

AC

L'assurance-chômage et la redistribution du revenu : une micro-simulation



par Sadettin Erksoy,
Lars Osberg
et Shelley Phipps



Développement des
ressources humaines Canada

Human Resources
Development Canada

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



Canada

Août 1995

Also available in English.

IN-AH-221F-08-95



Imprimé sur du papier recyclé.

AC

*L'assurance-chômage et la
redistribution du revenu :
une microsimulation*

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

Université Dalhousie

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

Remerciements

Le présent document est le vingt-deuxième d'une série de publications parrainées 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. Le contenu de ce document demeure la seule responsabilité des auteurs et ne reflète pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada.

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'évaluation 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. Choix d'une période de comptabilisation	10
2. Choix d'une méthodologie	13
3. Structure du modèle	15
4. Caractéristiques comportementales du modèle	22
5. Effets distributifs d'autres régimes d'assurance-chômage	28
6. Conclusion	37
Annexe A : Équations	39
Annexe B : Équations de comportement	40
Annexe C : Fonction des impôts.....	58
Annexe D : Équations de salaire	63
Annexe E : Statistiques de l'inégalité	64
Annexe F : Répartition du revenu	73
Annexe G : Moyennes	75
Annexe H : Taux de chômage	77
Bibliographie	78
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage	80

Liste des tableaux

Tableau 1	Variations des taux de chômage selon diverses règles du régime	21
Tableau 2	Taux marginaux d'imposition Hommes — Ontario	26
Tableau 3	Résultats comportementaux annuels Femmes et hommes — Échantillon complet	29
Tableau 4	Proportion de ceux qui touchent des prestations d'assurance-chômage selon le nombre de semaines d'emploi, Canada, 1986	32

Liste des figures

Figure 1	Illustration du cadre annuel de temps	11
----------	---	----



Résumé

Dans cette étude, notre propos est d'examiner l'importance de l'effet de redistribution de l'assurance-chômage sur le comportement. Dans la première partie de ce rapport, nous étudions la méthode de microsimulation utilisée pour analyser les effets de la redistribution sur l'ensemble du cycle économique, la notion de modèle de microsimulation du comportement et les séries de données entrant dans l'analyse. Dans la seconde partie, nous présentons les résultats estimatifs des équations de comportement contenues dans le modèle, un résumé des hypothèses utilisées pour calculer les effets de la redistribution de l'assurance-chômage, de même que les principaux résultats.

Les résultats de notre simulation des effets des changements apportés au régime d'assurance-chômage sur la redistribution peuvent être résumés de la façon suivante :

- Selon divers scénarios de microsimulation, les changements apportés au régime d'assurance-chômage n'ont pas d'effet sensible sur le nombre annuel de semaines de chômage ni sur les autres indices du marché du travail.
- L'inégalité de revenu augmenterait si le nombre minimum de semaines requises pour être admissible à l'assurance-chômage était majoré de cinq semaines dans chaque région. À notre avis, seulement un nombre assez petit de prestataires d'assurance-chômage seraient touchés par une telle mesure parce que moins de 13 p. 100 des prestataires d'assurance-chômage accumulent 19 semaines d'emploi ou moins avant que soit établie leur admissibilité tandis que les autres adoptent un autre comportement pour demeurer admissibles. Toutefois, dans l'ensemble, l'inégalité augmenterait parce que l'inadmissibilité globale aux prestations d'assurance-chômage entraînerait de très grosses pertes de revenu pour les personnes touchées.
- L'inégalité de revenu augmenterait si le taux de remplacement des salaires par les prestations était ramené de 60 à 50 p. 100. Ce changement toucherait tous les prestataires d'assurance-chômage, mais l'effet sur un prestataire donné ne serait pas aussi grand que les effets possibles de l'inadmissibilité mentionnés plus haut.
- L'inégalité en matière de revenu serait réduite si le plafond des gains assurables passait à 150 p. 100 des gains hebdomadaires moyens. Comme les personnes à revenu élevé risquent moins que les personnes à revenu moyen de devenir chômeurs et de demander des prestations d'assurance-chômage, les cotisations accrues qu'elles verseraient feraient plus que compenser la hausse des prestations d'assurance-chômage qui seraient versées.
- La réduction de 50 à 40 du nombre maximum de semaines de prestations n'aurait pas d'effet sensible sur l'inégalité de revenu.

- En comparant les régimes d'assurance-chômage en vigueur en 1971, en 1986, en 1990 et en 1994 pour le cycle économique de 1981-1989, on constate que l'instauration de régimes d'assurance-chômage plus restrictifs accroît l'inégalité au Canada. Tout particulièrement, les personnes des quintiles inférieurs semblent perdre beaucoup plus que celles des quintiles moyens et supérieurs quand le régime d'assurance-chômage devient moins généreux.



Introduction

Dans l'ensemble, en regard des normes internationales, le Canada dépense relativement peu en transferts de protection sociale. Néanmoins, les prestations d'assurance-chômage représentent une proportion sensible de la production totale du Canada. En soutenant directement de nombreux citoyens victimes du chômage croissant, le régime d'assurance-chômage aide peut-être à maintenir la stabilité de la distribution globale des revenus au Canada. Son apport consisterait à contrebalancer l'inégalité croissante des revenus personnels qu'engendrent normalement les périodes de récession.

L'effet redistributif de l'assurance-chômage au Canada a été étudié par Kapsalis en 1978, Cloutier et Smith en 1980, et LeBlanc en 1988. Toutes ces études considéraient les montants d'assurance-chômage, après déduction des impôts et des cotisations, reçus par des personnes qui se situaient dans diverses tranches de revenus avant de percevoir des prestations, au cours d'une année civile particulière; c'était là un cadre de comptabilisation assez arbitraire. Ces études ont permis de conclure que les prestations d'assurance-chômage ne favorisent pas particulièrement les pauvres, car de nombreux prestataires étaient des personnes qui avaient auparavant des revenus relativement élevés.

Dans la présente étude, nous examinons comment les réactions comportementales des personnes à d'éventuelles modifications du régime d'assurance-chômage pourraient influencer sur la distribution des revenus et des prestations du régime parmi les hommes, les femmes et les ménages au Canada. Nos travaux diffèrent des travaux précédents du fait que nous y étudions les effets redistributifs du régime d'assurance-chômage sur un cycle économique entier et qu'ils comportent une modélisation des effets incitatifs du régime.

Structure du présent rapport

La section 1 porte sur le choix d'une période de comptabilisation pour la mesure de la distribution des revenus. À la section 2, nous expliquons le choix de la méthodologie et comment celle-ci fonctionne. À la section 3, nous donnons les détails de la structure du modèle, tandis qu'à la section 4, nous nous intéressons aux caractéristiques comportementales du modèle. À la section 5, nous présentons les effets comparatifs sur la distribution des revenus de divers régimes d'assurance-chômage. À la section 6, nous présentons nos conclusions. Nous invitons les chercheurs à consulter les annexes techniques A à H pour plus de détails sur les équations utilisées dans notre modèle et les résultats de nos analyses.

En soutenant directement de nombreux citoyens victimes du chômage croissant, le régime d'assurance-chômage aide peut-être à maintenir la stabilité de la distribution globale des revenus au Canada.



Un intervalle annuel peut fausser l'information sur les effets de redistribution des revenus du régime d'assurance-chômage.

1. Choix d'une période de comptabilisation

L'effet redistributif des programmes de protection sociale est habituellement mesuré sur des intervalles discrets d'une année. Toutefois, puisque les périodes de chômage peuvent naturellement chevaucher le début ou la fin d'une année donnée, le choix d'intervalles annuels pour la mesure de la distribution des revenus peut influencer sur notre compréhension des effets de l'assurance-chômage sur cette distribution.

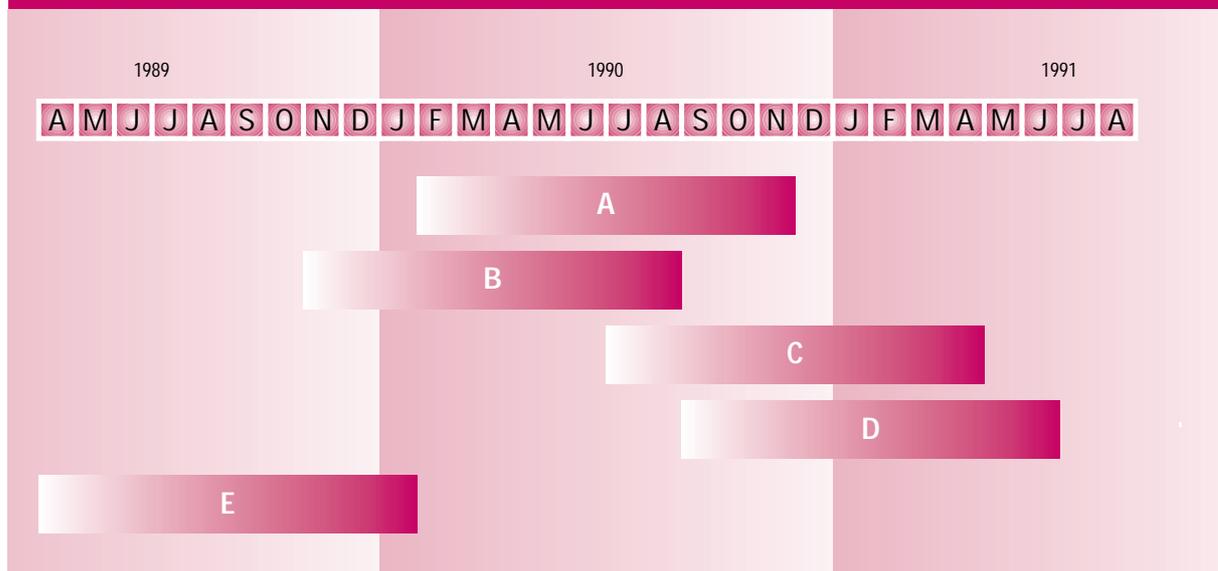
En 1990, au Canada, les familles et les personnes seules se situant dans la tranche inférieure de 20 p. 100 de la distribution des revenus ont gagné moins de 16 000 \$; le deuxième quintile affichait des revenus se situant entre 17 000 \$ et 29 000 \$; dans le troisième quintile, les revenus allaient de 30 000 \$ à 44 000 \$; dans le quatrième quintile, les revenus se situaient entre 45 000 \$ et 64 000 \$; et dans le cinquième quintile, le plus riche, les revenus étaient supérieurs à 65 000 \$¹.

Pour montrer comment un intervalle annuel peut fausser l'information sur les effets de redistribution des revenus du régime d'assurance-chômage, supposons que cinq personnes, ayant chacune un taux de salaire mensuel de 6 000 \$, ont perdu leur emploi à des moments différents (figure 1). Ces personnes ont toutes été en chômage pendant dix mois avant de trouver un autre emploi au même taux de salaire.

- **La personne A** a été en chômage du 1^{er} février au 30 novembre 1990, c'est-à-dire qu'elle a travaillé durant deux mois cette année-là. Avec des gains de 12 000 \$, outre ses prestations d'assurance-chômage, elle se trouvait dans le quintile inférieur de la distribution des revenus de 1990.
- **La personne B** a commencé sa période de chômage le 1^{er} novembre 1989 et a trouvé un emploi le 1^{er} septembre 1990. Elle a donc gagné un salaire pendant quatre mois en 1990 – un total de 24 000 \$ – et se trouvait dans le deuxième quintile de la distribution des revenus de 1990.
- **La personne C** a perdu son emploi le 1^{er} juillet 1990. Ses gains des six premiers mois de 1990 – au total 36 000 \$ – la situaient dans le troisième quintile de la distribution des revenus.
- **La personne D** est tombée en chômage le 1^{er} septembre, mais avait travaillé durant les huit premiers mois de l'année. Ses gains de 48 000 \$ la situaient dans le quatrième quintile.
- **La personne E** a perdu son emploi en avril de l'année précédente, puis a trouvé un emploi le 1^{er} février 1990. Avec ses gains de 66 000 \$ pour 11 mois, elle se trouvait dans le quintile supérieur de la distribution des revenus.

¹ Statistique Canada, n° 13-207 au catalogue, p. 137.

Figure 1
Incidence du recours répété à l'a.-c., selon le sexe, 1989



Puisqu'une période de chômage plus longue au cours d'une année donnée se traduit forcément par une période d'emploi plus courte et des gains plus faibles, le moment où commence la période de chômage peut influencer sensiblement sur l'effet redistributif apparent des paiements de transfert. Dans notre exemple, même si les personnes avaient toutes le même taux de salaire mensuel, d'importantes variations de leurs gains annuels résultent du simple fait que leurs périodes de chômage ont commencé à des moments différents.

De nombreux programmes de transfert de l'État-providence moderne sont eux aussi liés à des états qui se prolongent au cours de certaines périodes. En tout temps, il y a des personnes qui deviennent assistées sociales ou accidentées du travail ou qui cessent de l'être, ou encore qui changent d'état matrimonial. L'ampleur des paiements de transferts déclenchés par ces transitions au cours d'une année donnée dépend grandement du *moment* où sont survenues les transitions.

Il faut également se demander dans quelle mesure les facteurs d'incitation inhérents aux programmes sociaux influent sur ces transitions. Dans plusieurs recherches nous avons examiné les effets possibles de l'assurance-chômage sur la durée des périodes de chômage. Mentionnons en particulier les enquêtes d'Atkinson et Micklewright en 1991, et d'Osberg en 1993. Ces enquêtes ont révélé d'importants éléments d'incertitude quant aux effets des prestations d'assurance-chômage sur la durée des périodes de chômage. Toutefois, ce serait adopter une position extrême que de supposer que le régime d'assurance-chômage n'a *aucun* effet sur le comportement individuel².

2 Notons qu'il ne suffit pas de tenir compte uniquement du taux de remplacement (prestations/salaire) pour modéliser les réactions comportementales au régime d'assurance-chômage. C'est pourquoi, dans la présente étude, nous avons pris soin d'intégrer au modèle de nombreuses caractéristiques institutionnelles du régime d'assurance-chômage canadien.

Le cycle économique est une période qui convient pour mesurer l'effet redistributif de l'assurance-chômage.

Si nous étions dans un contexte de croissance et de taux de chômage constants, l'omission du fait que les périodes de chômage sont tronquées et de l'effet possible des prestations sur la durée des périodes de chômage causerait un degré d'erreur uniforme dans les mesures des effets distributifs. Dans un tel monde à l'état stable, nous pourrions laisser de côté cette erreur au moment d'établir des comparaisons entre périodes et entre pays, car le cadre de comptabilisation annuel et l'omission de la réaction comportementale n'auraient pas d'incidences sur la mesure de l'inégalité.

Toutefois, dans le monde *réel*, le chômage global affiche des fluctuations considérables tout au long du cycle économique et, selon certaines indications, les chômeurs modifient leur comportement à l'égard de la recherche d'un emploi selon l'évolution de la situation globale du chômage³. L'existence d'un cycle macroéconomique a pour effet d'introduire des degrés d'erreur variables dans les mesures de l'inégalité, si ces mesures reposent sur une période de comptabilisation annuelle et ne tiennent pas compte des réactions comportementales.

Si nous faisons porter *sur la vie entière* nos mesures de l'incidence des régimes d'assurance-chômage sur la redistribution des revenus, nous éviterions les problèmes de mesure attribuables aux périodes de chômage tronquées, mais nous aurions de graves difficultés sur le plan de la collecte des données et sur le plan conceptuel. Les méthodes d'actualisation normalement utilisées dans le calcul des revenus sur la vie entière supposent l'existence de marchés de capitaux parfaits. Cette hypothèse ne convient pas à l'étude du chômage, car si les marchés de capitaux étaient parfaits et que les personnes pouvaient emprunter à leur gré, la justification sociale de toute forme d'assurance-chômage serait moindre.

Les auteurs de la présente étude sont d'avis que le *cycle économique* est une période qui convient pour mesurer l'effet redistributif de l'assurance-chômage⁴. Cette approche n'éliminera pas le problème des périodes de chômage tronquées, mais elle en réduira l'effet au minimum, car la période de comptabilisation sera plus longue. Puisque les périodes de chômage seront tronquées seulement si elles ont commencé avant le début du cycle économique ou se poursuivent au-delà de ce dernier, l'erreur de mesure sera faible, en proportion du total des revenus gagnés pendant le cycle entier. Par ailleurs, comme un des principaux objets de l'assurance-chômage est de protéger les revenus des personnes contre les fluctuations du cycle économique, le choix du cycle économique comme période de comptabilisation semble judicieux.

Pour notre étude, nous avons mesuré les effets distributifs de l'assurance-chômage sur un cycle économique de huit ans allant de 1981 à 1989. Au début de ce cycle, le taux de chômage national du Canada était de 7,5 p. 100; il a atteint 11,8 p. 100 en 1983, avant de fléchir progressivement et de revenir en 1989 à son seuil initial de 7,5 p. 100. Avec un tel intervalle de comptabilisation, les seules périodes de chômage tronquées sont celles qui ont commencé avant janvier 1981 ou se sont poursuivies après décembre 1989.

³ Osberg, 1993b.

⁴ Se fondant sur des données longitudinales mensuelles de la US Survey of Income and Program Participation (SIPP), Ruggles et Robertson (1989) observent beaucoup plus de variation dans l'expérience de la pauvreté à l'intérieur d'une année que ne l'indiquent les revenus annuels. Leur étude examine les conséquences du choix d'une période de comptabilisation de moins d'un an, tandis que la nôtre s'intéresse à un intervalle plus long que l'année.

2. Choix d'une méthodologie



Dans cette étude, nous utilisons une méthode de microsimulation pour examiner à la fois la réaction comportementale et le problème du cadre de comptabilisation. Cette méthode nous aide à comprendre comment l'économie aurait fonctionné dans différentes circonstances externes ou avec différents facteurs d'incitation internes, car elle tient entièrement compte de l'hétérogénéité des caractéristiques individuelles, de l'interdépendance des processus économiques et de l'endogénéité des caractéristiques individuelles dans le temps.

La microsimulation nous permet aussi d'étudier comment les changements du comportement microéconomique influent sur la macroéconomie. Est-ce qu'une modification des facteurs d'incitation, par exemple la réduction des prestations d'assurance-chômage, changerait l'incidence relative du chômage, ou encore son niveau absolu. Si la personne A, dont le ratio prestations/salaire avait été jusqu'à relativement élevé, réduit de façon radicale son salaire d'acceptation — le salaire minimum auquel elle acceptera de reprendre un emploi — en raison d'une baisse des prestations, peut-on conclure simplement que l'emploi qu'elle accepte maintenant ne peut plus être offert à la personne B? Si le nombre d'emplois disponibles est déterminé par le côté demande du marché du travail, la modification des facteurs d'incitation liés à l'assurance-chômage peut seulement agir sur les positions relatives des personnes qui se trouvent dans la file d'attente des sans-emploi. Elle n'influe pas sur le taux de chômage global. Nous parlons dans ce cas du scénario de la « file d'attente », par opposition au scénario « néo-classique », dans lequel le chômage est entièrement déterminé par le côté offre du marché du travail.

Si le fait que chaque personne trouve un emploi plus vite n'a pas d'incidence sur les chances de succès de tous les autres chercheurs d'emploi, nous pouvons mesurer l'incidence de changement des facteurs d'incitation de l'assurance-chômage sur l'emploi total en examinant les variations totales résultant de la durée des périodes de chômage. Par la méthode de microsimulation, nous pouvons examiner l'effet de l'assurance-chômage sur la distribution des revenus tant dans le scénario de la file d'attente que dans le scénario néo-classique, en utilisant des estimations de l'incidence de l'assurance-chômage sur le taux de chômage global qu'on trouve dans la documentation macroéconomique.

Description de la microsimulation

Les origines de la microsimulation remontent aux travaux d'Orcutt et de ses collaborateurs (1986). L'idée de base est de recueillir des microdonnées sur un échantillon-panel représentatif des ménages individuels, puis de simuler l'incidence de diverses politiques ou situations sur chaque membre du panel.

Il importe, en microsimulation, de modéliser correctement la corrélation dans le temps du comportement des individus. Par exemple, est-ce que le fait qu'une personne soit en chômage cette année accroît la probabilité qu'elle soit en chômage dans l'avenir, ou encore la probabilité que ses futures périodes de chômage soient plus longues?

Par la méthode de microsimulation, nous pouvons examiner l'effet de l'assurance-chômage sur la distribution des revenus tant dans le scénario de la file d'attente que dans le scénario néo-classique, en utilisant des estimations de l'incidence de l'assurance-chômage sur le taux de chômage global qu'on trouve dans la documentation macroéconomique.

Les modèles d'incidence, comme la Base de données — modèle de simulation de politiques sociales (BDMSPS) — de Statistique Canada, contiennent des algorithmes complexes de calcul de l'incidence de dispositions fiscales et de mesures législatives de protection sociale sur la situation particulière de chaque personne⁵. Toutefois, ces modèles ne comprennent pas d'équations décrivant les changements de comportements individuels pouvant résulter des facteurs d'incitation des programmes sociaux.

Des modèles de microsimulation des comportements à l'état stable, comme celui utilisé par Harding en 1992, permettent, eux, des variations dans le temps du comportement de la main-d'œuvre et d'autres caractéristiques individuelles en réaction à des changements d'ordre législatif. Toutefois, on fait l'hypothèse, tout au long de la progression d'une cohorte de personnes dans le temps, que le contexte macroéconomique ne change pas.

Notre étude met à contribution les modèles élaborés par Erksoy, en 1992, et par Osberg, Erksoy et Phipps, en 1993, et qui intègrent un modèle de microsimulation des comportements dans un contexte macroéconomique qui varie dans le temps. Comme on dispose déjà de données chronologiques sur des valeurs globales du marché du travail, par exemple le taux de chômage, on peut faire en sorte que le comportement microéconomique des personnes suive, globalement, l'évolution réelle de l'économie. Les données historiques nous aident donc à calibrer la performance du modèle. Nous pouvons aussi examiner les conséquences microéconomiques d'événements macroéconomiques antérieurs réels, et faire des comparaisons avec les conséquences de scénarios hypothétiques, comme celui d'une croissance macroéconomique stable.

5 (Voir Bordt et coll., 1990)

3. Structure du modèle



Nous utilisons comme base du modèle de simulation le régime d'assurance-chômage tel qu'il existait en 1986-1987. Ainsi, pour les simulations qui visent à étudier les effets comportementaux et distributifs de modifications du régime, nous effectuons le changement à partir des caractéristiques de 1986-1987 du régime.

De 1981 à 1989, environ 90,1 p. 100 de la population active canadienne était protégée par le régime d'assurance-chômage. Pour être admissibles à des prestations au Canada, les travailleurs devaient avoir un nombre minimum de semaines d'emploi assurable, lequel dépendait du taux de chômage régional. Dans les régions les plus durement touchées par le chômage, le nombre minimum de semaines requises était moindre. Après une perte d'emploi, une période d'attente obligatoire de deux semaines devait s'écouler avant qu'une demande de prestations puisse entrer en vigueur.

Les personnes admissibles recevaient des prestations égales à 60 p. 100 de leur rémunération assurable. Celles qui travaillaient moins de 15 heures par semaine ou qui gagnaient moins de 99 \$ (dollars canadiens de 1986) par semaine n'avaient pas de rémunération assurable. Le maximum de la rémunération assurable était réévalué chaque année et correspondait à la rémunération hebdomadaire moyenne de l'année précédente. En 1987, le maximum de la rémunération assurable était de 530 \$ par semaine.

La durée maximum des prestations dépendait des antécédents d'emploi de la personne et du taux de chômage local. Les prestations du régime duraient plus longtemps si la personne avait accumulé plus de semaines de travail que le nombre minimum avant de tomber en chômage, ou si elle résidait dans une région plus durement frappée par le chômage. Toutefois, la période de prestations maximum de toute personne au cours d'une période de 52 semaines était de 50 semaines, en sus de la période d'attente obligatoire de deux semaines.

Le régime était financé par les primes versées par les employés et les employeurs, ainsi que par les recettes fiscales générales. Puisque les prestations d'assurance-chômage sont un revenu imposable au Canada, les personnes ayant les revenus les plus élevés devaient retourner une partie importante des prestations reçues⁶.

Nous avons examiné les distributions des revenus pour l'ensemble des hommes et des femmes âgés de 16 à 64 ans, peu importe si oui ou non ils avaient déjà effectivement été sur le marché du travail⁷. Notre étude diffère, sous ce rapport, de beaucoup d'autres études sur le sujet. Nous croyons toutefois qu'une analyse de l'inégalité des revenus doit inclure les personnes qui ne reçoivent plus de revenus

Nous croyons qu'une analyse de l'inégalité des revenus doit inclure les personnes qui ne reçoivent plus de revenus parce qu'elles sont découragées et ont quitté la population active, ou parce qu'elles sont restées en chômage une année complète.

6 Le régime d'assurance-chômage du Canada a subi plusieurs changements depuis la période visée par notre étude. Voir Phipps (1990) pour un examen des changements mis en œuvre en 1990. Récemment, une modification qui faisait des primes la seule source de financement a été adoptée. Ces changements n'ont pas d'incidence sur notre étude, qui porte sur la période 1981-1989.

7 Au Canada, les personnes âgées de plus de 65 ans ne sont pas admissibles aux prestations d'assurance-chômage.

parce qu'elles sont découragées et ont quitté de la population active, ou parce qu'elles sont restées en chômage une année complète. Ces personnes sont les plus touchées par le chômage et ne devraient pas être exclues de notre analyse.

Il n'existe pas au Canada de panel longitudinal représentatif de microdonnées pouvant servir à estimer, pour chaque année de la période 1981-1989, la corrélation du comportement à l'égard du marché du travail. Par conséquent, nous avons utilisé les données de l'enquête sur l'activité⁸ de 1986-1987 pour estimer le taux d'activité, l'incidence du chômage et la durée du chômage. L'expérience du marché du travail de l'année précédente est, dans chaque cas, incluse comme déterminant de l'expérience de l'année courante.

Les équations estimées d'après les données de l'enquête sur l'activité ont été utilisées de pair avec les données de l'enquête de Statistique Canada de 1984 sur les biens et l'endettement, pour l'exécution des simulations et la réalisation des calculs. L'enquête sur les biens et l'endettement est particulièrement utile aux simulations du fait qu'elle contient, sur les ménages, des renseignements qui sont absents de l'enquête sur l'activité⁹.

Comme l'enquête sur les biens et l'endettement a été effectuée en 1983, il nous a fallu rajuster les données en fonction de l'année de base, soit 1981, point de départ du cycle étudié. Les revenus d'emploi et la valeur des biens ont donc été corrigés pour tenir compte de l'inflation. Nous avons aussi rajusté les durées des périodes de chômage observées pour qu'elles correspondent aux données observées en 1981.

Pour veiller à ce que nos résultats ne soient pas trop déformés par quelques cas extrêmes, nous avons exclu les personnes qui gagnaient moins de 50 \$ ou plus de 3 000 \$ par semaine. Ces exclusions faites, nous avons utilisé la rémunération hebdomadaire observée en 1983 comme mesure des revenus potentiels. Nous avons imputé une rémunération présumée à toutes les personnes n'ayant pas de rémunération observée. Au moyen de l'indice des prix à la consommation, nous avons ramené tous les montants nominaux à des montants en dollars constants de 1981.

Dans les scénarios simulant le taux de chômage antérieur, la rémunération hebdomadaire réelle de chaque personne a été rajustée chaque année en fonction du changement moyen observé de la rémunération hebdomadaire réelle au cours de la période de 1981 à 1989. Dans le scénario hypothétique d'une croissance à l'état stable, les rémunérations hebdomadaires réelles ont été rajustées de 0,56 p. 100 chaque année. Il s'agissait du taux moyen de croissance de la productivité de 1977 à 1981.

Dans le modèle de simulation, comme dans le monde réel, il y a une probabilité qu'une personne ne sera pas sur le marché du travail pendant n'importe quelle

8 L'enquête sur l'activité de 1986-1987 est une enquête longitudinale basée sur des échantillons stratifiés de membres de la population civile hors établissement. Les membres à plein temps des Forces armées canadiennes sont exclus. Cette enquête fournit des dossiers continus, relatifs à l'emploi et au chômage pour 1986 et 1987.

9 Dans de futures recherches, nous utiliserons les données de l'enquête sur l'activité de 1988-1990 pour tenir compte de l'effet des ménages sur la réaction comportementale des individus.

année donnée, ainsi qu'une probabilité qu'une personne ne trouvera pas d'emploi même si elle fait partie de la population active pendant une partie ou la totalité de l'année. Chaque année, par conséquent, on attribue, à partir du modèle, une rémunération nulle à une partie de la population. Pour la production des estimations de 1981, nous avons « rodé » le modèle en l'appliquant aux deux années précédentes.

Les personnes peuvent entrer sur le marché du travail ou en sortir. Certaines peuvent n'avoir aucun revenu durant une année donnée, mais en avoir un les années suivantes. Par conséquent, les données relatives à la distribution des revenus ont été calculées pour l'échantillon dans son ensemble, c'est-à-dire pour toutes les personnes âgées de 16 à 64 ans, à l'exception de celles appartenant aux catégories extrêmes de rémunération.

Grâce au modèle de simulation, on vérifiait d'abord si une personne était totalement hors de la population active. On attribuait ensuite à chaque personne de la population active un nombre particulier de semaines hors de la population active en fonction de caractéristiques démographiques, de ses antécédents sur le marché du travail, du taux de chômage régional et du nombre de semaines nécessaires pour avoir droit à l'assurance-chômage dans la région où vivait la personne active. Les semaines qu'une personne passait hors de la population active étaient en fait regroupées en une période unique¹⁰. Les personnes se voyaient attribuer une probabilité d'être hors de la population active pendant toute l'année, jusqu'à ce que l'effectif réellement observé dans cette catégorie soit atteint. Les personnes pour lesquelles la plus forte la probabilité d'être hors de la population active se manifestait étaient considérées comme des inactifs¹¹. Des équations distinctes ont été estimées pour les hommes et pour les femmes ainsi que pour trois groupes d'âge : 16 à 24 ans, 25 à 54 ans et 55 à 64 ans.

Pour préserver l'élément aléatoire sous-jacent à l'activité sur le marché du travail, nous avons ajouté des termes d'erreur aléatoire à l'espérance conditionnelle qu'une personne fasse partie de la population active et au nombre de semaines hors de la population active. Ces termes ont été tirés d'une distribution ayant une variance conforme à la variance non expliquée observée dans les équations 1 et 2 présentées à l'annexe A.

Nous avons supposé que dans le monde réel, l'élément aléatoire sous-jacent comporte des caractéristiques permanentes et des caractéristiques temporaires. Nous avons considéré que les caractéristiques permanentes étaient des caractéristiques non observées d'une personne qui demeuraient constantes d'une année à l'autre. Dans le modèle, nous avons établi à 30 p. 100 la part de cette composante dans le terme d'erreur produit pour chaque équation de comportement. Cette composante a été produite une fois et gardée constante pour chaque année de la simulation.

Dans le modèle de simulation, comme dans le monde réel, il y a une probabilité qu'une personne ne sera pas sur le marché du travail pendant n'importe quelle année donnée, ainsi qu'une probabilité qu'une personne ne trouvera pas d'emploi même si elle fait partie de la population active pendant une partie ou la totalité de l'année.

10 À la section 3, nous présentons sommairement le modèle logit de la probabilité qu'une personne passe 52 semaines hors de la population active. Cette estimation est basée sur l'échantillon complet. Nous présentons aussi le modèle tobit relatif aux semaines d'activité, que nous avons estimé à l'aide de l'échantillon de personnes ayant passé une période dans la population active au cours de l'année.

11 Pendant une année, personne ne peut être hors de la population active plus de 52 semaines ou moins de zéro semaine. Nous avons utilisé la procédure LIFEREG du SAS.

La composante temporaire correspond aux 70 p. 100 restants du terme d'erreur et a été produite séparément pour chaque année. La somme des composantes permanente et temporaire donne le total de l'élément aléatoire¹².

Notons que les termes d'erreur aléatoire ont été produits au départ pour chaque personne, chaque équation de comportement et chaque année de la simulation. Ces termes d'erreur aléatoire ont ensuite été conservés et utilisés dans des simulations de variantes du régime d'assurance-chômage. En utilisant les mêmes termes d'erreur aléatoire individuels dans toutes les simulations, nous avons pu comparer directement des scénarios différents, car la même distribution de « chance » permanente et temporaire était présente dans toutes les simulations.

Nous avons utilisé un modèle logit pour prédire la probabilité qu'une personne tombe en chômage au cours d'une année donnée. La méthode est résumée par l'équation 3 de l'annexe A. Un modèle de temps de défaillance accéléré a ensuite été appliqué à l'expérience de chômage annuelle des personnes visées¹³. Comme nous n'observons pas la durée entière des périodes de chômage qui continuent au-delà de la fin de l'année, nous avons corrigé le modèle pour dissiper tout biais pouvant en résulter.

Nous estimons ces équations pour être en mesure de prédire comment les personnes pourraient vouloir changer leur comportement, en réaction à des modifications du régime d'assurance-chômage. Mais pourront-elles le faire? Par exemple, une réduction des prestations peut inciter certaines personnes à réduire leurs attentes salariales et à accepter des emplois qu'elles auraient peut-être refusés auparavant. Rien ne garantit, toutefois, qu'un emploi leur sera offert.

Dans notre modèle, nous avons supposé que les personnes pouvaient facilement obtenir des semaines additionnelles de *chômage*, simplement en quittant leur emploi. Toutefois, il peut leur être difficile d'avoir des semaines additionnelles de travail. Dans l'enquête sur l'activité, on demandait aux répondants s'ils étaient satisfaits de leur nombre de semaines de *travail*. S'ils n'étaient pas satisfaits, on leur demandait s'ils souhaitaient avoir des semaines additionnelles de travail¹⁴. Nous avons interprété leur désir d'avoir davantage de travail comme une indication du fait qu'il n'y avait peut-être pas de semaines additionnelles de travail disponibles. Ceux qui voulaient travailler davantage pouvaient peut-être obtenir une semaine de plus et, cette semaine-là ayant été obtenue, il y avait une probabilité qu'une deuxième semaine de travail additionnelle soit obtenue, et ainsi de suite. Nous avons calculé, dans le cas de toutes les personnes pour lesquelles une baisse du chômage était prévue, la probabilité que des contraintes les empêchent d'obtenir une semaine de travail de plus. Les personnes qu'aucune contrainte n'empêchait de travailler une semaine de plus se sont vu attribuer une semaine de moins de chômage, puis nous nous sommes demandé si des contraintes empêchaient ces personnes d'obtenir une deuxième semaine de travail additionnelle. Nous avons continué de la sorte jusqu'à ce que les personnes atteignent le

¹² $e_{it} = e_{pit} + e_{vit}$

¹³ Toutes les semaines de chômage ont été regroupées en une « période » unique que nous appelons « expérience de chômage annuelle ».

¹⁴ En pratique, le codage de l'enquête sur l'activité est plus complexe, car le fait de chercher un travail après une perte d'emploi au cours d'une année donnée est considéré comme un indicateur comportemental du désir de travailler davantage.

seuil de travail additionnel souhaité, ou bien soient empêchées par une contrainte de travailler une semaine de plus.

Le modèle de microsimulation autorisait une variation dans le temps du taux de chômage macroéconomique et permettait de calculer le nombre total connexe de semaines de chômage. Les personnes se trouvaient ainsi rangées par ordre décroissant de la probabilité qu'elles tombent en chômage durant une année donnée. Grâce au modèle, il était ensuite possible de calculer le total cumulatif des semaines de chômage de toutes les personnes. Des périodes de chômage étaient attribuées aux personnes ayant la plus forte probabilité de tomber en chômage, jusqu'au point où le nombre total de semaines de chômage était égal à la durée globale du chômage pour l'année.

Comme chaque équation maintenait un élément aléatoire formé d'une composante permanente et d'une composante temporaire, le modèle de simulation rendait compte d'une certaine part de l'évolution dynamique du marché du travail réel. L'inclusion d'une expérience du marché du travail décalée à titre de déterminant de la situation courante contribue aussi à rendre le modèle conforme à la réalité, car elle introduit une corrélation de période à période entre les expériences du marché du travail.

Nous avons également examiné les changements des taux de chômage globaux attribuables à différentes règles du régime d'assurance-chômage. L'effet de l'assurance-chômage sur le chômage global est une question empirique très controversée au Canada. En 1993, Myatt a présenté un sommaire de 14 études publiées sur l'incidence d'une modification apportée en 1971 à la *Loi sur l'assurance-chômage*. Bien que cette modification ait eu pour effet de porter d'une semaine à deux semaines la période d'attente, elle assouplissait le régime d'assurance-chômage :

- en réduisant le nombre minimum de semaines de travail requises de 30 semaines au cours des 104 semaines précédentes à 8 semaines au cours des 52 semaines précédentes;
- en portant le taux de remplacement de 50 à 66 p. 100.

Comme l'a noté Myatt : « De ces études, sept ont mis en lumière un effet positif significatif [de l'assurance-chômage sur le chômage global], cinq n'ont observé aucun effet significatif et deux n'ont relevé aucun effet significatif dans sept des dix provinces (il convient de souligner que ces dernières études sont en désaccord quant aux trois provinces où l'on observe un effet positif significatif...). On ne pourrait imaginer un résultat aussi également divisé. » (Myatt, 1993, p. 12)

Le modèle de la « file d'attente », que nous avons jusqu'ici mis en relief dans l'analyse, est compatible avec les études macroéconomiques où l'on n'observe aucun effet statistiquement significatif des variables de l'assurance-chômage sur le chômage global. Son intérêt vient du fait qu'il indique que des variations de l'incidence relative du chômage *ont* des effets distributifs, même si l'on impose la contrainte selon laquelle le taux de chômage global doit être insensible aux changements dans les comportements microéconomiques.

Dans le présent rapport, nous supposons qu'un régime d'assurance-chômage moins généreux coïncide avec des réductions du chômage global. Cette

Le modèle de microsimulation autorisait une variation dans le temps du taux de chômage macroéconomique et permettait de calculer le nombre total connexe de semaines de chômage.

hypothèse se fonde sur la présomption que les dispositions plus souples du régime, instaurées en 1971, ont engendré une hausse de 0,6 p. 100 du taux de chômage.

Pour évaluer les effets de modifications apportées au régime d'assurance-chômage sur les taux de chômage globaux, nous avons examiné comment diverses variantes du régime pourraient influencer sur le comportement d'une personne hypothétique qui, systématiquement, travaille durant le nombre minimum de semaines nécessaires pour obtenir le maximum de prestations. Cette personne, avant 1971, pouvait obtenir $2,4 [(51-15) \div 15]$ semaines de prestations par semaine de travail (en supposant que l'exigence de 30 semaines ait été remplie au cours de la période d'admissibilité). Après 1971, cette personne pouvait obtenir $5,25 [(50-8) \div 8]$ semaines de prestations par semaine de travail. Autrement dit, une semaine de travail pouvait procurer 1,20 \$ ($2,4 \times 0,5$) en prestations par dollar de rémunération assurable avant 1971, et 3,50 \$ ($5,25 \times 0,66$) après 1971. Par conséquent, le régime était d'environ 192 p. 100 [$(3,5-1,2) \div 1,2$] plus généreux après 1971 qu'il ne l'était avant 1971.

Si l'on suppose qu'une augmentation de 192 p. 100 des prestations d'assurance-chômage entraîne une hausse de 0,6 p. 100 du taux de chômage, on peut calculer les effets des modifications du régime sur le taux de chômage de la façon suivante :

Variation en pourcentage de $U = (a/b) \times 0,6 \%$, où :

U = taux de chômage

a = montant de variation du revenu d'assurance-chômage pour un changement donné des règles, et

b = augmentation de 192 p. 100 de la générosité du régime après 1971.

Par exemple, selon les règles qui existaient en 1986, une personne pouvait travailler durant 10 semaines pour obtenir 50 semaines de prestations. Elle recevait donc cinq semaines de prestations pour chaque semaine de travail. Si le nombre minimum de semaines de travail requises pour avoir droit aux prestations était haussé de cinq semaines, cette personne hypothétique recevrait alors 3,33 (c.-à-d. $50/15$) semaines de prestations par semaine de travail. La générosité du régime serait donc réduite de 33,4 p. 100. Par conséquent, avec $b = 192$ et $a = 33,4$, l'effet sur le taux de chômage serait de -0,1 p. 100. Le tableau ci-dessous présente les détails des calculs des variations des taux de chômage pour différentes règles du régime.

Tableau 1
Variations des taux de chômage selon diverses règles du régime

Règles du régime	Variation du revenu d'ass.-chôm. ^(a) (%)	Variation du chômage ^(a) (%)
Période maximum de prestations réduite à 40 semaines	-20,0 ^(b)	-0,06
Cinq semaines de travail additionnelles pour être admissible	-33,4 ^(c)	-0,10
Plafond assurable porté à 150 % de la rémunération hebdomadaire moyenne	0,0	0,0
Rapport prestations/salaire réduit à 50 %	-16,6 ^(d)	-0,05
Période maximum de prestations réduite à 40 semaines, 5 semaines de travail additionnelles pour être admissible	-46,7 ^(e)	-0,15
Combinaisons de tous les changements de politique	-55,7 ^(f)	-0,17

Notes

(a) $\Delta U = \frac{a}{b^*} 0,6 \%$

où a = montant de variation du revenu d'assurance-chômage pour un changement donné des règles et b = rapport entre le revenu d'assurance-chômage après 1971 et le revenu avant 1971 = 192 %

- (b) Ass.-chôm. 1986 : Semaines de prestations par semaine de travail = 5 (ou 50/10).
 Expérience : Semaines de prestations par semaine de travail = 4 (ou 40/10).
 $\Delta \text{Ass.-chôm. } (\$) = [4(0,6) - 5(0,6)]/5(0,6) = -0,2$
- (c) Ass.-chôm. 1986 : Semaines de prestations par semaine de travail = 5 (ou 50/10).
 Expérience : Semaines de prestations par semaine de travail = 3,33 (ou 50/15).
 $\Delta \text{Ass.-chôm. } (\$) = [3,33(0,6) - 5(0,6)]/5(0,6) = -0,334$
- (d) Ass.-chôm. 1986 : Prestations/salaire = 0,6
 Expérience : Prestations/salaire = 0,5
 $\Delta \text{Ass.-chôm. } (\$) = (0,5 - 0,6) / (0,6) = -0,166$
- (e) Ass.-chôm. 1986 : Semaines de prestations par semaine de travail = 5 (ou 50/10).
 Expérience : Semaines de prestations par semaine de travail = 2,66 (ou 40/15).
 $\Delta \text{Ass.-chôm. } (\$) = [2,66(0,6) - 5(0,6)]/5(0,6) = -0,467$
- (f) Ass.-chôm. 1986 : Semaines de prestations par semaine de travail = 5 (ou 50/10).
 Prestations/salaire = 0,6
 Expérience : Semaines de prestations par semaine de travail = 2,66 (ou 40/15).
 Prestations/salaire = 0,5
 $\Delta \text{Ass.-chôm. } (\$) = [2,66(0,5) - 5(0,6)]/5(0,6) = -0,557$



4. Caractéristiques comportementales du modèle

Dans tous les groupes d'âge, la probabilité d'être inactif toute l'année est beaucoup plus grande chez les personnes qui étaient sans emploi à un moment donné au cours de l'année précédente.

Les tableaux reproduits à l'annexe B présentent les résultats des estimations empiriques. Dans chaque tableau, les données sous-jacentes ont nécessité que nous introduisions la profession, le niveau d'instruction, le groupe d'âge, l'état matrimonial et la région de résidence comme variables nominales. Dans tous les tableaux, le cas de référence est une personne mariée, col bleu, ayant fait des études secondaires complètes, âgée de 25 à 44 ans et vivant en Ontario.

Activité

Les tableaux B.1 à B.5 présentent les résultats d'estimations empiriques obtenus à partir des équations de comportement par groupe d'âge d'hommes et de femmes. Ces équations correspondent à l'équation 1 de l'annexe A. Nous analysons les résultats ci-dessous.

Dans tous les groupes d'âge, la probabilité d'être inactif toute l'année est beaucoup plus grande chez les personnes qui étaient sans emploi à un moment donné au cours de l'année précédente. Dans l'ensemble, les semaines antérieures de chômage semblent avoir un effet négatif sur l'activité chez les personnes âgées de 16 à 19 ans, mais un effet positif chez les personnes de 55 à 64 ans. Mais elles ne semblent pas avoir d'effet statistiquement significatif sur le groupe des personnes de 25 à 54 ans.

Il semble que dans tous les groupes d'âge les hommes soient moins susceptibles d'être complètement inactifs s'ils vivent dans une région où le taux de chômage est élevé ou s'ils ont besoin d'un nombre minimum de semaines de travail pour avoir droit aux prestations d'assurance-chômage. Un taux de chômage régional élevé semble *accroître* la probabilité que les jeunes femmes et les femmes plus âgées soient complètement inactives, mais *diminuer* cette probabilité chez les femmes d'âge moyen.

Semaines d'activité

Les tableaux B.6 à B.11 présentent les résultats des estimations tobit du nombre de semaines d'inactivité chez les hommes et les femmes de tous les groupes d'âge. Comme on pouvait s'y attendre, ce nombre est beaucoup plus élevé dans tous les groupes d'âge chez les personnes qui étaient inactives à un moment donné au cours de l'année précédente. Chaque semaine de chômage additionnel au cours de l'année précédente accroît le nombre probable de semaines d'inactivité durant l'année en cours d'environ un cinquième de semaine chez les hommes et les femmes âgés de 16 à 24 ans et d'un peu plus de la moitié d'une semaine chez les hommes de 25 à 54 ans et de 55 à 64 ans.

Un taux de chômage local élevé accroît aussi le nombre probable de semaines d'inactivité dans tous les groupes d'âge sauf celui des personnes de 55 à 64 ans. Un accroissement de un pour cent du taux de chômage local augmente le nombre probable de semaines d'inactivité de près de 1,3 semaine chez les hommes de 16 à 24 ans et de près de 0,89 semaine chez les hommes de 25 à 54 ans. Dans le groupe des plus âgés, cet effet est *renversé*, de la moitié d'une semaine environ.

En 1993, Riddell et Card ont soutenu que la facilité avec laquelle les gens peuvent devenir admissibles aux prestations d'assurance-chômage dans certaines régions pourrait attirer certaines personnes dans la population active. Les tableaux B.2 et B.9, qui concernent les hommes de 16 à 24 ans et les femmes de 25 à 54 ans, confirment cette hypothèse dans une certaine mesure du fait que dans ces groupes la norme d'admissibilité à l'assurance-chômage est d'autant plus élevée que le nombre de semaines d'inactivité est grand. Toutefois, la relation est négative ou non significative dans les autres cohortes.

Incidence du chômage

Les tableaux B.12 et B.13 présentent un modèle logit de la probabilité d'être en chômage chez les personnes actives au moins une partie de l'année. Cette probabilité est déterminée par les facteurs suivants :

- caractéristiques démographiques, scolaires et professionnelles;
- semaines de chômage au cours de l'année précédente;
- ratio prestations/rémunération;
- durée maximale de la période de prestations d'assurance-chômage.

Le ratio prestations/rémunération est égal à zéro, si la rémunération hebdomadaire est inférieure au minimum de la rémunération assurable, à 0,6, si la rémunération est assurable mais inférieure au maximum de la rémunération assurable, et à 0,6 du maximum de la rémunération hebdomadaire assurable, dans les autres cas. Quand la période maximale de prestations est terminée, le ratio devient nul.

Durée du chômage

Les tableaux B.14 et B.15 présentent les estimations de l'expérience annuelle de chômage obtenues à partir d'un modèle du temps de défaillance accéléré. Ce modèle est basé sur une spécification de Weibull, qui prévoit explicitement que les périodes de chômage peuvent se prolonger au delà de la période étudiée¹⁵.

Les périodes de chômage annuel sont nettement plus longues chez les personnes vivant dans les provinces de l'Atlantique et au Québec, chez celles qui ont plus de 45 ans et chez celles qui ont relativement peu d'instruction. Les jeunes, les personnes qui ont fait des études universitaires et les travailleurs célibataires ont des périodes de chômage nettement plus courtes que la moyenne. La durée du chômage au cours de l'année précédente est corrélée positivement à la durée du chômage durant l'année courante, mais l'effet n'est pas grand.

Comme la théorie nous amène à le penser, le nombre maximum de semaines de prestations auquel une personne a droit (qui est calculé pour chaque personne en fonction du nombre de semaines d'emploi ouvrant droit aux prestations et du nombre de semaines d'admissibilité à des prestations de prolongation accordées en fonction du taux de chômage régional existant dans sa région de résidence)

Les périodes de chômage annuel sont nettement plus longues chez les personnes vivant dans les provinces de l'Atlantique et au Québec, chez celles qui ont plus de 45 ans et chez celles qui ont relativement peu d'instruction.

¹⁵ En 1992, Erksøy a explicitement comparé la spécification de Weibull avec d'autres modèles concurrents.

entre avec un coefficient positif. Il est moins facile d'expliquer le coefficient négatif associé au ratio prestations/rémunération parce que, selon l'argument de l'« incitation », plus les prestations d'assurance-chômage sont généreuses, plus la durée du chômage est longue. Toutefois, même si nous avons essayé diverses autres spécifications possibles, nous n'avons pas réussi à déloger cet effet¹⁶.

En revanche, il faut faire remarquer que dans l'ensemble du modèle, les effets de chaque variable se manifestent de plus d'une façon. On ne peut pas évaluer facilement l'effet net d'une variation marginale d'une variable à l'aide d'une seule équation.

Contraintes exercées par l'emploi

Les tableaux B.16 et B.17 présentent l'estimation logit de la probabilité qu'une personne ait de la difficulté à obtenir des semaines d'emploi additionnelles. Ces estimations sont fondées sur les données de l'enquête sur l'activité de 1986-1987. Les semaines de chômage d'une personne représentent une variable importante dans les estimations. Les personnes qui sont en chômage pendant un court laps de temps seulement sont moins susceptibles d'avoir du mal à trouver des semaines de travail additionnelles que celles qui sont en chômage plus longtemps.

Par simulation, nous avons calculé la probabilité qu'une personne subisse des contraintes relatives à l'emploi en fonction des semaines de chômage et de l'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage. Une semaine d'emploi additionnelle peut influencer sur cette probabilité aussi bien directement, par son incidence telle que calculée dans les tableaux B.16 et B.17, qu'indirectement, par le fait qu'elle contribue à déterminer si une personne satisfait aux critères d'admissibilité à l'assurance-chômage. Par conséquent, le module de détermination des réactions comportementales sous contraintes permet de faire entrer la « dépendance par rapport à la situation » d'une année à l'autre dans l'expérience sur le marché du travail.

Calcul de la période de prestations

Dans la simulation, une période de prestations annuelles a été attribuée à ceux qui avaient travaillé le nombre minimum de semaines pour avoir droit aux prestations d'assurance-chômage dans une région donnée. La période de prestations annuelles a été calculée comme suit :

- une semaine de prestations pour chaque semaine d'emploi assurable, jusqu'à concurrence de 25 semaines dans une année;
- une semaine de prestations pour deux semaines assurables, jusqu'à concurrence de 13 semaines dans une année;
- deux semaines de prestations pour chaque 0,5 point de pourcentage par lequel le taux de chômage régional dépasse 4 p. 100, jusqu'à concurrence de 32 semaines, le tout ne pouvant pas excéder 50 semaines.

¹⁶ Dans nos recherches antérieures, nous nous sommes attachés à montrer à quel point la demande limitait les options qui s'offraient aux travailleurs. Voir, par exemple, Osberg et Phipps, 1993.

Si une personne en chômage trouve du travail avant la fin de la période de prestations qui lui a été accordée, elle peut reporter les semaines qui restent à l'année suivante. Ces semaines seraient ajoutées à la période de prestations accordées à la personne au cours de la deuxième année, advenant une autre période de chômage. Donc, si cette personne ne travaille pas assez longtemps durant la deuxième année pour avoir droit aux prestations d'assurance-chômage ou si elle ne travaille qu'assez longtemps pour avoir droit à une courte période de prestations, elle pourrait utiliser les semaines d'admissibilité qui lui restent de l'année précédente. Par exemple, supposons qu'on a accordé à une personne une période de prestations de 50 semaines au cours d'une année donnée, mais qu'elle a été en chômage pendant 30 de ces semaines seulement. Si elle retombe en chômage l'année suivante, elle recevra des prestations pendant 20 semaines même si elle n'a pas travaillé assez longtemps cette année-là pour avoir droit aux prestations.

Effets de l'impôt sur le revenu sur la distribution du revenu

Pour évaluer l'effet redistributif de l'assurance-chômage après paiement de l'impôt sur le revenu, nous avons estimé des « fonctions de l'impôt sur le revenu », c'est-à-dire que nous avons estimé le montant d'impôt qu'une personne paierait étant donné son revenu total, la composition du revenu et ses caractéristiques personnelles. Nous avons pour cela utilisé des microdonnées tirées de l'enquête sur les finances des consommateurs de 1987¹⁷. Des fonctions distinctes de l'impôt sur le revenu ont été estimées pour les hommes et pour les femmes dans chaque région.

Nous avons deux raisons d'estimer des fonctions de l'impôt sur le revenu au lieu d'attribuer le montant d'impôt en fonction des règles de la *Loi de l'impôt sur le revenu*. Premièrement, nous voulions simuler des changements dans la répartition des revenus d'emploi et des prestations d'assurance-chômage. Comme nous ne connaissions pas tous les détails du revenu total et des déductions des personnes, nous n'aurions pu déterminer avec exactitude, à l'aide des seules règles de la *Loi de l'impôt sur le revenu*, quel montant d'impôt sur le revenu chaque personne paierait. Deuxièmement, si nous avions simplement supposé que les gens payaient leurs impôts selon les règles de la *Loi de l'impôt sur le revenu*, nous aurions aussi supposé qu'il y avait peu d'évasion ou d'évitement fiscal.

L'estimation des impôts dépendait des éléments suivants :

- revenu total et son carré, à condition qu'il soit positif (quand le revenu total était négatif, nous lui avons attribué la valeur zéro);
- revenu d'assurance-chômage et son carré¹⁸;
- revenu de placements et son carré, en le supposant positif;
- état matrimonial;

17 Comme les impôts sur le revenu varient d'une province à l'autre, il a fallu estimer des fonctions séparées. Toutefois, comme le modèle de simulation ne permet de distinguer que des régions, nous avons agrégé les fonctions de l'impôt au niveau régional.

18 Le fait d'inclure le carré du revenu d'assurance-chômage nous a permis indirectement de modéliser les effets sur la distribution de la disposition du programme d'assurance-chômage prévoyant le remboursement des prestations par les salariés à revenu élevé.

Le revenu d'assurance-chômage est imposé à un taux beaucoup plus élevé que le revenu de placements.

- nombre d'enfants à charge.

Les résultats sont reproduits aux tableaux de l'annexe C.

Le tableau qui suit permet de mieux comprendre les résultats; nous calculons les taux marginaux d'imposition sur différentes formes de revenu et à différents niveaux de revenu total chez les hommes vivant en Ontario. Ce tableau montre que le taux marginal d'imposition sur le premier dollar de revenu d'assurance-chômage augmente de 38 p. 100, pour un revenu total de 25 000 \$ à 49 p. 100, pour un revenu total de 100 000 \$. Aux mêmes niveaux de revenu total, le taux marginal d'imposition est un peu moins élevé sur les revenus d'assurance-chômage supérieurs à 5 000 \$. Par exemple, sur un revenu d'assurance-chômage de 5 001 \$, les taux marginaux d'imposition sont de 33 et de 45 p. 100 quand les revenus totaux sont de 25 000 et 100 000 \$ respectivement.

Tableau 2
Taux marginaux d'imposition
Hommes — Ontario

Revenu	25 000 \$	50 000 \$	75 000 \$	100 000 \$
Taux d'imposition pour chaque dollar additionnel de revenu d'assurance-chômage	38,04 %	41,82 %	45,60 %	49,37 %
Taux d'imposition pour chaque dollar additionnel de revenu d'assurance-chômage au-dessus de 5 000 \$	33,47 %	33,47 %	41,03 %	44,80 %
Taux d'imposition pour chaque dollar additionnel de revenu provenant du travail	31,16 %	34,93 %	38,71 %	42,49 %
Taux d'imposition pour chaque dollar additionnel de revenu provenant de placements	20,56 %	24,33 %	28,11 %	31,89 %
Taux d'imposition pour chaque dollar de revenu de placements au-dessus de 10 000 \$	15,61 %	19,39 %	23,16 %	26,94 %

Il est intéressant de comparer les taux marginaux d'imposition sur le revenu d'assurance-chômage avec les taux applicables au revenu de placements. Le taux marginal d'imposition sur le premier dollar de revenu de placements est de 21 p. 100 quand le revenu total est de 25 000 \$, comparativement à 38 p. 100 pour le revenu d'assurance-chômage, tandis qu'il est de 32 p. 100 quand le revenu total est de 100 000 \$, comparativement à 49 p. 100 pour le revenu d'assurance-chômage. Par conséquent, le revenu d'assurance-chômage est imposé à un taux beaucoup plus élevé que le revenu de placements.

En choisissant une année particulière — 1987 en l'occurrence — pour estimer les fonctions de l'impôt, nous avons gardé constants les effets du régime fiscal sur la distribution du revenu dans toutes nos estimations des effets redistributifs de l'assurance-chômage. Nous avons jugé inopportun d'introduire le profil historique des modifications apportées aux règlements de l'impôt sur le revenu dans notre modèle parce que cela aurait compliqué inutilement les calculs que nous avons à faire pour dégager les effets redistributifs de l'assurance-chômage.

Dans le modèle de simulation, nous avons attribué à chaque personne un montant d'impôt à payer. Ce montant inclut la valeur probable de l'impôt sur le revenu et un montant obtenu au moyen de la variable inexpliquée dans les régressions reproduites au tableau C.5. Ce dernier montant peut être considéré comme correspondant à des éléments particuliers au régime de perception des impôts, dont les activités légales et celles qui le sont moins.

Calcul de la rémunération hebdomadaire

Comme il n'y a pas de mesure directe de la rémunération des particuliers dans l'enquête sur les biens et l'endettement, nous avons calculé la rémunération de chaque personne en divisant les gains annuels totaux par le nombre de semaines d'emploi. Nous avons imputé une rémunération probable aux personnes qui semblaient n'avoir aucune semaine d'emploi. En prenant les données de l'enquête sur l'activité de 1986 et de 1987, nous avons estimé des équations de rémunération pour les hommes et pour les femmes en utilisant une procédure d'estimation à deux degrés élaborée par Heckman en 1979 dans le but d'éliminer tout biais dû au choix de l'échantillon.

Dans un premier temps, nous avons utilisé tout l'échantillon pour estimer un modèle probit de probabilité de rémunération positive. À partir des résultats de notre estimation probit, nous avons construit un rapport de Mill inverse dans le but d'éliminer tout biais dû au choix de l'échantillon.

Puis nous avons inclus le rapport de Mill inverse dans une équation de rémunération, que nous avons ensuite estimée à l'aide des moindres carrés ordinaires (MCO) appliqués à l'échantillon des rémunérations positives. Les résultats de l'estimation des équations de rémunération sont présentés à l'annexe D.



5. Effets distributifs d'autres régimes d'assurance-chômage

Nous allons maintenant examiner comment divers régimes d'assurance-chômage auraient influé sur la distribution des gains et du revenu d'assurance-chômage parmi les hommes, les femmes et les ménages dans les conditions qui ont existé durant le cycle économique de 1981 à 1989. Nous chercherons principalement à voir comment les gains et le revenu d'assurance-chômage auraient été redistribués si les changements suivants avaient été apportés au régime d'assurance-chômage en vigueur en 1986-1987 :

- la durée maximale de la période de prestations est réduite de 50 à 40 semaines;
- les prestations sont réduites de 60 à 50 p. 100 de la rémunération assurable;
- le plafond sur le maximum de la rémunération assurable est accru de 100 à 150 p. 100 de la rémunération hebdomadaire moyenne;
- la norme variable d'admissibilité est accrue de 5 semaines dans chaque région;
- la durée maximale de la période de prestations est réduite et la norme variable d'admissibilité est accrue simultanément;
- tous ces changements sont apportés en même temps.

Nous comparons aussi les effets de distribution des « nouveaux » régimes d'assurance-chômage simulés avec ceux des régimes en vigueur en 1971, 1986, 1990 et 1994 en nous basant sur les conditions qui ont existé durant le cycle économique de 1981 à 1989.

Rappelons que notre étude inclut toutes les personnes âgées de 16 à 64 ans, même si elles n'ont jamais été actives. En incluant les non-actifs, notre modèle a permis de prédire que certaines personnes auraient eu des gains nuls certaines années, que cette proportion de la population aurait varié avec le taux de chômage et que la probabilité d'avoir un revenu nul aurait augmenté avec l'âge.

Dans les estimations que nous avons faites ici des statistiques sur la distribution, nous avons supposé que l'assurance-chômage a un aspect incitatif qui influe sur le microcomportement des personnes. Dans tous les cas, nous avons estimé la distribution du revenu, y compris celle du revenu tiré de l'assurance-chômage, en supposant que les variables de l'assurance-chômage introduites dans les équations de comportement à estimer prenaient en compte l'influence de l'assurance-chômage sur le comportement des personnes. Les variables de l'assurance-chômage incluent entre autres le ratio de remplacement du revenu, la période maximale de prestations et diverses normes d'admissibilité¹⁹. En général, ces changements comportementaux devraient atténuer l'ampleur des accroissements de l'inégalité des revenus causés par une réduction des prestations d'assurance-chômage.

¹⁹ À cette étape, un effet nul de la rémunération a été introduit dans le modèle. Dans cette simulation, on suppose que la réduction des prestations d'assurance-chômage modifie le classement relatif des individus selon la probabilité et la durée de chômage. Toute semaine de travail attribuée à une personne est censée être payée au taux de rémunération de cette personne. Nous n'avons pas encore modélisé la possibilité, pour un travailleur, de proposer ses services à un salaire inférieur à celui d'un autre travailleur.

Les changements apportés aux paramètres de l'assurance-chômage ont des effets directs et indirects sur le comportement simulé vis-à-vis du marché du travail. Par exemple, la réduction du taux de remplacement du revenu de 60 à 50 p. 100 a des effets directs sur la fréquence et la durée du chômage. Une réduction de ce genre décourage certaines personnes de quitter leur emploi et incite des chômeurs à chercher un autre travail le plus tôt possible. Une période de chômage plus courte la première année réduit la probabilité qu'une personne soit en chômage la deuxième année et pourrait réduire la durée de la période de chômage s'il y en avait une. Cet effet s'accumule durant toute la période de simulation. C'est essentiellement l'inverse des effets « stigmatisants » du chômage.

Comme nous l'avons dit plus haut, nous avons, dans nos autres simulations, permis au taux de chômage global de varier en fonction des réactions comportementales individuelles aux différents régimes d'assurance-chômage. Toutefois, ces variations sont très petites, soit de l'ordre de 0,06 à 0,17 p. 100. Cela est attribuable en grande partie au fait que les changements simulés au régime d'assurance-chômage sont faibles comparativement aux vrais changements qui ont été apportés dans le passé, par exemple la révision de 1971.

Le tableau 3 ci-dessous indique la durée moyenne des périodes de chômage chez les femmes et chez les hommes selon les divers régimes d'assurance-chômage simulés au cours de 1981 et de 1983. À noter qu'en moyenne les hommes et les femmes ont été en chômage plus longtemps en 1983, année où le taux de chômage a atteint son niveau le plus élevé. Dans le régime d'assurance-chômage de référence, c'est-à-dire celui de 1986-1987, la durée moyenne du chômage a augmenté de 23,6 à 30,8 semaines chez les hommes et de 30,5 à 34,5 semaines chez les femmes.

Tableau 3
Résultats comportementaux annuels
Femmes et hommes — Échantillon complet

	Nombre moyen de semaines de chômage			
	Femmes		Hommes	
Expérience	1981	1983	1981	1983
Régime d'assurance-chômage 1986-1987	30,52	34,53	23,61	30,81
Période maximale de prestations = 40 semaines	30,64	34,45	23,61	30,47
Norme d'admissibilité à l'assurance-chômage = + 5 semaines	30,14	33,74	22,33	28,51
Hausse du plafond assurable à 150 % de la rémunération hebdomadaire moyenne	30,50	34,58	22,77	29,76
Ratio prestations/rémunération = 0,5	30,63	34,70	24,34	32,25
Période maximale de prestations = 40 semaines d'assurance-chômage Norme d'admissibilité = + 5 semaines	30,40	33,75	22,48	28,41
Combinaison de tous les changements	30,67	33,45	23,71	28,75

Les autres régimes d'assurance-chômage semblent avoir peu d'effet sur la durée moyenne du chômage tant chez les hommes que chez les femmes. Il faut toutefois souligner que les valeurs moyennes n'ont peut-être pas beaucoup changé, mais qu'au niveau individuel les changements peuvent, eux, avoir été importants. À la limite, par exemple, une personne pourrait avoir vu sa période d'emploi augmenter de 0 à 52 semaines, pendant qu'une autre aurait vu la sienne diminuer de 52 à 0 semaine. Ainsi, malgré des changements importants au niveau individuel, la moyenne pourrait être restée la même.

Nous décrivons ci-dessous la distribution des gains et, s'il y a lieu, de tout revenu d'assurance-chômage parmi les hommes, les femmes et les ménages au Canada entre 1981 et 1989. Nous présentons pour cela deux types de statistiques sommaires : le coefficient de variation et le coefficient de Gini. Nous indiquons aussi la proportion des gains et du revenu d'assurance-chômage représentée par le décile supérieur, le quintile supérieur et le quintile inférieur des hommes, des femmes et des ménages au Canada²⁰. Nous avons actualisé les revenus au taux de 5,5 p. 100 en nous basant sur le coût réel moyen des emprunts hypothécaires résidentiels contractés par les Canadiens durant cette période. Ce calcul nous a semblé être une façon raisonnable de représenter le compromis entre consommation actuelle et consommation future auquel font face les Canadiens. Pour nos calculs, nous avons utilisé les gains avant impôt et les gains après déduction du montant d'impôt suffisant pour couvrir la portion de l'assurance-chômage financée à même les recettes générales²¹.

Pour comprendre, au plan des politiques, les conséquences des résultats présentés plus bas, il faut savoir à partir de quel niveau une variation de l'indice de Gini est « suffisamment grande » pour commencer à être préoccupante. Il est raisonnable de s'attendre à ce que les variations des mesures globales de l'inégalité des revenus soient faibles. Une grande majorité des gens de notre échantillon n'ont jamais été en chômage et ne seront donc pas touchés par les modifications apportées au programme d'assurance-chômage. Comme beaucoup de gens sont relativement peu touchés, nous ne prévoyons pas de gros changements dans les valeurs des statistiques calculées sur l'inégalité.

Néanmoins, même des changements numériques en apparence faibles dans les mesures globales de l'inégalité peuvent indiquer des changements importants dans l'inégalité. Par exemple, en 1992, Fritzell a indiqué que l'écart entre le Canada et l'Allemagne révélé par l'indice de Gini appliqué au revenu disponible rajusté était d'à peu près 0,04 en 1981 comme en 1987. En 1981, l'indice de Gini différait de 0,1 entre le Canada et la Suède, tandis que les chiffres de 1987 faisaient voir un écart de 0,08. D'après les données comparatives internationales tirées de l'étude du revenu du Luxembourg, l'écart observé grâce à l'indice de

20 Les statistiques sur la distribution, par exemple les indices d'Atkinson ou l'indice de Theil, supposent que le revenu est strictement positif. Or, les inactifs peuvent facilement avoir une rémunération nulle.

21 Comme nous avons utilisé des fonctions de l'impôt estimées pour prédire les impôts payés par chaque individu, nous avons pu prédire avec précision les impôts même si nous n'avions pas les renseignements sur le revenu qu'il aurait été possible d'obtenir d'autres sources, tel que les revenus de transfert autres que l'assurance-chômage, les paiements de soutien pour enfants à charge ou les redevances.

Gini entre les États-Unis, où l'inégalité était la plus forte, et la Suède, où l'inégalité était la plus faible, était de 0,12 en 1979-1981 et de 0,13 en 1986-1987.

À la lumière de ces constatations, nous estimons que les changements au niveau de la deuxième décimale sont importants. Par exemple, nous pensons que l'accroissement de 0,011 de l'indice de Gini chez les hommes qui résulte de l'accroissement du nombre de semaines requises pour avoir droit à l'assurance-chômage est important. Par ailleurs, nous ne pensons pas que les changements au niveau de la troisième décimale soient statistiquement assez importants pour mériter beaucoup d'attention.

Il convient aussi de remarquer qu'un changement net même faible dans un indice d'inégalité comme l'indice de Gini ou le coefficient de variation cache le reclassement des personnes qui se produit du fait que certains gagnent et que d'autres perdent par suite des réformes apportées aux politiques. L'incidence inégale des politiques sur l'inégalité globale est en grande partie compensée par la covariance négative qui existe entre les effets des politiques et le revenu original, comme nous en avons parlé dans notre rapport de novembre.

En ce qui concerne la valeur actualisée des gains avant impôt, les tableaux E1, E.2 et E.3 (annexe E) présentent la moyenne, le coefficient de variation, le coefficient de Gini et la proportion des gains représentée par le décile supérieur, le quintile supérieur et le quintile inférieur des hommes, des femmes et des ménages. Les mêmes données sont reproduites dans les tableaux E.4, E.5 et E.6, mais pour les hommes, les femmes et les ménages ayant une certaine expérience du chômage.

Les tableaux E.7, E.8 et E.9 présentent les statistiques sommaires obtenues pour les gains après impôt chez les hommes, les femmes et les ménages respectivement. Les tableaux E.10, E.11 et E.12 (annexe E) donnent les statistiques sommaires obtenues chez les hommes, les femmes et les ménages qui ont une certaine expérience du chômage.

La faible proportion du revenu représentée par le quintile inférieur tient en grande partie au fait que beaucoup de gens entrent dans cette partie de la population ne sont pas actifs. Les personnes qui composent ce groupe reçoivent en général des prestations d'aide sociale, mais cette forme de revenu n'est pas prise en considération dans la présente étude.

Il importe de remarquer que dans tous les régimes d'assurance-chômage que nous avons testés, le revenu est réparti de façon moins égale entre les femmes qu'entre les hommes.

Effets des modifications simulées au régime d'assurance-chômage de 1986-1987

Réduction de la période de prestations de 50 à 40 semaines

Par rapport au régime d'assurance-chômage qui existait en 1986, la réduction de la période maximale de prestations de 50 à 40 semaines n'a presque pas eu d'effet sur l'inégalité parmi les hommes, les femmes et les ménages. Selon les revenus avant impôt, le coefficient de Gini affiche de très petites variations, de 0,448 à 0,447 pour les hommes, de 0,628 à 0,627 pour les femmes et de 0,474 à

La plupart des prestataires ne seraient pas touchés par une réduction de 10 semaines de la période de prestations.

0,473 pour les ménages. Pendant ce temps, les proportions représentées par le décile supérieur et le quintile supérieur diminuent légèrement, tandis que la proportion représentée par le quintile inférieur affiche une hausse légère chez les hommes, les femmes et les ménages comparativement au régime d'assurance-chômage de 1986.

À notre avis, ce résultat s'explique par le fait qu'une petite fraction seulement de la population totale est touchée par ce changement de politique. Premièrement, durant le cycle de 1981 à 1989, le nombre de prestataires d'assurance-chômage a toujours été inférieur au nombre de chômeurs. Deuxièmement, comme on peut le voir au tableau 4 ci-dessous, le nombre de chômeurs qui ont touché des prestations d'assurance-chômage pendant plus de 40 semaines correspond à seulement 22,5 p. 100, environ, du nombre total de prestataires inscrits dans la Base de données de simulation de politiques sociales (BDSPS) de Statistique Canada. Cela signifie que la plupart des prestataires ne seraient pas touchés par une réduction de 10 semaines de la période de prestations. Les variations du revenu d'assurance-chômage de ceux qui seraient touchés seraient assez faibles dans la plupart des cas, selon le nombre de semaines de prestations qu'ils auraient au-dessus du maximum de 40 semaines. Par exemple, une personne qui aurait une période initiale de prestations de 42 semaines perdrait 5 p. 100 seulement de son revenu d'assurance-chômage, tandis qu'une autre qui aurait une période de prestations de 50 semaines subirait une perte de revenu d'assurance-chômage de 20 p. 100 si la période de prestations était réduite à 40 semaines.

Tableau 4
Proportion de ceux qui touchent des prestations d'assurance-chômage selon le nombre de semaines d'emploi, Canada en 1986 — Âge 16 à 64 ans

Nombre de semaines de prestations	Nombre de semaines d'emploi avant la demande de prestations							Total
	10 à 14	15 à 19	20 à 34	35 à 39	40 à 44	45 à 50	50 et plus	
1	0,00	0,00	0,41	0,17	0,00	0,27	0,30	1,16 %
2 à 5	0,14	0,19	1,43	0,48	1,08	0,82	1,88	6,02 %
6 à 10	0,01	0,34	1,76	0,49	1,90	1,03	2,38	7,89 %
11 à 15	0,10	0,21	3,97	1,72	1,12	1,73	6,18	15,03 %
16 à 20	0,39	0,56	3,68	1,01	0,21	0,63	2,27	8,74 %
21 à 35	2,64	2,85	13,86	1,45	1,34	2,48	5,08	29,71 %
36 à 39	1,14	1,10	1,95	0,31	0,62	0,47	1,01	6,60 %
40	0,59	0,29	0,65	0,38	0,18	0,14	0,15	2,38 %
41 à 45	1,36	0,29	2,86	0,72	0,65	1,20	2,33	9,42 %
46 ou plus	0,01	0,42	3,77	1,07	1,26	1,85	4,67	13,05 %
Total	6,37%	6,24 %	34,33 %	7,80 %	8,37 %	10,62 %	26,27 %	100,00 %

Cette perte serait en partie compensée par l'adoption d'un nouveau comportement face aux changements apportés aux règlements de l'assurance-chômage. De même, comme une petite fraction seulement des bénéficiaires d'assurance-chômage touchent des prestations pendant plus de 40 semaines et comme le revenu d'assurance-chômage correspond à 60 p. 100 seulement de la rémunération assurable, cette réduction du nombre de semaines de prestations n'aurait qu'un effet global négligeable sur l'inégalité du revenu dans la population, même si les pertes peuvent être plus marquées dans certains micromarchés.

Accroissement du nombre minimum de semaines ouvrant droit aux prestations

Si la période minimale ouvrant droit aux prestations est accrue de cinq semaines, la proportion du revenu représentée par le décile supérieur et le quintile supérieur des hommes, des femmes et des ménages augmente, tandis que diminue la proportion représentée par le décile inférieur. L'indice de Gini révèle que ce changement accroît l'inégalité du revenu de 0,448 à 0,459 chez les hommes et de 0,474 à 0,481 dans les ménages. L'effet est minime chez les femmes.

Seulement 12,61 p. 100 des prestataires d'assurance-chômage figurant dans la BDSPS avaient 19 semaines ou moins d'emploi avant de faire leur demande de prestations. Aussi, le nombre de personnes susceptibles d'être touchées par ce changement de politique représente une petite fraction seulement de la population en chômage et une fraction encore plus petite de la population totale. Toutefois, bon nombre de celles qui ont été touchées ont subi des pertes de revenu très importantes parce qu'elles ont perdu toute admissibilité aux prestations d'assurance-chômage. C'est ce qui explique, d'après nous, l'accroissement de l'inégalité globale du revenu.

Hausse du plafond

Si le plafond sur la rémunération assurable est augmenté de 100 à 150 p. 100 de la rémunération hebdomadaire assurable, les prestations d'assurance-chômage possibles augmentent pour les salariés à revenu élevé, mais leurs cotisations aussi. Le résultat global de ce changement de politique est un accroissement du revenu moyen et une légère diminution de l'inégalité du revenu, vu que les salariés à haut revenu sont moins susceptibles que la moyenne de devenir chômeurs et, donc, de faire des demandes de prestations d'assurance-chômage. Comme ils paieraient des cotisations plus élevées, ce changement augmenterait les recettes de l'État parce que leurs cotisations accrues compenseraient amplement les prestations d'assurance-chômage accrues qu'ils toucheraient.

Encore une fois, le changement observé dans l'inégalité du revenu est relativement plus prononcé pour les hommes et les ménages que pour les femmes. L'indice de Gini diminue de 0,448 à 0,445 chez les hommes, de 0,474 à 0,472 dans les ménages et de 0,628 à 0,627 chez les femmes. La proportion du revenu représentée par le décile supérieur et le quintile supérieur des hommes, des femmes et des ménages diminue légèrement, tandis que la proportion représentée par le quintile inférieur des hommes augmente un peu et que celle qui est représentée par le quintile inférieur des femmes ou des ménages ne change pas.

Le nombre de personnes susceptibles d'être touchées par ce changement de politique représente une petite fraction seulement de la population en chômage et une fraction encore plus petite de la population totale.

*La réduction du ratio
de remplacement du
revenu de 60 à
50 p. 100 touche tous
ceux qui reçoivent
des prestations
d'assurance-chômage.*

Réduction du ratio de remplacement du revenu

La réduction du ratio de remplacement du revenu de 60 à 50 p. 100 touche tous ceux qui reçoivent des prestations d'assurance-chômage. Par conséquent, elle touche plus de personnes que certains autres changements. Toutefois, même si plus de gens sont touchés, elle ne modifie que très peu le revenu d'assurance-chômage total individuel, et le changement est subi de façon égale par les prestataires d'assurance-chômage de tous les niveaux de revenu.

La réduction a pour effet global d'accroître légèrement l'inégalité du revenu parmi les hommes et parmi les ménages. Pour les hommes, l'indice de Gini passe de 0,448 à 0,451, tandis que pour les ménages, il passe de 0,474 à 0,476. L'inégalité du revenu demeure inchangée chez les femmes. Encore une fois, la proportion du revenu représentée par le décile supérieur et le quintile supérieur augmente légèrement dans tous les groupes, tandis qu'il diminue légèrement dans le quintile inférieur de tous les groupes.

Quels sont les effets combinés?

L'indice de Gini passe de 0,448 à 0,459 chez les hommes et de 0,474 à 0,481 dans les ménages quand la période maximale de prestations est réduite de 50 à 40 semaines et que la période minimale ouvrant droit aux prestations est accrue de cinq semaines. L'inégalité entre les femmes ne semble pas touchée.

Si *toutes* les modifications mentionnées plus haut sont apportées au régime d'assurance-chômage en même temps, les effets sont semblables aux effets de chaque modification. Autrement dit, l'inégalité du revenu change un peu chez les hommes et les ménages, mais pas du tout chez les femmes.

Statistiques sur l'inégalité : le concept de revenu après impôt

Quand nous examinons ce qui arrive à l'inégalité du revenu quand suffisamment d'impôts sont déduits pour couvrir la composante des recettes générales dans l'assurance-chômage, les résultats ressemblent à ceux qui sont reproduits aux tableaux E.13, E.14 et E.15 (annexe E).

Statistiques sur l'inégalité : personnes ayant une certaine expérience du chômage

L'indice de Gini montre qu'il y a plus d'inégalité au plan du revenu entre les hommes qui ont été en chômage que dans l'ensemble de la population des hommes. Toutefois, dans les autres régimes d'assurance-chômage, les changements vont dans le même sens que celui des résultats obtenus pour l'échantillon au complet et ne sont que légèrement plus importants en grandeur.

D'après les statistiques, l'inégalité du revenu est moins grande parmi les femmes et les ménages qui ont une certaine expérience du chômage que parmi toutes les femmes et tous les ménages. Ces résultats sont plausibles parce que l'échantillon complet de notre modèle inclut les personnes restées inactives et qui ont donc des gains nuls. Le taux d'activité est beaucoup plus bas chez les femmes que chez les hommes.

Les résultats de simulation obtenus pour les diverses modifications au régime d'assurance-chômage semblent être un peu différents, pour l'échantillon des femmes ayant une certaine expérience du chômage, de ce qu'ils sont pour

l'échantillon complet des femmes. Par exemple, une hausse du plafond du maximum de la rémunération assurable semble accroître l'inégalité du revenu parmi les femmes qui ont une certaine expérience du chômage, comme le montre l'indice de Gini, qui passe de 0,596 à 0,598 (voir le tableau E.10).

Quand le ratio de remplacement du revenu est ramené à 50 p. 100, l'indice de Gini fait voir une légère baisse de l'inégalité du revenu, de 0,596 à 0,595, pour les femmes qui ont été en chômage.

L'inégalité du revenu augmente légèrement parmi les femmes qui ont été en chômage quand une diminution de 10 semaines de la durée de la période maximale de prestations est combinée à un accroissement de cinq semaines de la norme d'admissibilité. L'inégalité du revenu augmente aussi dans une certaine mesure parmi ces femmes quand toutes les modifications sont apportées en même temps au régime d'assurance-chômage. Toutefois, l'effet total est trop petit pour être statistiquement fiable.

Les ménages ayant une certaine expérience du chômage affichent des résultats qui ressemblent aux résultats obtenus pour l'échantillon au complet.

Comparaison avec les autres régimes d'assurance-chômage

Ici, nous regardons comment les régimes d'assurance-chômage de 1971, 1986, 1990 et 1994 auraient touché la distribution du revenu s'ils avaient été en vigueur durant le cycle économique de 1981 à 1989.

Comme dans l'analyse qui précède, les flux de revenu ont été ramenés à 1981 à l'aide d'un taux d'actualisation annuel de 5,5 p. 100, ce qui correspond en gros au coût réel moyen des emprunts hypothécaires résidentiels contractés par les Canadiens durant cette période. Ici encore, nous avons pris les gains avant impôt et les gains après déduction du montant d'impôt suffisant pour couvrir la portion de l'assurance-chômage financée à même les recettes générales.

Pour les gains avant impôt et les gains après impôt, nous reproduisons la moyenne, le coefficient de variation et l'indice de Gini, ainsi que les proportions du revenu représentées respectivement par le décile supérieur, le quintile supérieur et le quintile inférieur des hommes et des ménages. Les résultats obtenus avec les données avant impôt sont reproduits aux tableaux E.16 et E.17 pour les hommes et les ménages respectivement, tandis que les résultats obtenus avec les gains après impôt sont reproduits aux tableaux E.18 et E.19. Nous présentons aussi le pourcentage des hommes de chaque quintile qui, financièrement, ont gagné ou perdu du terrain dans le cadre des divers régimes d'assurance-chômage. Les tableaux F.1 à F.4 montrent les gains et les pertes en pourcentage des variations de la valeur actualisée de la rémunération selon les divers régimes d'assurance-chômage par rapport à la valeur actualisée de la rémunération selon les régimes d'assurance-chômage en vigueur en 1986 et 1971.

La distribution de la rémunération varie sensiblement chez les hommes, en fonction des divers régimes d'assurance-chômage proposés. L'indice de Gini pour le régime de 1971, qui est le plus généreux des régimes que nous avons étudiés, est de 0,439. Cette valeur augmente régulièrement à mesure que des régimes plus restrictifs sont introduits au fil des années. Comme on le peut voir au tableau

À mesure qu'on monte dans l'échelle de la distribution du revenu les changements de politique touchent un nombre relativement plus petit d'individus dans chaque quintile.

E.16, l'indice de Gini passe à 0,448 avec le régime de 1986, à 0,460 avec le régime de 1990 et à 0,463 avec le régime simulé de 1994, avec le résultat qu'on observe, entre le régime de 1971 et celui de 1994, une différence de 0,015 dans les mesures de l'inégalité du revenu établies à l'aide de l'indice de Gini. C'est un écart assez important.

En outre, la proportion du revenu représentée par le décile supérieur et le quintile supérieur des hommes a régulièrement augmenté avec les régimes de 1986, de 1990 et de 1994, tandis que le quintile inférieur subissait des pertes.

Caractéristiques des gagnants et des perdants

Dans les tableaux de l'annexe F, nous reproduisons les caractéristiques des gagnants et des perdants de chaque quintile de la distribution du revenu chez les hommes, selon les régimes en vigueur en 1971, 1986, 1990 et 1994. Par exemple, au tableau F.4 de cette annexe on compare le régime d'assurance-chômage de 1994 — au plan des variations en pourcentage de la valeur actualisée de la rémunération avant impôt — au régime qui existait en 1971. La première chose qu'on observe, c'est qu'à mesure qu'on monte dans l'échelle de la distribution du revenu les changements de politique touchent un nombre relativement plus petit d'individus dans chaque quintile. Ainsi, comme on peut le voir à la colonne (d), ceux chez qui la variation du revenu est négligeable forment environ 32 p. 100 du quintile inférieur, 46 p. 100 du deuxième quintile, 63 p. 100 du troisième quintile, 76 p. 100 du quatrième quintile et 86 p. 100 du quintile supérieur. En outre, les colonnes (a) et (b) montrent que près de 52 p. 100 des personnes du quintile inférieur perdent plus de 25 p. 100 de leur revenu, tandis que seulement 2,4 p. 100 de celles du quintile supérieur subissent la même perte. Ceux qui perdent entre 6 et 25 p. 100 semblent être concentrés dans les quintiles du milieu, les proportions allant d'environ 24 p. 100, dans le deuxième quintile, à environ 19 p. 100, dans le quatrième quintile. La concentration manifeste dans les quintiles du milieu et les quintiles supérieurs des personnes pour lesquelles les pertes sont relativement faibles contribue aussi à expliquer les petites variations observées dans l'indice de Gini, vu que cet indice est plus sensible aux variations qui se produisent dans les tranches intermédiaires de la distribution du revenu.

6. Conclusion



Nos conclusions sur les effets que peuvent avoir sur la redistribution les changements apportés au régime d'assurance-chômage peuvent être résumés de la façon suivante.

Pas d'effet sensible sur les indices du marché du travail

Selon divers scénarios de microsimulation, les changements au régime d'assurance-chômage n'ont pas d'effet sensible sur le nombre annuel de semaines de chômage ni sur les autres indices du marché du travail.

Prolonger la période d'admissibilité accroît l'inégalité

L'inégalité de revenu augmenterait si le nombre minimum de semaines requises pour être admissible à l'assurance-chômage était majoré de cinq dans chaque région. À notre avis, seulement un nombre assez petit de prestataires d'assurance-chômage seraient touchés par une telle mesure parce que moins de 13 p. 100 des prestataires d'assurance-chômage accumulent 19 semaines d'emploi ou moins avant que soit établie leur admissibilité tandis que les autres adoptent un autre comportement pour demeurer admissibles. Toutefois, dans l'ensemble, l'inégalité augmenterait parce que l'inadmissibilité globale aux prestations d'assurance-chômage entraînerait de très grosses pertes de revenu pour les personnes touchées.

Réduire le taux de remplacement accroît l'inégalité

L'inégalité de revenu augmenterait si le taux de remplacement des salaires par les prestations était ramené de 60 à 50 p. 100. Ce changement toucherait tous les prestataires d'assurance-chômage, mais l'effet sur un prestataire donné ne serait pas aussi grand que les effets possibles de l'inadmissibilité mentionnés plus haut.

Hausser les gains assurables réduit l'inégalité

L'inégalité de revenu serait réduite si le plafond des gains assurables passait à 150 p. 100 des gains hebdomadaires moyens. Comme les personnes à revenu élevé risquent moins que les personnes à revenu moyen de devenir chômeurs et de demander des prestations d'assurance-chômage, les cotisations accrues qu'ils verseraient feraient plus que compenser la hausse des prestations d'assurance-chômage qui seraient versées.

Réduire le nombre de semaines de prestations a peu d'effet sur l'inégalité

La réduction de 50 à 40 du nombre maximum de semaines de prestations n'aurait pas d'effet sensible sur l'inégalité de revenu.

Des régimes d'assurance-chômage plus restrictifs touchent davantage les salariés à faible revenu

En comparant les régimes d'assurance-chômage en vigueur en 1971, en 1986, en 1990 et en 1994 pour le cycle économique de 1981-1989, on constate que l'instauration de régimes d'assurance-chômage plus restrictifs accroît l'inégalité

... l'instauration de régimes d'assurance-chômage plus restrictifs accroît l'inégalité au Canada.

au Canada. Tout particulièrement, les personnes des quintiles inférieurs semblent perdre beaucoup plus que celles des quintiles moyens et supérieurs quand le régime d'assurance-chômage devient moins généreux.

Annexe A : Équations



$$(1) \text{PROB}(WKS\text{NLF}_{it} < 52) = F_1(X_{it}, WKSUN_{i,t-1}, LM_t) + \varepsilon_{2i}$$

$$(2) WKS\text{NLF}_{it} = F_2(X_{it}, WKSUN_{i,t-1}, LM_t, UI_t) + \varepsilon_{2i}$$

$$(3) \text{PROB}(P_{it} | 0 \leq WKS\text{NLF}_{it} \leq 52) = F_3(X_{it}, WKSUN_{i,t-1}, LM_t) + \varepsilon_{3i}$$

$$(4) (WKSUN_{it} | P_{it} = 1) = F_4(X_{it}, WKSUN_{i,t-1}, LM_t, UI_t) + \varepsilon_{4i}$$

$$(5) WKSEMP_{it} = 52 - WKS\text{NLF}_{it} - WKSUN_{it}$$

$$(6) DESIRED_{it} [WKSUNEMP_i | UI_t]$$

$$(7) \text{SI } DESIRED_{it} < WKSUN_{it} \text{ ALORS } \text{PROB}[WKSU'_{it} = WKSUN_{it-1}] = 1 - \text{PROB}(CONS)$$

$$\text{PROB}(CONS) = F_5(X_{it}, WKSUN'_{it}, LM_t, UI_t) + \varepsilon_{5i} \text{ itérations de modèle}$$

F_1, F_2, F_3, F_4, F_5 – relations structurelles estimées (logit, tobit, logit, Weibull et logit)

$\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}, \varepsilon_{3i}$ – terme d'erreur aléatoire de l'équation structurelle correspondante

$\varepsilon_{4i}, \varepsilon_{5i}$ i = individu
 $t, t-1$ = période

X_{it} – caractéristiques personnelles

$WKSUN_{it}$ – nombre de semaines en chômage

$WKS\text{NLF}_{it}$ – nombre de semaines d'inactivité

P_{it} – probabilité de chômage

$CONS$ – probabilité de ne pas pouvoir travailler des semaines additionnelles

UI_t – paramètres du régime d'assurance-chômage.

LM_t – conditions du marché du travail local

$WKSEMP_{it}$ – nombre de semaines au travail



Annexe B : Équations de comportement

Tableau B.1
Modèle logit de la probabilité de non-participation au marché du travail en 1987
Femmes de 16 à 24 ans
Variable dépendante = 1 si inactif en 1987 et = 0 dans le cas contraire.
Nombre d'observations : 6 414

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-4,933	0,022	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	0,497	0,012	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,149	0,008	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,826	0,012	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,910	0,019	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-0,407	0,008	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,047	0,0005	0,0001
Semaines d'inactivité en 1986	0,071	0,0004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif pendant 53 semaines en 1986	1,283	0,009	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	0,027	0,001	0,0001
Durée maximum	0,011	0,0003	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	0,417	0,011	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	0,197	0,012	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	0,222	0,012	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	-0,457	0,012	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	-0,073	0,002	0,0001

Tableau B.2
Modèle logit de la probabilité de non-participation au marché du travail en 1987
Femmes de 25 à 54 ans
Variable dépendante = 1 si inactif en 1987 et = 0 dans le cas contraire.
Nombre d'observations : 19 631

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-4,615	0,014	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	0,400	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,255	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,368	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,662	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-0,459	0,007	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,073	0,0003	0,0001
Semaines d'inactivité	0,086	0,0003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif pendant 53 semaines en 1986	1,968	0,006	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	-0,010	0,001	0,0001
Durée maximum	0,009	0,0002	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	-0,248	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	0,211	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	-0,031	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	-0,088	0,007	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	0,036	0,001	0,0001

Tableau B.3
Modèle logit de la probabilité de non-participation au marché du travail en 1987
Femmes de 55 à 64 ans
Variable dépendante = 1 si inactif en 1987 et = 0 dans le cas contraire.
Nombre d'observations : 4 272

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-4,290	0,029	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	-0,204	0,010	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,089	0,019	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,141	0,015	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	0,150	0,018	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	0,474	0,016	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,072	0,0006	0,0001
Semaines d'inactivité	0,102	0,0005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif pendant 53 semaines en 1986	2,329	0,016	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	0,007	0,002	0,0001
Durée maximum	0,014	0,0005	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	-0,197	0,026	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	0,078	0,010	0,0001

Tableau B.4
Modèle logit de la probabilité de non-participation au marché du travail en 1987
Hommes de 16 à 24 ans
Observations : 6 061

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	3,291	0,112	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire			
Variable auxiliaire = 1 si professionnel			
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services			
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau			
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole			
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	1,325	0,014	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,133	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,255	0,013	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,297	0,022	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	1,329	0,020	0,0001
Semaines de chômage en 1986	-0,040	0,0004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif en 1986	1,375	0,015	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	-0,117	0,003	0,0001
Nombre de semaines de travail rendant admissible à l'assurance-chômage	-0,516	0,008	0,0001
Durée maximum	-0,049	0,0001	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	-0,062	0,016	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	0,090	0,027	0,0008
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	-0,262	0,024	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	-0,145	0,017	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	-0,002	0,003	0,5371

Tableau B.5
Modèle logit de la probabilité de non-participation au marché du travail en 1987
Hommes de 25 à 54 ans
Observations : 19 057

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-3,488	0,090	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire			
Variable auxiliaire = 1 si professionnel			
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services			
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau			
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole			
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	1,224	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,362	0,010	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,579	0,012	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,563	0,011	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	0,417	0,007	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,005	0,0002	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif en 1986	3,367	0,007	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	-0,038	0,002	0,0001
Nombre de semaines de travail rendant admissible à l'assurance-chômage	-0,130	0,007	0,0001
Durée maximum			
Nombre d'enfants en 1986	-0,594	0,011	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	-0,127	0,014	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	-0,120	0,012	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	0,358	0,014	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	0,113	0,002	0,0001

Tableau B.6
Modèle logit de la probabilité de non-participation au marché du travail en 1987
Hommes de 55 à 64 ans
Observations : 4 025

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-1,322	0,117	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire			
Variable auxiliaire = 1 si professionnel			
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services			
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau			
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole			
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	-0,094	0,008	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,173	0,017	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,070	0,014	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,048	0,012	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-0,104	0,012	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,007	0,0004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif en 1986	5,000	0,009	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	-0,052	0,003	0,0001
Nombre de semaines de travail rendant admissible à l'assurance-chômage	-0,176	0,008	0,0001
Durée maximum			
Nombre d'enfants en 1986	-0,354	0,019	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	0,120	0,008	0,0001

Tableau B.7**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité en 1987****Femmes de 16 à 24 ans****Variable dépendante = 52* moins nombre total de semaines d'activité.****Observations : 5 568****Valeurs non censurées : 2 776 Valeurs censurées à gauche : 2 792**

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-10,160	0,824	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-8,986	0,139	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	-6,954	0,096	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-9,241	0,079	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	1,103	0,155	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-7,022	0,074	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	-4,130	0,147	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	3,708	0,056	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-7,985	0,072	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-8,919	0,103	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	2,234	0,056	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,257	0,002	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif en 1986	22,071	0,048	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	0,166	0,020	0,0001
Nombre de semaines de travail rendant admissible à l'assurance-chômage	-0,019	0,058	0,7416
Nombre d'enfants en 1986	5,950	0,110	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	-1,073	0,022	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	-2,154	0,118	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	-2,379	0,122	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	-4,535	0,114	0,0001
Échelle	23,612	0,022	—

Tableau B.8
Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité en 1987
Femmes de 25 à 54 ans
Variable dépendante = 52* moins nombre total de semaines d'activité.
Observations : 15 107
Valeurs non censurées : 4 358 Valeurs censurées à gauche : 10 749

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-30,404	0,677	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-10,249	0,081	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	-10,506	0,069	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-10,027	0,059	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	-8,512	0,126	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-4,473	0,058	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	-1,487	0,066	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	2,254	0,062	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,600	0,053	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-1,576	0,061	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-6,194	0,063	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,523	0,002	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif en 1986	26,809	0,040	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	0,509	0,017	0,0001
Nombre de semaines de travail rendant admissible à l'assurance-chômage	0,428	0,048	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	0,502	0,069	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	0,016	0,014	0,2689
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	4,367	0,068	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	3,004	0,059	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	-2,819	0,074	0,0001
Échelle	26,772	0,021	—

Tableau B.9**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité en 1987****Femmes de 55 à 64 ans****Variable dépendante = 52* moins nombre total de semaines d'activité.****Observations : 1 577****Valeurs non censurées : 415 Valeurs censurées à gauche : 1 162**

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-4,517	2,600	0,0823
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-2,432	0,304	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	3,372	0,272	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	3,497	0,237	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	-10,423	0,373	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	2,612	0,213	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	5,712	0,168	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-5,195	0,288	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,049	0,215	0,8187
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,922	0,262	0,0004
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	0,709	0,241	0,0032
Semaines de chômage en 1986	0,613	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif en 1986	32,169	0,155	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	-0,379	0,065	0,0001
Nombre de semaines de travail rendant admissible à l'assurance-chômage	-2,236	0,181	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	-2,551	0,531	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	-0,834	0,234	0,0004
Échelle	32,624	0,078	—

Tableau B.10
Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité en 1987
Hommes de 16 à 24 ans
Observations : 5 314
Valeurs non censurées : 2 557 Valeurs censurées à gauche : 2 757

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-65,368	0,488	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-1,446	0,128	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	1,668	0,082	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-1,727	0,079	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	4,482	0,077	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	0,135	0,049	0,0065
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	-1,183	0,119	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	5,159	0,052	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,128	0,070	0,0654
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-1,120	0,108	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	11,114	0,062	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,182	0,002	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif en 1986	24,766	0,046	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	1,338	0,016	0,0001
Nombre de semaines de travail rendant admissible à l'assurance-chômage	2,247	0,031	0,0001
Nombre d'enfants en 1986			
Nombre d'enfants en 1986, au carré			
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans			
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans			
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans			
Échelle	22,040	0,020	—

Tableau B.11**Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité en 1987****Hommes de 25 à 54 ans****Observations : 18 232****Valeurs non censurées : 2 693 Valeurs censurées à gauche : 15 539**

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-56,013	0,409	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-6,346	0,064	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	-5,660	0,068	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-3,486	0,084	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	-7,387	0,095	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-2,446	0,051	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	2,993	0,053	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	2,006	0,063	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,404	0,054	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-3,547	0,065	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	4,800	0,046	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,536	0,001	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif en 1986	22,171	0,044	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	0,893	0,013	0,0001
Nombre de semaines de travail rendant admissible à l'assurance-chômage	1,266	0,026	0,0001
Nombre d'enfants en 1986			
Nombre d'enfants en 1986, au carré			
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans			
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans			
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans			
Échelle	23,152	0,024	—

Tableau B.12
Modèle tobit du nombre de semaines d'inactivité en 1987
Hommes de 55 à 64 ans
Observations : 2 705
Valeurs non censurées : 556 Valeurs censurées à gauche : 2 149

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	5,757	1,356	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-9,040	0,191	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	-3,493	0,238	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-1,220	0,257	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	-20,401	0,249	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-1,919	0,152	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	7,784	0,131	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	4,115	0,254	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	2,071	0,231	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-11,818	0,253	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-4,991	0,244	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,570	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si inactif en 1986	24,308	0,148	0,0001
Taux de chômage régional en 1986	-0,534	0,045	0,0001
Nombre de semaines de travail rendant admissible à l'assurance-chômage	-3,051	0,085	0,0001
Nombre d'enfants en 1986			
Nombre d'enfants en 1986, au carré			
Échelle	33,296	0,073	—

Tableau B.13
Modèle logit de la probabilité de connaître au moins une semaine de chômage
1987, Femmes
Variable dépendante = 1 si nombre positif de semaines de chômage en 1987
Observations : 18 164

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-1,378	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Atlantique	0,441	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Québec	0,212	0,003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Prairies	0,057	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Colombie-Britannique	0,284	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-0,353	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	-0,732	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-0,069	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,381	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	-0,160	0,010	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 16 à 19 ans	0,652	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 20 à 24 ans	0,462	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 45 à 54 ans	-0,309	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 55 à 64 ans	-0,173	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	-0,171	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,125	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,107	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,136	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-0,046	0,004	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,079	0,000 1	0,0001
Durée maximum	-0,011	0,000 1	0,0001
Coefficient de remplacement du revenu	0,092	0,005	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	0,049	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	-0,030	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	-0,030	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	-0,230	0,006	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	0,040	0,001	0,0001

Tableau B.14
Modèle logit de la probabilité de connaître au moins une semaine de chômage
1987, Hommes
Observations : 21 743

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-1,838	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Atlantique	0,560	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Québec	0,297	0,003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Prairies	0,275	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Colombie-Britannique	0,331	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-0,728	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	-0,542	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-0,303	0,003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,333	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	-0,164	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 1	0,712	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 2	0,538	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 4	-0,218	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 5	-0,162	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	0,197	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,102	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,184	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,285	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	0,276	0,004	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,095	0,0001	0,0001
Durée maximum	-0,010	0,000	0,0001
Coefficient de remplacement du revenu	0,414	0,004	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	-0,046	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	0,036	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	-0,197	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	-0,066	0,006	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	0,029	0,001	0,0001

Tableau B.15

Modèle du temps de défaillance accéléré appliqué à l'expérience annuelle de chômage — 1987, Femmes

Variable dépendante = 1 si un nombre positif de semaines de chômage en 1987

Observations : 3 569

Valeurs non censurées = 1 421 Valeurs censurées à droite = 2 148

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	3,583	0,008	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-0,138	0,008	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	-0,344	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,019	0,006	0,0014
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	0,529	0,015	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 16 à 19 ans	-0,576	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 20 à 24 ans	-0,288	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 45 à 54 ans	-0,053	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 55 à 64 ans	0,727	0,011	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-0,043	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	0,522	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,195	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,115	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,207	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-0,086	0,004	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,009	0,0001	0,0001
Coefficient de remplacement du revenu	-0,002	0,006	0,7271
Durée maximum	0,003	0,000	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	-0,350	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	0,851	0,008	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	0,236	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	0,285	0,007	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	0,074	0,002	0,0001
Échelle	1,022	0,001	—

Tableau B.16
Modèle du temps de défaillance accéléré appliqué à l'expérience annuelle
de chômage — 1987, Hommes
Observations : 4 392
Valeurs non censurées = 1 722 Valeurs censurées à droite = 2 670

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	3,101	0,003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Atlantique	0,547	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Québec	0,457	0,003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Prairies	0,309	0,003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Colombie-Britannique	0,265	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	0,119	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	0,166	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,109	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	0,097	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-0,005	0,003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 1	-0,389	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 2	-0,287	0,003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 4	-0,025	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 5	0,162	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	0,028	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	-0,155	0,003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	-0,082	0,004	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	-0,236	0,005	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-0,056	0,003	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,011	0,000	0,0001
Coefficient de remplacement du revenu	-0,577	0,006	0,0001
Durée maximum	0,004	0,001	0,0001
Nombre d'enfants en 1986			
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans			
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans			
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans			
Nombre d'enfants en 1986, au carré			
Echelle	0,965	0,001	0,0001

Tableau B.17**Modèle logit de la probabilité de sous-emploi
1987, Femmes****Variable dépendante = 1 si un nombre positif de semaines de chômage
en 1987 et = 0 dans le cas contraire****Observations : 4 991**

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	0,562	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	-0,464	0,012	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	-1,037	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-0,808	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,831	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	-0,520	0,017	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 16 à 19 ans	-0,477	0,008	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 20 à 24 ans	-0,399	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 45 à 54 ans	0,084	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si âgée de 55 à 64 ans	0,081	0,013	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	-0,165	0,010	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,135	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,165	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	0,329	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	0,331	0,007	0,0001
Semaines de chômage en 1986	0,0004	0,0002	0,0061
Semaines de chômage en 1987	0,088	0,0003	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si assurance-chômage	0,474	0,005	0,0001
Salaire en 1987	-0,003	0,00002	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	0,147	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	0,101	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	-0,237	0,008	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	-0,084	0,010	0,0001
Nombre d'enfants en 1986, au carré	-0,024	0,002	0,0001

Tableau B.18
Modèle logit de la probabilité de sous-emploi
1987, Hommes
Observations : 5 500

Nom de la variable	Valeur estimée du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-0,099	0,008	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si Atlantique			
Variable auxiliaire = 1 si Québec			
Variable auxiliaire = 1 si Prairies			
Variable auxiliaire = 1 si Colombie-Britannique			
Variable auxiliaire = 1 si emploi de gestionnaire	0,090	0,011	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si professionnel	-0,502	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi dans le secteur de la vente et des services	-0,380	0,006	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi de bureau	-0,452	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si emploi agricole	-0,453	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 1	0,017	0,009	0,0443
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 2	-0,127	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 4	0,330	0,009	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si groupe d'âge = 5	0,408	0,011	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si aucune instruction ou études primaires seulement	-0,019	0,008	0,0144
Variable auxiliaire = 1 si études postsecondaires partielles	0,240	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si certificat ou diplôme	0,255	0,008	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si diplôme universitaire	0,052	0,010	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	0,123	0,007	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si sous-employé en 1986			
Semaines de chômage en 1986	0,005	0,0001	0,0001
Semaines de chômage en 1987	0,092	0,0002	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si assurance-chômage	0,212	0,005	0,0001
Salaire en 1987	-0,001	9,37E-6	0,0001
Nombre d'enfants en 1986	-0,068	0,010	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 0 à 2 ans	0,394	0,011	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 3 à 5 ans	0,111	0,011	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si enfants de 6 à 15 ans	-0,029	0,011	0,0076
Nombre d'enfants en 1986, au carré	0,028	0,002	0,0001



Annexe C : Fonction des impôts

Tableau C.1
Modèle tobit des impôts annuels payés
Région de l'Atlantique
1987, femmes
Observations : 4 979
Valeurs non censurées = 2 916 Valeurs censurées à gauche = 2 063

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-1 868,130	17,118	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-292,850	10,506	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,076	0,006	0,0001
Prestations d'assurance-chômage au carré	-9,49E-6	8,17E-7	0,0001
Revenu total positif	0,254	0,002	0,0001
Revenu total positif au carré	6,11E-7	3,85E-8	0,0001
Revenu positif de placements	-0,146	0,005	0,0001
Revenu positif de placements au carré	2,36E-6	2,29E-7	0,0001
Enfants à charge	-210,943	5,068	0,0001
Échelle	870,883	2,089	—

Tableau C.2
Modèle tobit des impôts annuels payés
Québec
1987, femmes
Observations : 3 407
Valeurs non censurées = 2 195 Valeurs censurées à gauche = 1 212

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-2 068,620	9,505	0,0001
Variable auxiliaire = 1 si célibataire	-442,007	6,242	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,040	0,004	0,0001
Prestations d'assurance-chômage au carré	-1,52E-6	5,93E-7	0,0103
Revenu total positif	0,265	0,001	0,0001
Revenu total positif au carré	1,39E-6	1,15E-8	0,0001
Revenu positif de placements	-0,065	0,002	0,0001
Revenu positif de placements au carré	-2,36E-6	8,24E-8	0,0001
Enfants à charge	-295,459	3,198	0,0001
Échelle	1 055,462	1,013	—

Tableau C.3
Modèle tobit des impôts annuels payés
Ontario
1987, femmes
Observations : 4 801
Valeurs non censurées = 2 861 Valeurs censurées à gauche = 1 940

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-1 925,136	6,701	0,0001
Variable auxiliaire = 1, si célibataire	-419,815	5,094	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,042	0,004	0,0001
Prestations d'assurance-chômage au carré	-3,14E-6	6,27E-7	0,0001
Revenu total positif	0,243	0,0004	0,0001
Revenu total positif au carré	9,97E-7	5,34E-9	0,0001
Revenu positif de placements	-0,175	0,002	0,0001
Revenu positif de placements au carré	8,65E-7	9,50E-8	0,0001
Enfants à charge	-199,493	2,440	0,0001
Échelle	1 021,168	1,014	—

Tableau C.4
Modèle tobit des impôts annuels payés
Région des Prairies
1987, femmes
Observations : 7 244
Valeurs non censurées = 4 272 Valeurs censurées à gauche = 2 972

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-2 069,394	11,453	0,0001
Variable auxiliaire = 1, si célibataire	-363,038	7,458	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,019	0,007	0,0046
Prestations d'assurance-chômage au carré	-1,38E-6	9,35E-7	0,1409
Revenu total positif	0,247	0,001	0,0001
Revenu total positif au carré	7,91E-7	1,57E-8	0,0001
Revenu positif de placements	-0,144	0,002	0,0001
Revenu positif de placements au carré	3,40E-6	7,20E-8	0,0001
Enfants à charge	-203,907	3,244	0,0001
Échelle	968,706	1,207	—

Tableau C.5
Modèle tobit des impôts annuels payés
Colombie-Britannique
1987, femmes
Observations : 2 286
Valeurs non censurées = 1 393 Valeurs censurées à gauche = 893

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-1 897,389	15,147	0,0001
Variable auxiliaire = 1, si célibataire	-272,292	10,026	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,010	0,007	0,1219
Prestations d'assurance-chômage au carré	2,52E-6	8,40E-7	0,0027
Revenu total positif	0,229	0,001	0,0001
Revenu total positif au carré	8,317E-7	2,61E-8	0,0001
Revenu positif de placements	-0,024	0,003	0,0001
Revenu positif de placements au carré	-4,84E-6	1,10E-7	0,0001
Enfants à charge	-184,540	5,172	0,0001
Échelle	1 025,845	3,485	—

Tableau C.6
Modèle tobit des impôts annuels payés
Région de l'Atlantique
1987, hommes
Observations : 6 558
Valeurs non censurées = 5 030 Valeurs censurées à gauche = 1 528

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-2 570,649	25,228	0,0001
Variable auxiliaire = 1, si célibataire	286,463	18,751	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,043	0,008	0,0001
Prestations d'assurance-chômage au carré	-2,21E-6	9,73E-7	0,0232
Revenu total positif	0,252	0,001	0,0001
Revenu total positif au carré	9,63E-7	1,82E-8	0,0001
Revenu positif de placements	-0,149	0,004	0,0001
Revenu positif de placements au carré	-6,48E-7	8,70E-8	0,0001
Enfants à charge	-260,786	6,973	0,0001
Échelle	1 597,734	3,857	—

Tableau C.7
Modèle tobit des impôts annuels payés
Québec
1987, hommes
Observations : 4 492
Valeurs non censurées = 3 477 Valeurs censurées à gauche = 1 015

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-3 655,047	18,775	0,0001
Variable auxiliaire = 1, si célibataire	-302,613	13,822	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,128	0,006	0,0001
Prestations d'assurance-chômage au carré	-8,68E-6	6,45E-7	0,0001
Revenu total positif	0,326	0,001	0,0001
Revenu total positif au carré	6,36E-7	1,13E-8	0,0001
Revenu positif de placements	-0,127	0,004	0,0001
Revenu positif de placements au carré	-2,54E-7	1,35E-7	0,0597
Enfants à charge	-371,957	5,634	0,0001
Échelle	2 172,286	2,618	—

Tableau C.8
Modèle tobit des impôts annuels payés
Ontario
1987, hommes
Observations : 5 699
Valeurs non censurées = 4 375 Valeurs censurées à gauche = 1 324

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-3 089,844	12,443	0,0001
Variable auxiliaire = 1, si célibataire	205,158	10,083	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,069	0,006	0,0001
Prestations d'assurance-chômage au carré	-4,57E-6	6,50E-7	0,0001
Revenu total positif	0,274	0,001	0,0001
Revenu total positif au carré	7,55E-7	4,19E-9	0,0001
Revenu positif de placements	-0,106	0,002	0,0001
Revenu positif de placements au carré	-1,72E-6	2,83E-8	0,0001
Enfants à charge	-258,797	3,716	0,0001
Échelle	1 960,085	1,550	—

Tableau C.9**Modèle tobit des impôts****Région des Prairies****1987, hommes****Observations : 8 982****Valeurs non censurées = 6 832 Valeurs censurées à gauche = 2 150**

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-3 403,927	17,542	0,0001
Variante auxiliaire = 1, si célibataire	159,284	13,929	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,176	0,010	0,0001
Prestations d'assurance-chômage au carré	-0,00001	1,23E-6	0,0001
Revenu total positif	0,292	0,001	0,0001
Revenu total positif au carré	3,05E-7	6,34E-9	0,0001
Revenu positif de placements	-0,085	0,003	0,0001
Revenu positif de placements au carré	1,09E-6	5,53E-8	0,0001
Enfants à charge	-269,354	4,916	0,0001
Échelle	2 079,877	2,673	—

Tableau C.10**Modèle tobit des impôts annuels payés****Colombie-Britannique****1987, hommes****Observations : 2 922****Valeurs non censurées = 2 248 Valeurs censurées à gauche = 674**

Nom de la variable	Estimation du paramètre	Erreur type	Pr > Chi carré
Ordonnée à l'origine	-2 852,760	22,008	0,0001
Variante auxiliaire = 1, si célibataire	369,466	16,731	0,0001
Prestations d'assurance-chômage	0,101	0,006	0,0001
Prestations d'assurance-chômage au carré	-5,96E-6	6,41E-7	0,0001
Revenu total positif	0,243	0,001	0,0001
Revenu total positif au carré	1,13E-6	1,34E-8	0,0001
Revenu positif de placements	-0,142	0,003	0,0001
Revenu positif de placements au carré	-1,31E-6	6,24E-8	0,0001
Enfants à charge	-256,888	6,940	0,0001
Échelle	1 764,595	2,840	—

Annexe D : Équations de salaire



Tableau D.1
Hommes et femmes, de 16 à 64 ans

Nom de la variable	Probit sur les salaires positifs en 1987		MCO sur le logarithme du salaire en 1987 à l'aide du RIM provenant du probit	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Ordonnée à l'origine	1,083 0,265E-1	0,900 0,255E-1	5,412 0,372E-1	4,738 0,394E-1
Variable auxiliaire = 1, si Atlantique	-0,167 0,261E-1	-0,210 0,238E-1	-0,120 0,128E-1	-0,931E-1 0,163E-1
Variable auxiliaire = 1, si Québec	-0,200 0,289E-1	-0,322 0,266E-1	-0,455E-1 0,142E-1	-0,306E-1 0,186E-1
Variable auxiliaire = 1, si Prairies	-0,320 0,249E-1	-0,791E-1 0,232E-1	-0,706E-1 0,122E-1	-0,111 0,153E-1
Variable auxiliaire = 1, si Colombie-Britannique	-0,175 0,337E-1	-0,209 0,305E-1	0,370E-1 0,166E-1	-0,633E-1 0,211E-1
Variable auxiliaire = 1, si 16 à 19 ans	-0,370E-1 0,312E-1	0,494E-1 0,298E-1	-0,991 0,161E-1	-0,729 0,194E-1
Variable auxiliaire = 1, si 20 à 24 ans	0,388 0,339E-1	0,236 0,286E-1	-0,357 0,138E-1	-0,234 0,166E-1
Variable auxiliaire = 1, si 45 à 54 ans	-0,310 0,248E-1	-0,578 0,246E-1	0,137 0,133E-1	-0,109 0,179E-1
Variable auxiliaire = 1, si 55 à 64 ans	-0,928 0,267E-1	-1,287 0,277E-1	0,271E-1 0,173E-1	-0,235 0,248E-1
Variable auxiliaire = 1, si aucune instruction ou seulement études élémentaires	-0,265 0,234E-1	-0,438 0,244E-1	-0,131 0,140E-1	-0,195 0,223E-1
Variable auxiliaire = 1, si études postsecondaires partielles	0,612E-1 0,308E-1	0,240 0,277E-1	0,948E-2 0,145E-1	0,107 0,175E-1
Variable auxiliaire = 1, si certificat ou diplôme	0,181 0,292E-1	0,420 0,247E-1	0,106 0,135E-1	0,275 0,155E-1
Variable auxiliaire = 1, si diplôme universitaire	0,137 0,284E-1	0,506 0,306E-1	0,317 0,138E-1	0,521 0,181E-1
Logarithme du nombre de semaines en 1987			0,170 0,912E-2	0,230 0,958E-2
RIM provenant du probit			0,131 0,979E-2	0,111 0,102E-1
Nombre d'enfants en 1986	0,659E-1 0,323E-1	-0,166 0,298E-1	0,611E-1 0,167E-1	-0,784E-1 0,232E-1
Variable auxiliaire = 1, si enfants de 0 à 2 ans	0,704E-1 0,364E-1	-0,367 0,311E-1	0,225E-1 0,177E-1	-0,295E-1 0,235E-1
Variable auxiliaire = 1, si enfants de 3 à 5 ans	-0,352E-1 0,330E-1	-0,158 0,284E-1	0,314E-1 0,163E-1	-0,784E-1 0,211E-1
Variable auxiliaire = 1, si enfants de 6 à 15 ans	-0,408E-1 0,374E-1	0,569E-2 0,330E-1	0,306E-1 0,187E-1	-0,711E-1 0,245E-1
Nombre d'enfants en 1986 au carré	-0,289E-1 0,595E-2	0,271E-2 0,584E-2	-0,145E-1 0,325E-2	0,352E-2 0,494E-2
R ² rajusté	0,147	0,23803	0,3064	0,2161
Taille de l'échantillon	29 337	30 541	22 176	19 290



Annexe E : Statistiques de l'inégalité

Tableau E.1
Statistiques de l'inégalité — Femmes
Valeur actualisée du revenu avant impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	40 953	1,318	0,628	0,409	0,637	0,000
Période maximale de prestations = 40 semaines	41 021	1,315	0,627	0,408	0,635	0,001
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	40 508	1,321	0,628	0,410	0,638	0,000
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	40 920	1,316	0,627	0,407	0,636	0,000
Prestations/salaire = 0,5	40 944	1,318	0,628	0,408	0,637	0,001
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	40 522	1,318	0,628	0,409	0,636	0,000
Combinaison de tous les changements à la politique	40 494	1,321	0,628	0,408	0,636	0,001

Tableau E.2
Statistiques de l'inégalité — Hommes
Valeur actualisée du revenu avant impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	118 891	0,842	0,448	0,272	0,452	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines	119 140	0,840	0,447	0,271	0,451	0,013
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	115 459	0,865	0,459	0,277	0,460	0,009
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	119 363	0,835	0,445	0,270	0,450	0,125
Prestations/salaire = 0,5	118 763	0,848	0,451	0,273	0,453	0,013
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	115 616	0,864	0,459	0,277	0,459	0,010
Combinaison de tous les changements à la politique	115 700	0,861	0,458	0,275	0,456	0,011

Tableau E.3
Statistiques de l'inégalité — Ménages
Valeur actualisée du revenu avant impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	131 870	0,890	0,474	0,287	0,476	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines	132 131	0,888	0,473	0,286	0,475	0,013
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	128 707	0,905	0,481	0,291	0,481	0,010
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	132 222	0,886	0,472	0,286	0,474	0,012
Prestations/salaire = 0,5	131 759	0,894	0,476	0,288	0,476	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	128 846	0,904	0,481	0,290	0,480	0,011
Combinaison de tous les changements à la politique	128 888	0,903	0,480	0,289	0,478	0,012

Tableau E.4
Statistiques de l'inégalité — Femmes
Valeur actualisée du revenu avant impôts
Échantillon des personnes ayant déjà été en chômage

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	25 587	1,486	0,596	0,422	0,621	0,009
Période maximale de prestations = 40 semaines	26 551	1,471	0,591	0,420	0,616	0,011
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	24 864	1,510	0,598	0,426	0,623	0,010
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	25 832	1,490	0,598	0,425	0,624	0,009
Prestations/salaire = 0,5	24 929	1,510	0,595	0,427	0,624	0,010
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	25 774	1,500	0,599	0,427	0,625	0,010
Combinaison de tous les changements à la politique	25 185	1,529	0,600	0,430	0,626	0,010

Tableau E.5
Statistiques de l'inégalité — Hommes
Valeur actualisée du revenu avant impôts
Échantillon des personnes ayant déjà été en chômage

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	68 469	0,921	0,485	0,298	0,487	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines	70 473	0,904	0,477	0,293	0,481	0,013
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	63 022	0,961	0,501	0,306	0,502	0,008
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	73 680	0,901	0,481	0,291	0,482	0,012
Prestations/salaire = 0,5	65 284	0,976	0,503	0,313	0,508	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines	65 220	0,943	0,495	0,301	0,495	0,009
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	65 220	0,943	0,495	0,301	0,495	0,009
Combinaison de tous les changements à la politique	66 762	0,955	0,502	0,304	0,501	0,009

Tableau E.6
Statistiques de l'inégalité — Ménages
Valeur actualisée du revenu avant impôts
Échantillon des personnes ayant déjà été en chômage

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	108 335	0,884	0,467	0,289	0,479	0,018
Période maximale de prestations = 40 semaines	110 352	0,872	0,462	0,286	0,474	0,019
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	102 662	0,921	0,483	0,300	0,491	0,015
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	111 321	0,910	0,478	0,296	0,486	0,016
Prestations/salaire = 0,5	106 127	0,903	0,474	0,294	0,485	0,018
Période maximale de prestations = 40 semaines	104 368	0,910	0,478	0,296	0,486	0,016
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	104 368	0,910	0,478	0,296	0,486	0,016
Combinaison de tous les changements à la politique	105 703	0,905	0,478	0,293	0,484	0,016

Tableau E.7
Statistiques de l'inégalité — Femmes
Valeur actualisée du revenu après impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	40 827	1,317	0,628	0,408	0,637	0,000
Période maximale de prestations = 40 semaines	40 895	1,314	0,627	0,407	0,635	0,001
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	40 384	1,320	0,628	0,409	0,638	0,000
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	40 795	1,315	0,627	0,407	0,636	0,000
Prestations/salaire = 0,5	40 819	1,317	0,628	0,408	0,636	0,001
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	40 398	1,317	0,628	0,409	0,636	0,000
Combinaison de tous les changements à la politique	40 371	1,320	0,628	0,408	0,636	0,001

Tableau E.8
Statistiques de l'inégalité — Hommes
Valeur actualisée du revenu après impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	118 630	0,840	0,447	0,272	0,452	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines	118 879	0,838	0,446	0,271	0,451	0,013
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	115 207	0,863	0,459	0,277	0,459	0,009
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	119 104	0,833	0,444	0,270	0,449	0,013
Prestations/salaire = 0,5	118 501	0,846	0,451	0,272	0,452	0,013
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	115 364	0,862	0,458	0,276	0,458	0,010
Combinaison de tous les changements à la politique	115 452	0,859	0,457	0,274	0,456	0,011

Tableau E.9
Statistiques de l'inégalité — Ménages
Valeur actualisée du revenu après impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	131 551	0,889	0,473	0,286	0,475	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines	131 811	0,887	0,473	0,286	0,474	0,013
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	128 396	0,904	0,481	0,290	0,481	0,010
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	131 905	0,884	0,471	0,285	0,473	0,012
Prestations/salaire = 0,5	131 440	0,893	0,475	0,287	0,476	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines						
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	128 536	0,903	0,480	0,290	0,480	0,011
Combinaison de tous les changements à la politique	128 581	0,902	0,480	0,289	0,478	0,012

Tableau E.10
Statistiques de l'inégalité — Femmes
Valeur actualisée du revenu après impôts
Échantillon des personnes ayant déjà été en chômage

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	25 484	1,482	0,596	0,422	0,621	0,009
Période maximale de prestations = 40 semaines	26 445	1,466	0,592	0,419	0,616	0,010
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	24 763	1,506	0,599	0,427	0,624	0,009
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	25 728	1,486	0,598	0,425	0,624	0,009
Prestations/salaire = 0,5	24 829	1,505	0,596	0,427	0,623	0,010
Période maximale de prestations = 40 semaines						
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	25 669	1,496	0,600	0,426	0,625	0,010
Combinaison de tous les changements à la politique	25 083	1,525	0,600	0,431	0,627	0,010

Tableau E.11
Statistiques de l'inégalité — Hommes
Valeur actualisée du revenu après impôts
Échantillon des personnes ayant déjà été en chômage

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	68 348	0,919	0,484	0,297	0,487	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines	70 347	0,902	0,477	0,293	0,481	0,013
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	62 913	0,959	0,501	0,305	0,501	0,008
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	73 544	0,899	0,481	0,290	0,482	0,012
Prestations/salaire = 0,5	65 162	0,974	0,503	0,312	0,508	0,012
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	65 105	0,941	0,494	0,300	0,494	0,009
Combinaison de tous les changements à la politique	66 643	0,953	0,502	0,303	0,501	0,009

Tableau E.12
Statistiques de l'inégalité — Ménages
Valeur actualisée du revenu après impôts
Échantillon des personnes ayant déjà été en chômage

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	108 070	0,883	0,467	0,290	0,478	0,018
Période maximale de prestations = 40 semaines	110 082	0,871	0,462	0,286	0,474	0,019
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	102 409	0,919	0,482	0,298	0,490	0,016
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	111 050	0,867	0,461	0,284	0,470	0,018
Prestations/salaire = 0,5	105 869	0,902	0,474	0,294	0,484	0,018
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	104 112	0,908	0,478	0,296	0,486	0,016
Combinaison de tous les changements à la politique	105 446	0,904	0,478	0,293	0,484	0,016

Tableau E.13
Statistiques de l'inégalité — Femmes
Concept de 1983 du revenu d'assurance-chômage après impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	5 343	1,428	0,673	0,437	0,679	0,000
Période maximale de prestations = 40 semaines	5 344	1,426	0,673	0,436	0,677	0,000
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	5 268	1,436	0,675	0,439	0,682	0,000
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	5 337	1,425	0,673	0,436	0,678	0,000
Prestations/salaire = 0,5	5 334	1,429	0,673	0,437	0,679	0,000
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	5 271	1,435	0,675	0,439	0,681	0,000
Combinaison de tous les changements à la politique	5 257	1,438	0,676	0,438	0,680	0,0002

Tableau E.14
Statistiques de l'inégalité — Hommes
Concept de 1983 du revenu d'assurance-chômage après impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	16 155	0,878	0,469	0,278	0,462	0,002
Période maximale de prestations = 40 semaines	16 170	0,877	0,468	0,277	0,461	0,002
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	15 632	0,907	0,483	0,284	0,472	0,002
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	15 262	0,868	0,464	0,275	0,458	0,002
Prestations/salaire = 0,5	16 101	0,888	0,474	0,279	0,464	0,004
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	15 643	0,907	0,483	0,284	0,471	0,003
Combinaison de tous les changements à la politique	15 638	0,904	0,482	0,281	0,467	0,003

Tableau E.15
Statistiques de l'inégalité — Ménages
Concept de 1983 du revenu d'assurance-chômage après impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	17 723	0,929	0,495	0,295	0,488	0,003
Période maximale de prestations = 40 semaines	17 736	0,928	0,495	0,295	0,487	0,004
Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	17 235	0,949	0,504	0,300	0,495	0,003
Accroissement du maximum de la rémunération assurable 150 % des gains hebdomadaires moyens	17 804	0,923	0,492	0,294	0,485	0,003
Prestations/salaire = 0,5	17 672	0,937	0,499	0,296	0,489	0,004
Période maximale de prestations = 40 semaines Normes d'admissibilité à l'a.-c. (semaines) = +5	17 245	0,949	0,504	0,299	0,494	0,003
Combinaison de tous les changements à la politique	17 230	0,948	0,504	0,297	0,491	0,004

Tableau E.16
Statistiques de l'inégalité — Hommes
Valeur actualisée du revenu avant impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	118 891	0,842	0,448	0,272	0,452	0,012
Politique de l'a.-c. de 1971	121 576	0,826	0,439	0,268	0,447	0,015
Politique de l'a.-c. de 1990	115 616	0,861	0,456	0,274	0,455	0,014
Politique de l'a.-c. de 1994	115 214	0,865	0,458	0,276	0,457	0,013

Tableau E.17
Statistiques de l'inégalité — Ménages
Valeur actualisée du revenu avant impôts
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	131 870	0,890	0,474	0,287	0,476	0,012
Politique de l'a.-c. de 1971	134 618	0,878	0,468	0,284	0,471	0,013
Politique de l'a.-c. de 1990	128 313	0,907	0,482	0,290	0,479	0,013
Politique de l'a.-c. de 1994	127 066	0,911	0,484	0,291	0,481	0,013

Tableau E.18
Statistiques de l'inégalité — Hommes
Valeur actualisée du revenu après impôts sur l'assurance-chômage
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	118 630	0,840	0,447	0,272	0,452	0,012
Politique de l'a.-c. de 1971	121 303	0,824	0,439	0,268	0,447	0,015
Politique de l'a.-c. de 1990	115 370	0,859	0,456	0,274	0,454	0,014
Politique de l'a.-c. de 1994	114 970	0,863	0,458	0,275	0,457	0,013

Tableau E.19
Statistiques de l'inégalité — Ménages
Valeur actualisée du revenu après impôts sur l'assurance-chômage
Échantillon complet

Expérience relative à la politique	Moyenne	Coefficient de variation	Indice de concentration de Gini	Part du décile supérieur	Part des deux déciles supérieurs	Part des deux déciles inférieurs
Politique de 1986	131 551	0,889	0,473	0,286	0,475	0,012
Politique de l'a.-c. de 1971	134 286	0,877	0,467	0,284	0,471	0,013
Politique de l'a.-c. de 1990	128 007	0,906	0,482	0,290	0,479	0,013
Politique de l'a.-c. de 1994	126 768	0,910	0,483	0,290	0,480	0,013

Annexe F : Distribution du revenu



Tableau F.1
Hommes, Système de 1971 par rapport à celui de 1986

	Perte		(c)	Néant		Gain	
	(a)	(b)		(d)	(e)	(f)	(g)
	Perte de plus de 50 %	Perte de 26 à 50 %		Aucun changement \pm 5 %	Gain de 6 à 25 %	Gain de 26 à 50 %	Gain de plus de 50 %
QUINTILE							
1	7,77	2,09	3,13	30,36	12,63	15,34	28,72
2	1,74	1,75	3,17	63,09	16,17	7,20	6,91
3	1,30	1,02	1,43	83,48	9,34	1,97	1,47
4	0,47	0,68	0,63	92,98	4,16	0,75	0,35
5	0,71	0,52	0,42	95,54	2,41	0,38	0,03

Tableau F.2
Hommes, Système de 1990 par rapport à celui de 1986

	Perte		(c)	Néant		Gain	
	(a)	(b)		(d)	(e)	(f)	(g)
	Perte de plus de 50 %	Perte de 26 à 50 %		Aucun changement \pm 5 %	Gain de 6 à 25 %	Gain de 26 à 50 %	Gain de plus de 50 %
QUINTILE							
1	26,79	17,98	9,51	31,19	3,13	2,88	8,53
2	7,22	7,80	18,35	55,43	4,18	3,05	3,99
3	3,10	3,71	14,22	75,75	1,45	0,97	0,83
4	1,68	1,73	9,38	86,15	0,48	0,44	0,16
5	1,19	1,42	6,93	89,56	0,67	0,22	0,03

Tableau F.3
Hommes, Système de 1990 par rapport à celui de 1971

	Perte			Néant	Gain		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)
	Perte de plus de 50 %	Perte de 26 à 50 %	Perte de 6 à 25 %	Aucun changement \pm 5 %	Gain de 6 à 25 %	Gain de 26 à 50 %	Gain de plus de 50 %
QUINTILE							
1	39,06	10,74	6,74	33,41	1,49	1,35	7,22
2	11,69	10,04	21,81	50,25	2,66	1,02	2,55
3	3,94	5,34	20,31	68,81	0,78	0,46	0,38
4	2,28	2,15	15,96	79,26	0,21	0,05	0,11
5	1,14	1,07	9,82	87,70	0,28	0,00	0,00

Tableau F.4
Hommes, Système de 1994 par rapport à celui de 1971

	Perte			Néant	Gain		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)
	Perte de plus de 50 %	Perte de 26 à 50 %	Perte de 6 à 25 %	Aucun changement \pm 5 %	Gain de 6 à 25 %	Gain de 26 à 50 %	Gain de plus de 50 %
QUINTILE							
1	40,15	11,45	6,54	31,99	1,50	1,19	7,20
2	12,66	12,43	23,74	45,81	1,77	0,98	2,64
3	4,33	6,59	24,59	62,96	0,70	0,44	0,41
4	2,23	1,96	19,18	76,32	0,16	0,05	0,11
5	1,22	1,16	10,94	86,37	0,32	0,00	0,00

Annexe G : Moyennes



Tableau G.1
Moyennes — Femmes

Nom de la variable	Échantillon complet		Personnes avec salaire positif en 1986 et nombre positif de semaines de chômage		Personnes avec salaire positif en 1986 et (WKOU87 + WKE87) > 0		Personnes inactives en 1987 ≤ 53 semaines	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Variable auxiliaire = 1, si Atlantique	0,085	0,280	0,117	0,322	0,079	0,269	0,081	0,273
Variable auxiliaire = 1, si Québec	0,269	0,444	0,247	0,431	0,242	0,428	0,245	0,430
Variable auxiliaire = 1, si Prairies	0,164	0,370	0,163	0,369	0,175	0,380	0,175	0,380
Variable auxiliaire = 1, si C.-B.	0,112	0,315	0,127	0,333	0,108	0,311	0,112	0,315
Variable auxiliaire = 1, si gestion/administration	0,064	0,245	0,071	0,257	0,094	0,291	0,085	0,279
Variable auxiliaire = 1, si profession	0,147	0,354	0,123	0,329	0,211	0,408	0,193	0,395
Variable auxiliaire = 1, si travail de bureau	0,228	0,420	0,302	0,459	0,322	0,467	0,296	0,456
Variable auxiliaire = 1, si ventes/service	0,225	0,417	0,353	0,478	0,265	0,441	0,287	0,452
Variable auxiliaire = 1, si ferme	0,019	0,136	0,023	0,150	0,015	0,120	0,024	0,154
Variable auxiliaire = 1, si aucune instruction ou études élémentaires seulement	0,128	0,334	0,066	0,249	0,068	0,252	0,078	0,268
Variable auxiliaire = 1, si études postsecondaires partielles	0,108	0,311	0,153	0,360	0,128	0,334	0,123	0,328
Variable auxiliaire = 1, si certificat ou diplôme	0,145	0,352	0,142	0,349	0,179	0,383	0,169	0,374
Variable auxiliaire = 1, si diplôme universitaire	0,109	0,311	0,088	0,283	0,137	0,344	0,130	0,337
Variable auxiliaire = 1, si 16 à 19 ans	0,086	0,280	0,154	0,361	0,092	0,289	0,100	0,300
Variable auxiliaire = 1, si 20 à 24 ans	0,124	0,330	0,225	0,418	0,163	0,369	0,149	0,356
Variable auxiliaire = 1, si 45 à 54 ans	0,152	0,359	0,089	0,284	0,137	0,344	0,140	0,347
Variable auxiliaire = 1, si 55 à 64 ans	0,144	0,351	0,050	0,218	0,067	0,249	0,073	0,260
Variable auxiliaire = 1, si célibataire	0,226	0,418	0,336	0,472	0,274	0,446	0,267	0,442
Semaines de chômage en 1986	3,041	9,256	9,872	13,582	3,009	8,359	3,499	9,685
Rapport prestations d'a.-c./salaire	0,036	0,143	0,337	0,298	0,058	0,177	0,049	0,164
Rapport 1 prestations d'a.-c./salaire	0,252	0,296	0,372	0,291	0,392	0,286	0,329	0,299
Rapport 2 prestations d'a.-c./salaire	0,255	0,297	0,395	0,284	0,396	0,284	0,333	0,298
Durée maximum possible des prestations d'a.-c.	32,474	23,170	41,395	16,322	46,271	11,356	42,477	16,756
Nombre d'observations	30 317		3 569		18 164		22 252	
Échantillons utilisés dans les tableaux	1A 1B 1C 5		4		3		2A 2B 2C	

Tableau G.2
Moyennes — Hommes

Nom de la variable	Échantillon complet		Personnes avec salaire positif en 1986 et nombre positif de semaines de chômage		Personnes avec salaire positif en 1986 et (WKOU87 + WKE87) > 0		Personnes inactives en 1987 ≤ 53 semaines	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Variable auxiliaire = 1, si Atlantique	0,085	0,278	0,132	0,338	0,081	0,273	0,082	0,274
Variable auxiliaire = 1, si Québec	0,266	0,442	0,281	0,449	0,259	0,438	0,262	0,440
Variable auxiliaire = 1, si Prairies	0,169	0,375	0,172	0,377	0,164	0,370	0,172	0,377
Variable auxiliaire = 1, si C.-B.	0,114	0,317	0,117	0,322	0,109	0,312	0,114	0,318
Variable auxiliaire = 1, si gestion/administration	0,120	0,325	0,052	0,222	0,130	0,337	0,129	0,336
Variable auxiliaire = 1, si profession	0,123	0,329	0,073	0,261	0,135	0,342	0,132	0,339
Variable auxiliaire = 1, si travail de bureau	0,056	0,229	0,062	0,241	0,068	0,252	0,059	0,235
Variable auxiliaire = 1, si ventes/service	0,185	0,389	0,202	0,402	0,193	0,394	0,197	0,397
Variable auxiliaire = 1, si ferme	0,054	0,226	0,059	0,235	0,035	0,183	0,057	0,232
Variable auxiliaire = 1, si aucune instruction ou études élémentaires seulement	0,135	0,342	0,131	0,337	0,105	0,306	0,117	0,321
Variable auxiliaire = 1, si études postsecondaires partielles	0,107	0,309	0,118	0,322	0,113	0,317	0,109	0,311
Variable auxiliaire = 1, si certificat ou diplôme	0,127	0,333	0,109	0,312	0,136	0,343	0,132	0,338
Variable auxiliaire = 1, si diplôme universitaire	0,144	0,351	0,066	0,248	0,151	0,358	0,151	0,358
Variable auxiliaire = 1, si 16 à 19 ans	0,092	0,289	0,163	0,370	0,088	0,283	0,088	0,283
Variable auxiliaire = 1, si 20 à 24 ans	0,126	0,332	0,247	0,431	0,146	0,353	0,131	0,338
Variable auxiliaire = 1, si 45 à 54 ans	0,156	0,363	0,093	0,291	0,149	0,356	0,161	0,367
Variable auxiliaire = 1, si 55 à 64 ans	0,137	0,343	0,066	0,248	0,090	0,287	0,103	0,303
Variable auxiliaire = 1, si célibataire	0,287	0,452	0,457	0,498	0,294	0,456	0,283	0,451
Semaines de chômage en 1986	3,599	10,078	11,864	14,141	3,210	8,675	3,620	10,024
Rapport prestations d'a.-c./salaire	0,040	0,150	0,298	0,300	0,052	0,169	0,043	0,156
Rapport 1 prestations d'a.-c./salaire	0,221	0,290	0,337	0,298	0,280	0,299	0,235	0,293
Rapport 2 prestations d'a.-c./salaire	0,224	0,290	0,356	0,295	0,283	0,300	0,238	0,293
Durée maximum possible des prestations d'a.-c.	42,945	16,533	42,097	15,550	47,223	9,831	45,807	12,738
Nombre d'observations	29 143		4 571		21 743		26 772	
Échantillons utilisés dans les tableaux	1A 1B 1C 5		4		3		2A 2B 2C	

Annexe H : Taux de chômage



Tableau H.1
Taux de chômage utilisés dans les régressions

Région	Femmes	Hommes
Atlantique	14,96	14,80
Québec	11,50	10,60
Ontario	7,40	6,60
Prairies	8,46	9,17
Colombie-Britannique	12,80	12,20



Bibliographie

Atkinson, A.B. et S. Micklewright. "Unemployment Compensation and Labour Market Transitions: A Critical Review", *Journal of Economic Literature*, vol. XXIX, n° 4, 1991, pp. 1679-1727.

Bordt, M., G. Cameron, S. Gribbele, B. Murphy, G. Rowe et N. Wolfson. "The Social Policy Simulation Data Base and Model: An Integrated Pool for Tax/Transfer Policy Analysis", *Canadian Tax Journal*, vol. 38, n° 1, janvier-février 1990, pp. 48-65.

Cloutier, J. et A. Smith. "The Evolution of an Alternative UI Plan", Document de travail n° 159, Ottawa, Conseil économique du Canada, 1980.

Corak, Miles. "The Duration of Unemployment Insurance Payments", Conseil économique du Canada, Rapport de recherche n° 42, 1992.

Erksoy, S.. "Distributional effects of unemployment and disinflation in Canada: 1981-1987" thèse de doctorat non publiée, Dalhousie University, 1992.

Freeman, R. et K. Needels. "Skill differentials in Canada in an era of rising labour market inequality" in *The Labour Market in Comparative Perspective: Lessons from the United States and Canada*, edited by David Card and Richard Freeman, NBER, University of Chicago Press, 1993. (À paraître)

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

Ham, John C. et Samuel A. Rea jr.. "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada", *Journal of Labour Economics*, vol. 5, n° 3, 1987, pp. 325-352.

Harding, A.. "Lifetime Versus Annual Income Distribution: Evidence from Australia", communication présentée à la 22^e General Conference of the International Association for Research on Income and Wealth, Films, Suisse, 30 août au 5 septembre 1992.

Heckman, J.J.. "Sample Selection Bias As A Specification Error", *Econometrica*, n° 47, janvier 1979, pp. 153-161

Jenkins, S.. "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the U.K., 1971-1986", Document de travail n° 92-10, Department of Economics, University College of Swansea, octobre 1992.

Kapsalis, C.. "Equity Aspects of the UI Program in Canada", Document de travail n° 116, Ottawa, Conseil économique du Canada, 1978.

LeBlanc, G.. "The Redistributive Effects of Unemployment Insurance", Unemployment Insurance Program Analysis, Strategic Policy and Planning, Emploi et Immigration Canada, polycopie, août 1988.

- MacPhail, F. "Has the great U-turn gone full circle?: Recent trends in earnings inequality in Canada 1981-1989", Document de travail n° 93-01, Department of Economics, Dalhousie University, Halifax (Nouvelle-Écosse), janvier 1993.
- Myatt, T.. "The 1971 U.I. Reforms—22 Years Later: What do we really know?", document présenté à la conférence intitulée "Unemployment What Is To Be Done?", Laurentian University, Sudbury, 26 et 27 mars 1993.
- Orcutt, G.H., J. Merz et H. Quinke (eds.). *Microanalytic Simulation Models to Support Social and Financial Policy*, (Hollande du Nord) Amsterdam, Elsevier Science Publishers, 1986.
- Osberg, Lars, S. Erksoy, et Shelley Phipps. "Unemployment, Unemployment Insurance and The Redistribution of Income in Canada", Document de travail n° 93-07, Economics Department, Dalhousie University, Halifax, (Nouvelle-Écosse), juin 1993.
- Osberg, Lars et Shelley Phipps. "Large-Sample Estimates of Labour Supply: Results with Quantity Constraints", *Oxford Economic Papers*, 1993, à paraître.
- Osberg, Lars. "Fishing in Different Pools: Job Search Strategies and Job-Finding Success in Canada in the Early 1980's", *Journal of Labour Economics*, 1993, à paraître.
- Osberg, Lars. "Unemployment Insurance and Unemployment — Revisited", Document de travail n° 93-04, Economics Department, Dalhousie University, Halifax (Nouvelle-Écosse), mars 1993.
- Osberg, Lars. "Is it Retirement or Unemployment? Induced 'Retirement' and Constrained Labour Supply Among Older Workers", *Applied Economics*, mars 1993, vol. 25, pp. 505-519.
- Osberg, Lars. "Is it Retirement or Unemployment? The Constrained Labour Supply of Older Canadians", rapport présenté à Review of Demography and its Implications for Economic and Social Policy, Santé et Bien-être Canada, 1988.
- Osberg, Lars. "Behaviourial Response in the Context of Socio-Economic Microanalytic Simulation", Statistique Canada, Études analytiques, Rapport de recherche n° 1, Ottawa, avril 1986.
- Phipps, Shelley. "The Impact of the Unemployment Insurance Reform of 1990 on Single Earners", *Canadian Public Policy*, 1990, vol. 16, n° 3, pp. 252-261.
- Ruggles, Patricia et Williams Roberten. "Longitudinal Measures of Poverty: Accounting for Income and Assets over Time", *Review of Income and Wealth*, 1989, vol. 35, n° 3, pp. 225-282.



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 : établissements canadiens et américains**
Betcherman, G. et N. Leckie, Ekos Research Associates, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 21*)

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

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

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

Stabilisation macroéconomique

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

L'assurance-chômage et le marché du travail

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

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

L'assurance-chômage et l'aide sociale

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

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

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