Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures**  
**travaillées < 15/semaine**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur- type	Pr > chi - carré
Constante	-33,445	5,566	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	24,021	10,235	0,0189
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	14,420	2,923	0,0001
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	14,776	2,616	0,0001
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	3,452	3,382	0,3074
Auxiliaire = 1 si études universitaires	4,614	4,528	0,3082
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	-6,187	7,530	0,4112
Auxiliaire = 1 si profession libérale	19,330	4,792	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	19,537	4,441	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	-6,818	10,412	0,5126
Auxiliaire = 1 si ventes et services	15,520	4,471	0,0005
Auxiliaire = 1 si minorité	18,176	4,213	0,0001
Auxiliaire = 1 si étranger	-8,240	3,649	0,0240
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 0 à 2 ans	-31,243	8,538	0,0003
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 3 à 5 ans	3,380	6,548	0,6057
Auxiliaire = 1 si enfants âgés de 6 à 15 ans	8,333	2,564	0,0012
Nombre total d'enfants au carré	1,292	0,668	0,0533
Auxiliaire = 1 si secteur primaire	9,836	6,705	0,1424
Auxiliaire = 1 si service d'utilité publique	-17,187	6,489	0,0081
Auxiliaire = 1 si commerce de détail et de gros	13,814	3,129	0,0001
Auxiliaire = 1 si finance	-12,172	4,078	0,0028
Auxiliaire = 1 si autres services	8,591	3,192	0,0071
Auxiliaire = 1 si administration publique	3,350	4,599	0,4664
Auxiliaire = 1 si employées 19 ou moins	8,679	2,047	0,0001
Auxiliaire = 1 si en inactivité durant 53 semaines auxiliaire = 1 si âgées de 16 à 24 ans	-12,332	4,143	0,0029

**Tableau C.6**  
**Modèle tobit de la période d'emploi non standard en 1989**  
**Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures**  
**travaillées < 15/semaine**  
**Femmes célibataires**  
**Âgées 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
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	2,912	9,797	0,7663
Auxiliaire = 1 si profession libérale	36,286	8,306	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	20,838	8,249	0,0115
Auxiliaire = 1 si agriculture	22,305	26,701	0,4035
Auxiliaire = 1 si ventes et services	45,310	8,213	0,0001
Auxiliaire = 1 si limité par une invalidité	13,867	6,621	0,0362
Auxiliaire = 1 si minorité	-18,469	8,800	0,0358
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-10,164	3,976	0,1060
Auxiliaire = 1 si employées 19 ou moins	21,114	4,392	0,0001

**Tableau C.7**  
**Modèle tobit de la période d'emploi non standard en 1989**  
**Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures**  
**travaillées < 15/semaine**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 16 à 24 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-79,632	7,176	0,0001
Auxiliaire = 1 si non anglophones	19,340	4,719	0,0001
Auxiliaire = 1 si employées 19 ou moins	17,032	5,570	0,0022
Auxiliaire = 1 si employées 500 ou plus	11,908	5,615	0,0339

**Tableau C.8**  
**Modèle tobit de la période d'emploi non standard en 1989**  
**Variable dépendante = semaines d'emploi en 1989 lorsque les heures**  
**travaillées < 15/semaine**  
**Femmes mariées**  
**Âgées de 25 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur- type	Pr > chi - carré
Constante	-170,564	9,013	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	11,185	4,338	0,0099
Auxiliaire = 1 si études secondaires partielles	4,472	3,371	0,1846
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	7,894	3,820	0,0388
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	7,171	3,094	0,0205
Auxiliaire = 1 si études universitaires	13,313	3,389	0,0001
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si gestion ou administration	11,076	5,384	0,0397
Auxiliaire = 1 si profession libérale	37,652	4,601	0,0001
Auxiliaire = 1 si emploi de bureau	33,587	4,450	0,0001
Auxiliaire = 1 si agriculture	21,888	8,683	0,0117
Auxiliaire = 1 si ventes et services	36,821	4,512	0,0001
Auxiliaire = 1 si minorité	-11,458	5,597	0,0406
Auxiliaire = 1 si étrangères	-6,804	2,920	0,0198
Semaines requises pour être admissible	4,363	0,567	0,0001
Auxiliaire = 1 si secteur primaire	-5,295	5,757	0,3577
Auxiliaire = 1 si service d'utilité publique	-10,351	5,451	0,0576
Auxiliaire = 1 si commerce de détail et de gros	-11,806	3,272	0,0003
Auxiliaire = 1 si finance	-15,282	3,534	0,0001
Auxiliaire = 1 si autres services	-18,179	3,714	0,0001
Auxiliaire = 1 si administration publique	-17,239	4,832	0,0004
Auxiliaire = 1 si employées 19 ou moins	30,413	2,584	0,0001
Auxiliaire = 1 si employées 500 ou plus	8,414	2,455	0,0006

**Tableau C.9**  
**Modèle logit de la probabilité de mariage**  
**Variable dépendante = 1 si mariée en 1990**  
**Femmes**  
**Âgées de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-3,843	0,189	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,000	0,191	0,9979
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,236	0,092	0,0104
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,083	0,100	0,4078
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,109	0,111	0,3267
Auxiliaire = 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 de travail en 1989	0,005	0,002	0,0310
Salaire hebdomadaire moyen en 1989	0,000	0,0002	0,0001
Différence de revenu entre 1988 et 1989	0,000002	0,000004	0,5577
Auxiliaire = 1 si total des enfants > 0	-0,011	0,187	0,9535
Nombre total d'enfants	0,059	0,113	0,6047
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	-0,427	0,259	0,0999
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	0,182	0,163	0,2652
Auxiliaire = 1 si âgées de 20 à 24 ans	1,120	0,139	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	0,871	0,137	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	-0,652	0,263	0,0131
Auxiliaire = 1 si âgées de 55 à 64 ans	-1,484	0,371	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalides	-0,050	0,022	0,0207
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,311	0,169	0,0661
Auxiliaire = 1 si étrangères	-0,241	0,137	0,0791
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,228	0,070	0,0012

**Tableau C.10**  
**Modèle logit de la probabilité de mariage**  
**Variable dépendante = 1 si marié en 1990**  
**Hommes**  
**Âgés de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-3,757	0,194	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,224	0,206	0,2775
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,279	0,093	0,0028
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,030	0,104	0,7747
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,245	0,107	0,0223
Auxiliaire = 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 de travail en 1989	0,008	0,002	0,0008
Salaire hebdomadaire moyen en 1989	0,000	0,0001	0,0001
Différence de revenu entre 1988 et 1989	-0,000003	0,000004	0,3762
Auxiliaire = 1 si total des enfants > 0	0,271	0,219	0,2158
Nombre total d'enfants	-0,115	0,147	0,4347
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	-0,629	0,261	0,0158
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	-0,063	0,162	0,6994
Auxiliaire = 1 si âgés de 20 à 24 ans	0,842	0,134	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	0,471	0,132	0,0003
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-0,316	0,229	0,1685
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	-1,015	0,347	0,0034
Auxiliaire = 1 si invalides	-0,038	0,022	0,0814
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,216	0,165	0,1896
Auxiliaire = 1 si étrangers	-0,175	0,132	0,1863
Auxiliaire = 1 si non anglophones	0,134	0,072	0,0624

**Tableau C.11**  
**Modèle logit de la probabilité de divorce**  
**Variable dépendante = 1 si divorcées en 1990**  
**Femmes**  
**Âgées de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-4,418	0,770	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,247	0,235	0,2924
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,527	0,283	0,0624
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,171	0,193	0,3756
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,367	0,243	0,1319
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si en chômage en 1989	-0,039	0,411	0,9237
Semaines de travail en 1989	0,004	0,038	0,3191
Salaire hebdomadaire moyen en 1989	0,000	0,0003	0,0011
Différence de revenu entre 1988 et 1989	0,00000	0,00000	0,3779
Auxiliaire = 1 si total des enfants > 0	0,400	0,257	0,1197
Nombre total d'enfants	-0,038	0,117	0,7440
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 à 19 ans	0,589	0,584	0,3130
Auxiliaire = 1 si âgées de 20 à 24 ans	0,563	0,245	0,0216
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	0,347	0,178	0,0517
Auxiliaire = 1 si âgées de 45 à 54 ans	-0,291	0,263	0,2689
Auxiliaire = 1 si âgées de 55 à 64 ans	0,090	0,284	0,7514
Auxiliaire = 1 si invalides	0,464	0,196	0,0179
Auxiliaire = 1 si minorité	-0,887	0,500	0,0760
Auxiliaire = 1 si étrangères	-0,026	0,217	0,9051
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,302	0,147	0,0395
Auxiliaire = 1 si la famille a reçu de l'aide sociale en 1989	-0,400	0,313	0,2014
Revenu familial total	-0,000	0,000	0,0431
Auxiliaire = 1 si revenu familial > 65 000 en 1989	-0,065	0,349	0,8532
Auxiliaire = 1 si un membre de la famille est en chômage en 1989	0,740	0,468	0,1138
Auxiliaire = 1 si aucun membre de la famille n'est en chômage en 1989	0,671	0,426	0,1152
Auxiliaire = 1 si aucun membre de la famille n'a reçu d'assurance-chômage	-0,071	0,219	0,7475
Auxiliaire = 1 si le répondant n'a pas reçu d'assurance-chômage mais qu'un autre membre de la famille en a reçu	-0,090	0,291	0,7567

**Tableau C.12**  
**Modèle logit de la probabilité de divorce**  
**Variable dépendante = 1 si divorcés en 1990**  
**Hommes**  
**Âgés de 16 à 64 ans**

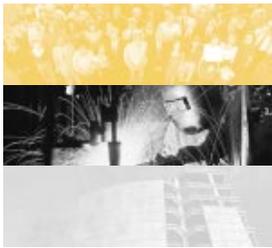
Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-3,180	0,801	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,035	0,272	0,8990
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,259	0,228	0,2562
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,093	0,229	0,6885
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,060	0,220	0,7848
Auxiliaire = 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
Auxiliaire = 1 si en chômage en 1989	0,289	0,346	0,4039
Semaines de travail en 1989	-0,003	0,006	0,5832
Salaire hebdomadaire moyen en 1989	0,000	0,0003	0,0375
Différence de revenu entre 1988 et 1989	-0,00000	0,00000	0,3106
Auxiliaire = 1 si total des enfants > 0	-0,210	0,271	0,4389
Nombre total d'enfants	0,018	0,122	0,8843
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 à 19 ans	0,375	0,938	0,6894
Auxiliaire = 1 si âgés de 20 à 24 ans	0,775	0,258	0,0026
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	0,141	0,176	0,4240
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-0,704	0,261	0,0070
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	-0,594	0,294	0,0434
Auxiliaire = 1 si invalides	0,177	0,218	0,4175
Auxiliaire = 1 si minorité	-1,725	0,842	0,0406
Auxiliaire = 1 si étrangers	-0,403	0,261	0,1226
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,062	0,149	0,6777
Auxiliaire = 1 si la famille a reçu de l'aide sociale en 1989	-0,589	0,346	0,0890
Revenu familial total	0,000	0,000	0,9522
Auxiliaire = 1 si revenu familial > 65 000 en 1989	-0,430	0,352	0,2218
Auxiliaire = 1 si un membre de la famille est en chômage en 1989	-0,087	0,420	0,8362
Auxiliaire = 1 si aucun membre de la famille n'est en chômage en 1989	0,097	0,360	0,7873
Auxiliaire = 1 si aucun membre de la famille n'a reçu d'assurance-chômage	-0,104	0,244	0,6701
Auxiliaire = 1 si le répondant n'a pas reçu d'assurance-chômage mais qu'un autre membre de la famille en a reçu	-0,060	0,294	0,8386

**Tableau C.13**  
**Modèle logit de la probabilité d'avoir un bébé**  
**Variable dépendante = 1 si un bébé est né en 1990**  
**Femmes**  
**Âgées de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi-carré
Constante	-4,234	0,443	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	0,024	0,177	0,8899
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,052	0,103	0,6143
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,266	0,085	0,0017
Auxiliaire = 1 si études universitaires	-0,014	0,106	0,8917
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-0,274	0,187	0,1413
Semaines de chômage en 1988	0,005	0,004	0,1977
Semaines de travail en 1989	-0,009	0,002	0,0001
Salaire hebdomadaire moyen en 1989	-0,00014	0,00018	0,4357
Différence de revenu entre 1988 et 1989	-0,00001	0,00000	0,0003
Auxiliaire = 1 si total des enfants > 0	0,894	0,121	0,0001
Nombre total d'enfants	-0,809	0,067	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 16 ans	1,894	0,400	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 17 à 19 ans	2,350	0,202	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 20 à 24 ans	2,694	0,141	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgées de 25 à 34 ans	2,473	0,131	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalides	-0,627	0,158	0,0001
Auxiliaire = 1 si minorité	0,784	0,142	0,0001
Auxiliaire = 1 si étrangères	0,142	0,115	0,2166
Auxiliaire = 1 si la famille a reçu de l'aide sociale en 1989	0,242	0,212	0,2536
Auxiliaire = 1 si un membre de la famille a reçu de l'assurance-chômage	-0,049	0,073	0,5030
Revenu familial total	-0,000001	0,000002	0,4724
Auxiliaire = 1 si célibataires	0,560	0,530	0,2910
Auxiliaire = 1 si revenu familial > 65 000 en 1989	0,168	0,161	0,2961
Auxiliaire = 1 si célibataires et ont reçu de l'aide sociale en 1989	-1,494	0,284	0,0001
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,154	0,068	0,0225

**Tableau C.14**  
**Modèle logit de la probabilité d'avoir un bébé**  
**Variable dépendante = 1 si un bébé est né en 1990**  
**Hommes**  
**Âgés de 16 à 64 ans**

Nom de la variable	Coefficient estimé	Erreur-type	Pr > chi - carré
Constante	-3,554	0,464	0,0001
Auxiliaire = 1 si aucune année d'études ou études primaires	-0,028	0,167	0,8662
Auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,063	0,107	0,5521
Auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,150	0,093	0,1074
Auxiliaire = 1 si études universitaires	0,210	0,949	0,0273
Auxiliaire = 1 si enseignement professionnel	-0,160	0,147	0,2788
Semaines de chômage en 1988	0,005	0,005	0,3212
Semaines de travail en 1989	0,002	0,003	0,5031
Salaire hebdomadaire moyen en 1989	0,0004	0,0001	0,0055
Différence de revenu entre 1988 et 1989	0,00000	0,00000	0,0068
Auxiliaire = 1 si total des enfants > 0	1,088	0,128	0,0001
Nombre total d'enfants	-0,902	0,072	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 16 ans	1,619	0,492	0,0010
Auxiliaire = 1 si âgés de 17 à 19 ans	1,727	0,260	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 20 à 24 ans	1,984	0,133	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 25 à 34 ans	2,095	0,104	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 45 à 54 ans	-1,929	0,266	0,0001
Auxiliaire = 1 si âgés de 55 à 64 ans	-4,750	1,098	0,0001
Auxiliaire = 1 si invalides	0,183	0,123	0,1385
Auxiliaire = 1 si minorité	0,558	0,142	0,0001
Auxiliaire = 1 si étrangers	0,407	0,109	0,0002
Auxiliaire = 1 si la famille a reçu de l'aide sociale en 1989	-0,092	0,225	0,6839
Auxiliaire = 1 si un membre de la famille a reçu de l'assurance-chômage	-0,041	0,074	0,5829
Revenu familial total	-0,00000	0,00000	0,0384
Auxiliaire = 1 si célibataires	-2,902	0,936	0,0019
Auxiliaire = 1 si revenu familial > 65 000 en 1989	0,066	0,161	0,6828
Auxiliaire = 1 si célibataires et ont reçu de l'aide sociale en 1989	0,037	0,479	0,9384
Auxiliaire = 1 si non anglophones	-0,065	0,070	0,3488



## *Bibliographie*

Fritzell, J., « Income Inequality Trends in the 1980's : A five-country comparison », Stockholm University, Swedish Institute for Social Research, document photocopié, avril 1992.

Jones, document présenté à la conférence du CERF sur l'assurance-chômage en octobre 1994.

# 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 du régime de 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. On peut en obtenir des exemplaires à l'adresse suivante :

Développement des ressources humaines Canada  
Centre de renseignements  
140, promenade du Portage  
Phase 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 : établissemments 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.