

AC

*Étude de l'interaction
de l'assurance-chômage
et de l'aide sociale
au moyen des données
de l'EPCC*

par Martin Browning,
Stephen R. G. Jones
et Peter Kuhn,



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-224F-08-95

AC

*Étude de l'interaction de
l'assurance-chômage et
de l'aide sociale au moyen
des données de l'EPCC*

**par Martin Browning,
Stephen Jones et
Peter Kuhn**
Université McMaster

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

Remerciements

Cette étude est la vingt-cinquième d'une série de publications parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). L'auteur tient à remercier Tom Crossley et Arthur Sweetman pour leur excellent travail à titre d'adjoints de recherche. Les opinions exprimées dans cette étude représentent le point de vue des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position de DRHC.

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, du secteur privé et de la Direction générale de l'évaluation. Même si chacune des études constitue une analyse distincte portant sur un point particulier de l'assurance-chômage, elles reposent toutes sur le même cadre analytique. L'ensemble de ces études représente la plus importante recherche évaluative en matière d'assurance-chômage jamais faite au Canada et s'avère par le fait même un ouvrage de référence capital.

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

I. H. Midgley
*Directeur général,
Évaluation*

Ging Wong
*Directeur,
Programmes d'assurance*



Table des matières

Résumé	7
Introduction	9
1. Données	10
2. Recours à l'aide sociale et remplacement de programme	11
3. Recours à l'aide sociale après épuisement des prestations d'a.-c.....	17
4. Conclusion	28
Annexe : Tableaux supplémentaires	29
Bibliographie	36
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage	37

Liste des tableaux

Tableau 1	Pourcentage de personnes qui avaient présenté une demande de prestations d'assurance-chômage au moment de la première interview	13
Tableau 2	Pourcentage de personnes qui avaient présenté une demande d'aide sociale au moment de la première interview	14
Tableau 3	Coefficient de la variable auxiliaire cohorte dans le modèle linéaire probabiliste du recours à l'assurance-chômage au moment de la première interview	15
Tableau 4	Coefficient de la variable auxiliaire cohorte dans le modèle linéaire probabiliste du recours à l'aide sociale au moment de la première interview	16
Tableau 5	Série chronologique de la fréquence de l'aide sociale (du ménage) selon les données de l'EPCC	17
Tableau 6	Profils démographiques des prestataires en fin de droit et des groupes de comparaison (moyennes)	19
Tableau 7	Profils économiques des prestataires en fin de droit et des groupes de comparaison	20
Tableau 8	Situation des prestataires en fin de droit selon les données de l'EPCC (822 observations)	21
Tableau 9	Profils démographiques des prestataires en fin de droit selon leur situation (moyennes)	23
Tableau 10	Profils économiques des prestataires en fin de droit selon leur situation	24



Résumé

Au début d'avril 1993, le projet de loi C-113 a apporté deux modifications au régime canadien d'assurance-chômage. Les prestations de la plupart des personnes sont passées de 60 à 57 p. 100 de la rémunération assurable. Mais elles ont été supprimées dans le cas des personnes qui, selon Développement des ressources humaines Canada, quittaient volontairement leur emploi sans raison valable ou étaient congédiées. Le présent exposé a pour objet d'étudier l'effet de ces modifications sur le recours à l'*aide sociale* et sur le réemploi. Il s'inspire d'une étude antérieure de Crossley et Kuhn (1994) sur le recours à l'assurance-chômage (a.-c.) à la suite du dépôt du projet de loi C-113. L'exposé comprend deux études sur les deux éléments clés d'une évaluation des interactions de l'a.-c. et de l'aide sociale. Dans la première étude nous faisons appel à des données recueillies peu après la cessation d'emploi pour établir si l'inadmissibilité des « départs volontaires » (DV) à l'a.-c. a entraîné une augmentation correspondante du recours à l'aide sociale. Dans la seconde étude, faite à partir de données obtenues plus tard durant les périodes de chômage, nous cherchons à établir si les effets incitatifs et la générosité relative des programmes d'assistance sociale influent sur les transitions (au moment de l'épuisement des prestations d'a.-c.) du chômage à l'emploi et à l'aide sociale.

Dans la première étude nous examinons les taux de recours à l'a.-c. et à l'aide sociale d'après les données de l'Enquête par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC). Nous avons constaté que, de février à mai, le recours à l'a.-c. a fortement diminué chez les DV qui ont eu du mal à retrouver un emploi et que, dans le même groupe, le recours à l'aide sociale a augmenté en même temps dans une proportion égale, sinon supérieure. Ce résultat a peu changé lorsqu'on s'est servi comme variables de condition des différences entre les cohortes dans la période écoulée depuis la cessation d'emploi jusqu'à la première interview ainsi que dans d'autres variables personnelles et économiques. On peut en déduire que pour ce groupe les programmes canadiens d'a.-c. et d'aide sociale peuvent se substituer assez facilement l'un à l'autre, que les effets du projet de loi C-113 au plan des incitatifs et de la répartition du revenu ont pu être atténués par l'existence d'un programme de remplacement et que l'examen de l'a.-c. sans égard aux autres programmes sociaux pose de grandes difficultés.

Dans la seconde étude nous commençons par décrire le schéma habituel du recours à l'aide sociale durant diverses périodes avant, pendant et après une demande de prestations d'a.-c. et nous montrons les caractéristiques démographiques et économiques des bénéficiaires ayant épuisé leur droit aux prestations, par rapport aux prestataires d'a.-c. et à toutes les personnes qui cessent d'occuper un emploi. Nous examinons ensuite les diverses situations des prestataires en fin de droit — réemploi, rappel à l'ancien emploi, aide sociale et absence d'emploi et d'aide sociale — et comment ces situations varient selon les données démographiques et les variables économiques passées et présentes. Enfin, nous calculons un ensemble de modèles linéaires pour comprendre les facteurs qui déterminent la probabilité des diverses situations des prestataires en fin de droit. À cette fin,

nous employons une mesure de l'*admissibilité prévue à l'aide sociale* pour caractériser l'avantage du recours à l'aide sociale, ainsi que le taux de chômage local et le salaire de fin d'emploi pour caractériser, respectivement, la probabilité de trouver un emploi et le salaire que procurerait cet emploi. Dans l'ensemble, nous avons constaté que ces effets incitatifs existaient, dans une certaine mesure, pour le salaire et la probabilité d'emploi, un salaire plus élevé et un taux de chômage plus faible augmentant les chances d'accéder à un emploi, mais non pour l'admissibilité imputée à l'aide sociale. Seules de meilleures données sur l'aide sociale, idéalement tirées de dossiers administratifs et ventilées au niveau régional pertinent de chaque province, permettraient d'établir si les résultats de cette étude sur les prestataires en fin de droit sont attribuables à des lacunes du processus d'imputation actuel.



Introduction

Au début d'avril 1993, le projet de loi C-113 a apporté deux modifications au régime canadien d'assurance-chômage. Les prestations de la plupart des personnes sont passées de 60 à 57 p. 100 de la rémunération assurable. Mais elles ont été supprimées dans le cas des personnes qui, selon Développement des ressources humaines Canada (DRHC), quittaient volontairement leur emploi sans motif (départs volontaires — DV) ou étaient congédiés. Le présent exposé a pour objet d'étudier l'effet de ces modifications sur le recours à l'aide sociale et sur le réemploi. Il s'inspire d'une étude antérieure (Crossley et Kuhn, 1994) sur le recours à l'assurance-chômage (a.-c.) à la suite du dépôt du projet de loi C-113. L'exposé comprend deux études. La première porte sur des données recueillies peu après la cessation d'emploi pour établir si l'inadmissibilité des « départs volontaires » (DV) à l'a.-c. a entraîné une augmentation correspondante du recours à l'aide sociale. Dans la seconde étude, faite à partir de données obtenues plus tard durant les périodes de chômage, nous cherchons à établir si les effets incitatifs et la générosité relative des programmes d'assistance sociale influent sur les transitions du chômage à l'emploi et à l'aide sociale.

Dans la section 1 de l'exposé on résume les principales caractéristiques des données utilisées dans les deux études. Dans la section 2 nous présentons ensuite les résultats de la première étude, nous définissons un cadre d'analyse et nous montrons les interactions de l'a.-c. et de l'aide sociale peu après la cessation d'emploi. Fait intéressant, parmi la population visée, l'augmentation du recours à l'aide sociale est à peu près proportionnelle à la diminution du recours à l'a.-c., ce qui atténue les effets de l'inadmissibilité à l'a.-c. au plan des incitatifs et de la répartition du revenu. On peut en déduire que, au moins pour le groupe de travailleurs ayant perdu leur droit à l'a.-c. en avril 1993, l'a.-c. et l'aide sociale se substituent assez facilement l'un à l'autre et qu'il faut en tenir compte au moment d'évaluer les effets d'une réduction accrue du programme d'a.-c. sur les dépenses provinciales consacrées à l'aide sociale. On présente ensuite à la section 3 les résultats de la deuxième étude, qui porte plutôt sur les prestataires qui épuisent leur admissibilité à l'a.-c. Bien que la structure des données actuelles ne permette pas d'effectuer une analyse quasi expérimentale de cette question (puisque la durée de l'admissibilité est demeurée la même après l'adoption du projet de loi C-113), nous utilisons les variations du niveau d'aide sociale par province et par type de famille pour créer un modèle de l'attrait relatif de l'aide sociale et du réemploi. Nous étudions ensuite l'effet de cet attrait sur la probabilité d'être réemployé (dans un nouvel emploi ou à la suite d'un rappel à l'ancien emploi) et de bénéficier de l'aide sociale à la date d'une interview menée après l'épuisement des prestations d'a.-c. Ces résultats ne montrent pas de façon concluante l'existence d'effets incitatifs, du moins sur la décision de recourir à l'aide sociale. Enfin, nous présentons un résumé à la section 4 et nous ouvrons la voie à une recherche plus poussée.

Le présent exposé a pour objet d'étudier l'effet de ces modifications sur le recours à l'aide sociale et sur le réemploi. Il s'inspire d'une étude antérieure sur le recours à l'assurance-chômage à la suite du dépôt du projet de loi C-113.



1. Données

L'ensemble de données ainsi obtenu, y compris les documents administratifs fusionnés qui portent sur le recours actuel et antérieur à l'assurance-chômage, est désigné sous le nom d'Enquête par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC).

En partie pour étudier les effets du projet de loi C-113 sur les marchés du travail, Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a commandé une enquête par panel sur les personnes qui ont cessé d'occuper un emploi environ un mois avant (du 31 janvier au 13 mars 1993 — la « cohorte 1 ») et un mois après (du 25 avril au 5 juin — la « cohorte 2 ») la date d'entrée en vigueur de la Loi. L'ensemble de données ainsi obtenu, y compris les documents administratifs fusionnés qui portent sur le recours actuel et antérieur à l'a.-c., est désigné sous le nom d'Enquête par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC).

La base de sondage de l'EPCC est la population de personnes ayant reçu un relevé d'emploi (RE) durant l'une des deux périodes visées et dont le numéro d'assurance sociale se termine par le chiffre 5. Les employeurs canadiens sont tenus d'émettre un RE au moment d'une cessation d'emploi. En excluant les RE émis dans le cas de la participation à un programme de travail partagé, de l'apprentissage et de la retraite à l'âge de 65 ans, on a échantillonné des RE pour tous les motifs de cessation d'emploi. Sur environ 6 millions de cessations d'emploi faisant l'objet de RE chaque année et sur quelque 12 000 cessations d'emploi échantillonnées dans le cadre de l'EPCC, environ la moitié sont motivées par le « manque de travail » (MT) selon l'employeur, environ 15 p. 100 sont des « départs volontaires » (DV), tandis que le reste correspond à divers codes, dont 18 p. 100 sont désignés « autres » (deuxième catégorie de motifs de cessations d'emploi en importance). Dans la première étude décrite ci-dessous qui se trouve à la section 2, nous mettons surtout l'accent sur le groupe des DV. En fait, puisque nous nous intéressons surtout, ici, aux effets des modifications apportées à l'a.-c. sur les personnes qui cessent d'occuper un emploi pour devenir chômeurs, les travailleurs ayant déclaré qu'ils quittaient leur emploi « pour un autre emploi » sont eux aussi exclus de l'analyse. Dans la seconde étude, exposée dans la section 3, nous utilisons les cessations d'emploi pour cause de DV, de renvoi, de manque de travail et autres, pourvu qu'elles aient donné lieu à une demande de prestations d'a.-c. En outre, l'ensemble des cessations d'emploi sert d'élément de comparaison.

À ce jour, les personnes visées par l'EPCC ont été interviewées trois fois, soit environ 25, 40 et 60 semaines après leur cessation d'emploi. Dans la première étude, nous faisons appel aux renseignements tirés uniquement de la première interview, pour laquelle le taux de réponse était de 70 à 75 p. 100. À partir des données démographiques et d'autres données sur l'ensemble de la population totale, tirées des dossiers administratifs de DRHC, Ekos Research a calculé des poids d'échantillonnage pour compenser la non-réponse, l'érosion de l'échantillon et le suréchantillonnage délibéré des prestataires d'a.-c. compris dans l'enquête. Dans la seconde étude, nous utilisons en outre les renseignements tirés des deuxième et troisième interviews pour tenter de définir, à l'égard de l'aide sociale, le comportement des personnes ayant épuisé leur admissibilité à l'a.-c.

2. Recours à l'aide sociale et remplacement de programme



La présente étude, inspirée des travaux de Crossley et Kuhn (1994), vise à établir si l'inadmissibilité des personnes qui ont cessé d'occuper un emploi en avril 1993 a entraîné une augmentation du recours à l'aide sociale. Pour répondre à cette question, nous employons la même méthodologie que dans l'étude précitée. Il faut cependant retenir que nos données sur le recours à l'aide sociale sont un peu moins détaillées que nos données sur le recours à l'a.-c. Nous ne savons pas à quel moment, dans l'intervalle entre la cessation d'emploi et la première interview, commence le recours à l'aide sociale, mais seulement s'il y a ou non recours à l'aide sociale dans cet intervalle. Nous n'avons pas de renseignements sur les demandes d'aide sociale (par opposition au recours réel). Enfin, nous étudions l'aide sociale à l'égard du ménage, non de la personne. Par rapport à l'étude précitée, nous devons donc simplifier notre analyse pour l'appliquer à la question des objectifs de l'aide sociale.

Dans un premier temps, nous ne tenons pas compte de l'étape de la demande, comprise dans le modèle de Crossley et Kuhn (1994). Ensuite, nous retenons l'intervalle allant de la date de la cessation d'emploi à celle de la première interview. L'intervalle ainsi défini étant, en moyenne, plus long pour la seconde cohorte, nous allons utiliser la durée de l'intervalle comme variable de condition dans la plus grande partie de notre analyse. Pour que notre analyse du recours à l'a.-c. et à l'aide sociale soit strictement comparable, nous présentons les résultats de l'analyse du recours à l'a.-c. en effectuant ce rajustement.

Taux de présentation de demandes d'assurance-chômage et d'aide sociale au moment de la première interview

Le tableau 1 montre les taux de présentation de demandes d'a.-c. de divers groupes au moment de la première interview. On constate une baisse apparemment importante dans le cas des DV réemployés et non réemployés, compte tenu des variations du taux de présentation de demandes des DV non réemployés. On y trouve également les taux de présentation de demandes des DV non réemployés. Si l'on regarde les trois premières lignes, ces taux ne semblent pas varier sensiblement de février à mai.

Le tableau 2 reprend cette analyse pour le recours à l'aide sociale (plutôt qu'à l'a.-c.). Ici, le résultat le plus frappant est la hausse de 10 points de pourcentage, d'une cohorte à l'autre, du taux de recours à l'aide sociale des DV essentiellement non réemployés. Si l'on compare la cinquième ligne de ces deux tableaux (DV non réemployés), on constate que la baisse du taux de présentation de demandes d'a.-c. de février à mai correspond presque exactement à une augmentation du taux de présentation de demandes d'aide sociale (- 10,3 p. 100 contre + 10,6 p. 100).

Analyse de régression

Nous procédons maintenant, comme dans l'étude précitée, au calcul de modèles linéaires probabilistes des taux de présentation de demandes. Ici, nous tentons de tenir compte non seulement de l'effet de facteurs saisonniers, mais aussi, et peut-être surtout, de l'effet des différences dans le temps écoulé depuis la cessation

... la baisse du taux de présentation de demandes d'assurance-chômage de février à mai correspond presque exactement à une augmentation du taux de présentation de demandes d'aide sociale.

d'emploi au moment de la première interview. Encore une fois, nous présentons uniquement les résultats des modèles linéaires probabilistes qui ont été calculés (et non des logits ou des probits) en raison des problèmes de surdétermination qui peuvent survenir dans les spécifications très détaillées, étant donné la petite taille des échantillons.

Le tableau 3 montre les coefficients, pour la variable auxiliaire de la cohorte 2, dans les modèles linéaires probabilistes du recours à l'a.-c. selon différentes spécifications de covariables. Pour les DV (lignes 4 à 6), on constate que si l'on compare la ligne 1 à la ligne 2, le fait de tenir compte de l'effet du temps écoulé renforce, au lieu d'affaiblir, l'effet cohorte, chez les DV tant réemployés que non réemployés. L'effet remarqué dans le tableau 1 n'est donc pas un phénomène secondaire dû à la différence de durée des intervalles. En parcourant les lignes 2 à 4, on constate une baisse de 10 p. 100, entre février et mai, du taux de présentation de demandes par les travailleurs réemployés et non réemployés; ce résultat est robuste par rapport à la spécification. C'est seulement à la ligne 5, qui tient compte de l'admissibilité à l'a.-c., que l'on constate une réduction de cet effet. Selon nous, ce phénomène indique qu'une partie, mais une partie seulement, de la réduction du taux de présentation de demandes est faussée par les différences entre cohortes quant à l'admissibilité à l'a.-c.

Le tableau 4 présente l'analyse correspondante du recours à l'aide sociale. Pour les DV non réemployés (ligne 5), on constate que l'augmentation du recours à l'aide sociale de février à mai, que révèle le tableau 2, ne diminue pas si l'on rajuste les différences, d'une cohorte à l'autre, entre le temps écoulé depuis la cessation d'emploi à la première interview ou entre les caractéristiques personnelles. L'effet est même considérablement accru. Si l'on compare la ligne 5 des tableaux 3 et 4, on observe que la diminution du recours à l'a.-c. s'est accompagnée d'une augmentation non pas égale, mais beaucoup plus importante, du recours à l'aide sociale.

Dans la présente section, nous avons analysé parallèlement le recours à l'a.-c. et à l'aide sociale au moment de la première interview, d'après les données de l'EPCC. Nous constatons que, de février à mai, le recours à l'a.-c. a fortement diminué chez les DV qui ont eu du mal à retrouver un emploi et que, dans le même groupe, le recours à l'aide sociale a augmenté en même temps dans une proportion égale, sinon supérieure. Ce résultat a peu varié lorsqu'on s'est servi, comme variables de condition, des différences entre les cohortes dans l'intervalle allant de la cessation d'emploi à la première interview ainsi que dans d'autres variables personnelles et économiques. On peut en déduire que, pour ce groupe, les programmes canadiens d'a.-c. et d'aide sociale peuvent se substituer assez facilement l'un à l'autre, que les effets du projet de loi C-113 au plan des incitatifs et de la répartition du revenu ont été en grande partie atténués par l'existence d'un programme de remplacement et que l'examen de l'a.-c. sans égard aux autres programmes sociaux pose de grandes difficultés.

Tableau 1
Pourcentage de personnes qui avaient présenté une demande de prestations
d'assurance-chômage au moment de la première interview

	Cohorte 1	Cohorte 2
1. Autres que les DV		
a) réemployés au moment de la première interview	0,480 (0,500) 2 527	0,434 (0,496) 2 441
b) non réemployés	0,560 (0,497) 1 277	0,584 (0,493) 1 510
c) total	0,505 (0,500) 3 804	0,484 (0,500) 3 951
2. DV		
a) réemployés au moment de la première interview	0,177 (0,382) 402	0,113 (0,318) 290
b) non réemployés	0,405 (0,492) 276	0,302 (0,460) 203
c) total	0,259 (0,438) 678	0,177 (0,382) 493

Remarques :

1. Le premier chiffre de chaque cellule est la moyenne.
2. L'écart-type figure entre parenthèses.
3. Le dernier chiffre de chaque cellule est le nombre d'observations.
4. Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

... pour ce groupe, les programmes canadiens d'assurance-chômage et d'aide sociale peuvent se substituer assez facilement l'un à l'autre, que les effets du projet de loi C-113 au plan des incitatifs et de la répartition du revenu ont été en grande partie atténués par l'existence d'un programme de remplacement ...

Tableau 2
Pourcentage de personnes qui avaient présenté une demande d'aide sociale au moment de la première interview

	Cohorte 1	Cohorte 2
1. Autres que les DV		
a) réemployés au moment de la première interview	0,0534 (0,225) 2 527	0,0571 (0,232) 2 441
b) non réemployés	0,0947 (0,293) 1 277	0,122 (0,327) 1 510
c) total	0,066 (0,249) 3 804	0,0787 (0,269) 3 951
2. DV		
a) réemployés au moment de la première interview	0,105 (0,308) 402	0,0825 (0,276) 290
b) non réemployés	0,180 (0,385) 276	0,286 (0,453) 203
c) total	0,132 (0,339) 678	0,151 (0,358) 493

Remarques :

1. Le premier chiffre de chaque cellule est la moyenne.
2. L'écart-type figure entre parenthèses.
3. Le dernier chiffre de chaque cellule est le nombre d'observations.
4. Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

Tableau 3
Coefficient de la variable auxiliaire cohorte dans le modèle linéaire
probabiliste du recours à l'a.-c. au moment de la première interview

Spécification	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1. Autres que les DV					
a) réemployés au moment de la première interview	-0,0249 (0,0198) 3 338	0,00408 (0,0275) 3 338	0,0074 (0,0274) 3 338	0,0160 (0,0271) 3 338	0,0447 (0,0258) 3 338
b) non réemployés	0,0519 (0,0274) 1 972	0,0851* (0,0315) 1 972	0,0871* (0,0316) 1 972	0,0860* (0,0311) 1 972	0,0808* (0,0282) 1 972
c) total	0,0025 (0,0159) 5 310	0,0300 (0,0203) 5 310	0,0329 (0,0202) 5 310	0,0380 (0,0199) 5 310	0,0519* (0,0189) 5 310
2. DV					
a) réemployés au moment de la première interview	-0,0429 (0,0275) 497	-0,133* (0,0509) 497	-0,102 (0,0546) 497	-0,116* (0,0544) 497	-0,0809 (0,0534) 497
b) non réemployés	-0,0703 (0,0529) 352	-0,118 (0,0680) 352	-0,108 (0,069) 352	-0,108 (0,0664) 352	-0,060 (0,0616) 352
c) total	-0,0638* (0,0259) 849	-0,1445* (0,0425) 849	-0,1130* (0,0434) 849	-0,1200* (0,0439) 849	-0,0865* (0,0410) 849

Spécifications :

Variable auxiliaire cohorte seule

(1) Plus contrôle du temps écoulé depuis la date du RE au moment de la première interview.

(2) Plus contrôles de l'âge et du sexe.

(3) Plus contrôles de l'appartenance à une minorité visible, de la présence d'un conjoint, du niveau d'instruction et de la province.

(3) Plus contrôles de l'appartenance à une minorité visible, de la présence d'un conjoint, de la disponibilité du conjoint pour travailler, de la province, du salaire et de la durée de l'emploi avant le RE, de l'admissibilité à l'a.-c. et du recours antérieur à l'a.-c.

Remarques :

1. Les erreurs-types uniformément hétéroscédastiques figurent entre parenthèses.

2. L'astérisque indique une signification statistique au niveau de 5 p. 100.

3. Le dernier chiffre de chaque cellule est le nombre d'observations.

4. Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

Tableau 4
Coefficient de la variable auxiliaire cohorte dans le modèle linéaire
probabiliste du recours à l'aide sociale au moment de la première interview

Spécification	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1. Autres que les DV					
a) réemployés au moment de la première interview	-0,0002 (0,0090) 3 338	0,0237 (0,0124) 3 338	0,0241 (0,0123) 3 338	0,0242* (0,0123) 3 338	0,0238* (0,0121) 3 338
b) non réemployés	0,176 (0,0174) 1 972	0,0264 (0,0187) 1 972	0,0266 (0,0184) 1 972	0,0324 (0,0176) 1 972	0,0335 (0,0183) 1 972
c) total	0,0067 (0,0084) 5 310	0,0201* (0,0099) 5 310	0,0209* (0,0099) 5 310	0,0241* (0,0097) 5 310	0,0224* (0,0098) 5 310
2. DV					
a) réemployés au moment de la première interview	0,0114 (0,0314) 497	0,0348 (0,0420) 497	0,0250 (0,0446) 497	0,0294 (0,0453) 497	0,0198 (0,0446) 497
b) non réemployés	0,0978 (0,0511) 352	0,155* (0,0572) 352	0,161* (0,0582) 352	0,200* (0,0574) 352	0,175* (0,0525) 352
c) total	0,0293 (0,0271) 849	0,0705* (0,0337) 849	0,0708* (0,0344) 849	0,0884* (0,0345) 849	0,0679* (0,0338) 849

Spécifications :

Variable auxiliaire cohorte seule

(1) Plus contrôles du temps écoulé depuis la date du RE au moment de la première interview.

(2) Plus contrôles de l'âge et du sexe.

(3) Plus contrôles de l'appartenance à une minorité visible, de la présence d'un conjoint, du niveau d'instruction et de la province.

(3) Plus contrôles de l'appartenance à une minorité visible, de la présence d'un conjoint, de la disponibilité du conjoint pour travailler, de la province, du salaire et de la durée de l'emploi avant le RD, de l'admissibilité à l'a.-c. et du recours antérieur à l'a.-c.

Remarques :

1. Les erreurs-types uniformément hétéroscédastiques figurent entre parenthèses.

2. L'astérisque indique une signification statistique au niveau de 5 p. 100.

3. Le dernier chiffre de chaque cellule est le nombre d'observations.

4. Tous les calculs utilisent les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

3. Recours à l'aide sociale après épuisement des prestations d'a.-c.



La présente étude porte sur le recours à l'aide sociale après épuisement des prestations d'a.-c. Nous allons d'abord cerner le schéma habituel du recours à l'aide sociale durant diverses périodes, c'est-à-dire avant, pendant et après une demande de prestations d'a.-c., et montrer les caractéristiques démographiques et économiques des bénéficiaires ayant épuisé leur droit aux prestations par rapport aux prestataires d'a.-c. et à toutes les personnes qui cessent d'occuper un emploi. Nous examinons ensuite les diverses situations des prestataires en fin de droit — réemploi, rappel à l'ancien emploi, aide sociale et absence d'emploi et d'aide sociale — puis, nous évaluons dans quelle mesure ces situations varient selon les données démographiques et les variables économiques passées et présentes. Enfin, nous calculons un ensemble de modèles probabilistes linéaires pour comprendre les facteurs qui déterminent la probabilité des diverses situations des prestataires en fin de droit. À cette fin, nous employons une mesure de l'admissibilité prévue à l'aide sociale pour caractériser l'avantage du recours à l'aide sociale, ainsi que le taux de chômage local et le salaire de fin d'emploi pour caractériser, respectivement, la probabilité de trouver un emploi et le salaire que procurerait cet emploi.

Manifestement, si l'admissibilité à l'aide sociale est déterminée par la situation du ménage, donc aussi par ses autres revenus, elle dépend, dans une large mesure, de la cessation d'emploi vécue par les répondants à l'EPCC.

Schéma du recours à l'aide sociale

Nous commençons par résumer en une « série chronologique » le recours à l'aide sociale, en examinant les proportions de travailleurs compris dans l'échantillon de l'EPCC qui déclarent recevoir de l'aide sociale à divers moments articulés autour de la cessation d'emploi. Ces résultats, pour l'ensemble des cessations d'emploi et pour le sous-échantillon de prestataires d'a.-c., figurent au tableau 5.

Tableau 5
Série chronologique de la fréquence de l'aide sociale (du ménage) selon les données de l'EPCC

	Pourcentage de cessations d'emploi	Pourcentage de prestations d'a.-c.
Avant la cessation d'emploi	3,7	3,1
De la cessation d'emploi à la 1 ^{re} interview	7,2	6,0
De la 1 ^{re} à la 2 ^e interview	4,4	2,7
Au moment de la 2 ^e interview	2,5	1,6
De la 2 ^e à la 3 ^e interview	5,6	5,4
Au moment de la 3 ^e interview	3,6	3,9

Remarque : Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

Le recours à l'aide sociale avant la cessation d'emploi représente environ 4 p. 100 de l'ensemble et environ 3 p. 100 de l'échantillon de prestataires d'a.-c.; ces chiffres passent respectivement à 7 et à 6 p. 100 durant la période allant de la cessation d'emploi à la première interview de l'EPCC. Entre la première et la deuxième interview, le recours à l'aide sociale retombe à 4 p. 100 de l'ensemble et à 3 p. 100 des prestataires; au moment de la deuxième interview, ces chiffres s'établissent à environ 2 p. 100 dans les deux groupes. Entre la deuxième et la troisième interview, les pourcentages remontent à 6 et à 5 p. 100, tandis qu'à la date

de la troisième interview ils s'élèvent à 4 p. 100 dans les deux cas. Manifestement, si l'admissibilité à l'aide sociale est déterminée par la situation du ménage, donc aussi par ses autres revenus, elle dépend, dans une large mesure, de la cessation d'emploi vécue par les répondants à l'EPCC.

Caractéristiques des prestataires d'assurance-chômage en fin de droit

Pour étudier le lien possible entre l'épuisement de l'a.-c. et le recours à l'aide sociale, nous examinons un échantillon d'éventuels prestataires en fin de droit, tiré de l'ensemble de données de l'EPCC. Cet échantillon comprend les prestataires d'a.-c. (i) qui, au moment de la deuxième interview, en étaient à la première période de chômage assuré après la cessation d'emploi, et (ii) qui, avant la troisième interview, allaient épuiser leur admissibilité à l'a.-c. d'après la date de fin de la période de prestations figurant dans les dossiers. Pour comprendre la nature de ce groupe, avant de procéder à une analyse économique approfondie, nous examinons les caractéristiques moyennes des éventuels prestataires en fin de droit et celles de deux groupes de comparaison : l'ensemble des cessations d'emploi échantillonnées et l'ensemble des prestataires d'a.-c. échantillonnés. Les résultats figurent aux tableaux 6 et 7.

Pour un certain nombre de variables démographiques, les prestataires en fin de droit se distinguent de façon intéressante de l'ensemble des personnes ayant cessé d'occuper un emploi et de l'ensemble des prestataires. Ce sont des hommes dans une proportion de 46 p. 100, contre 53 p. 100 des prestataires et 56 p. 100 de l'ensemble des cessations d'emploi; ils sont légèrement plus âgés et plus nombreux à appartenir à une minorité visible que les personnes des deux groupes de comparaison. Sur le plan régional, les prestataires en fin de droit sont proportionnellement plus nombreux à Terre-Neuve que les deux autres groupes, mais non dans les autres provinces de l'Atlantique. Les prestataires en fin de droit ont un niveau d'instruction et des titres de compétence un peu plus élevés que les groupes de référence : 36 p. 100 ont fait des études secondaires (contre 34 p. 100 de l'ensemble des cessations d'emploi et 33 p. 100 des prestataires); ils sont cependant moins nombreux à posséder un diplôme professionnel (0,9 p. 100, contre 1,4 et 1,1 p. 100 respectivement dans les deux groupes de comparaison).

Sur le plan des écarts passés et présents dans les variables économiques, le tableau 7 révèle que les prestataires en fin de droit avaient un salaire moyen inférieur avant la cessation d'emploi, qu'ils avaient moins d'espoir d'être rappelés (à la date de la première interview) et que leurs ménages bénéficiaient moins de l'aide sociale au moment de la deuxième interview. Fait intéressant, les prestataires en fin de droit avaient davantage eu recours à l'a.-c. dans le passé (33 p. 100, contre 26 et 24 p. 100 respectivement), mais pendant une période moyenne plus courte (46 semaines, contre 55 et 56 respectivement). Les données sur l'aide sociale que nous employons sont tirées d'une extrapolation de données complètes sur l'admissibilité aux prestations selon la structure familiale et la province en 1980 ainsi que des données incomplètes pour 1988 et 1993. Nous reproduisons ces données en annexe, au tableau A1¹, afin de présenter un portrait clair de la situation.

1 Naturellement, des chiffres plus précis sur l'aide sociale — fondés sur une évaluation plus exacte du droit aux prestations ou sur des documents administratifs pertinents — auraient pour effet d'améliorer la présente analyse.

Le chiffre de l'aide sociale imputée, fondé sur la province et sur la situation familiale, était très semblable pour les prestataires en fin de droit et pour l'ensemble de l'échantillon (ainsi que pour l'échantillon des prestataires d'a.-c.). Quant au taux de chômage local dans la région d'a.-c. (en janvier 1994, mois modal de la deuxième interview), il est légèrement plus élevé pour les prestataires en fin de droit que pour les groupes de comparaison (12,8 p. 100, contre 12,5 p. 100 pour les deux autres échantillons), mais la différence est mince.

Tableau 6
Profil démographique des prestataires en fin de droit et des groupes de comparaison (moyennes)

	Prestataires en fin de droit	Ensemble des cessations d'emploi	Ensemble des prestataires d'a.-c.
Hommes	0,46	0,56	0,53
Âge	38	36	37
Minorité visible (variable auxiliaire)	0,18	0,16	0,15
Présence d'un conjoint (variable auxiliaire)	0,63	0,58	0,64
Présence de jeunes enfants dans le ménage (variable auxiliaire)	0,22	0,19	0,21
Terre-Neuve (variables auxiliaires)	0,061	0,026	0,037
Île-du-Prince-Édouard	0,002	0,009	0,008
Nouveau-Brunswick	0,034	0,037	0,047
Nouvelle-Écosse	0,039	0,046	0,052
Québec	0,270	0,260	0,290
Ontario	0,390	0,350	0,350
Manitoba	0,035	0,029	0,025
Saskatchewan	0,024	0,033	0,030
Alberta	0,066	0,100	0,073
Colombie-Britannique	0,075	0,110	0,082
Territoires	0	0	0
Études primaires seulement (variable auxiliaire)	0,054	0,050	0,062
Études secondaires partielles	0,230	0,230	0,230
Diplôme d'études secondaires	0,360	0,340	0,330
Études collégiales partielles	0,075	0,088	0,089
Diplôme d'études collégiales	0,072	0,090	0,093
École de métiers	0,064	0,065	0,068
Études universitaires partielles	0,056	0,044	0,041
Diplôme de premier cycle	0,064	0,061	0,056
Études postuniversitaires partielles	0,017	0,020	0,018
Diplôme professionnel	0,009	0,014	0,011

Remarque : Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

Tableau 7
Profils économiques des prestataires en fin de droit et des groupes de comparaison

	Prestataires en fin de droit	Ensemble des cessations d'emploi	Ensemble des prestataires d'a.-c.
Salaire de fin d'emploi (en dollars/heure)	9,77	11,18	10,87
Durée d'occupation de l'emploi (en mois)	36,10	36,60	39,60
Rappel attendu (1 ^{re} interview, variable auxiliaire)	0,43	0,55	0,60
Nombre d'heures travaillées par le conjoint, par semaine, au moment de la cessation d'emploi	16,30	14,30	16,50
Conjoint occupé au moment de la 2 ^e interview (variable auxiliaire)	0,70	0,69	0,70
Ménage bénéficiant de l'aide sociale au moment de la 2 ^e interview (variable auxiliaire)	0,32	0,46	0,44
Recours antérieur à l'a.-c. (en semaines, de 1985 à la cessation d'emploi)	46,10	54,50	56,30
Aucun recours antérieur à l'a.-c. (de 1985 à la cessation d'emploi, variable auxiliaire)	0,33	0,26	0,24
Cohorte 2 (variable auxiliaire)	0,46	0,47	0,45
Départ volontaire ou renvoi (variable auxiliaire)	0,12	0,15	0,07
Prestations d'a.-c. (annualisées en dollars)	13 141,00	13 961,00	13 963,00
Admissibilité à l'aide sociale (imputée, montant annualisé en dollars)	13 201,00	13 150,00	13 068,00
Taux de chômage local (région a.-c.)	12,80	12,50	12,50

Remarque : Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

Situation des prestataires d'assurance-chômage en fin de droit

Nous abordons ensuite le schéma, les corrélats et les facteurs déterminants des situations observées chez les prestataires en fin de droit de l'échantillon. Le groupe de base comprend ici 822 observations; il faut donc retenir que ces moyennes comportent certainement des erreurs d'échantillonnage. Les situations observées sont celles des personnes réemployées (qu'il s'agisse d'un nouvel emploi ou d'un rappel à l'ancien emploi), des bénéficiaires de l'aide sociale, nouveaux et courants (« nouveaux » désigne ceux qui recevaient des prestations au moment de la troisième interview, mais non au moment de la deuxième), des personnes occupées faisant partie d'un ménage qui bénéficie aussi de l'aide sociale et de celles qui ne sont ni occupées ni bénéficiaires de l'aide sociale.

Au moment de la troisième interview, le tiers des prestataires en fin de droit sont occupés, dont environ 10 p. 100 ont été rappelés à leur ancien emploi. Onze pour cent du groupe des prestataires en fin de droit reçoivent des prestations d'aide sociale, et environ 1 p. 100 de l'ensemble des prestataires en fin de droit sont à la fois occupés et membres d'un ménage qui bénéficie de l'aide sociale. Environ 70 p. 100 des prestataires de l'aide sociale au moment de la troisième interview ne recevaient pas d'aide sociale au moment de la deuxième interview, ce qui permet de mesurer véritablement le recours à l'aide sociale après l'épuisement des prestations.

Tableau 8
Situation des prestataires en fin de droit selon les données de l'EPCC
(822 observations)

Pourcentage de personnes réemployées au moment de la 3 ^e interview	33,5
Pourcentage de personnes rappelées au moment de la 3 ^e interview	3,5
Pourcentage de rappels par rapport au réemploi	10,5
Pourcentage de bénéficiaires de l'aide sociale au moment de la 3 ^e interview	11,2
Pourcentage de personnes présentant une demande d'aide sociale (et recevant des prestations au moment de la 3 ^e interview, mais non de la 2 ^e)	7,8
Pourcentage de bénéficiaires de l'aide sociale, par rapport à la totalité, au moment de la 3 ^e interview	69,2
Pourcentage de personnes réemployées et recevant des prestations d'aide sociale au moment de la 3 ^e interview	1,0

Remarque : Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

Pour définir les corrélats des situations des prestataires en fin de droit, nous examinons les profils démographiques et économiques des prestataires en fin de droit, répartis dans quatre grandes catégories de situation : réemploi, rappel, aide sociale et absence d'aide sociale et d'emploi². Non pondérés, ces groupes comptent respectivement 272, 27, 88 et 470 personnes. Le tableau 9 présente les moyennes des variables démographiques de ces quatre groupes, tandis que le tableau 10 donne, de la même façon, leurs profils économiques.

2 Pour les fins de notre analyse, les quelques personnes occupées qui font aussi partie d'un ménage bénéficiant de l'aide sociale entrent dans la catégorie « aide sociale ».

Sur le plan démographique, les hommes sont un peu plus nombreux que les femmes à être réemployés ou rappelés, bien qu'il n'y ait pas de grands écarts selon l'âge. La présence d'un conjoint dans le ménage est naturellement la plus faible dans le groupe des bénéficiaires de l'aide sociale (29 p. 100, contre 67, 83 et 67 p. 100 pour les trois autres groupes), mais il est intéressant de noter la plus faible présence de jeunes enfants dans ce groupe (18 p. 100, contre 24, 34 et 21 p. 100). À l'échelle provinciale, les bénéficiaires de l'aide sociale sont légèrement plus nombreux au Québec (où se trouvent 31 p. 100 des bénéficiaires de l'aide sociale, contre 28 p. 100 des personnes réemployées) et en Ontario (43 p. 100 des bénéficiaires de l'aide sociale, mais 41 p. 100 des personnes réemployées), ainsi qu'en Colombie-Britannique et en Nouvelle-Écosse. Enfin, les écarts dans les variables liées aux titres de compétence et au niveau d'instruction sont naturellement très faibles entre les quatre catégories de situation, bien qu'il semble vaguement que les deux dernières colonnes du tableau 9 (aide sociale et absence d'aide sociale et d'emploi) comprennent les personnes les moins scolarisées. Les variables économiques résumées au tableau 10 pour les quatre catégories de situation des prestataires en fin de droit révèlent des écarts plus importants entre les colonnes. Les personnes occupées (nouvel emploi ou rappel à l'ancien emploi) avaient un salaire plus élevé avant la cessation d'emploi que les personnes des deux autres groupes, et les bénéficiaires de l'aide sociale accusaient la plus courte durée moyenne d'occupation de leur ancien emploi. Ceux qui ont fini par être rappelés avaient naturellement les attentes les plus élevées au moment de la première interview (83 p. 100, contre 40 à 45 p. 100 pour les trois autres groupes). Toutefois, ni la fréquence d'un recours antérieur à l'a.-c., ni sa durée moyenne en semaines, ne diffèrent sensiblement entre ces groupes. Les chiffres de l'aide sociale imputée sont les plus élevés dans les catégories « rappel » et « réemploi » (15 854 et 13 465 \$ respectivement), ce qui témoigne de la situation familiale et des concentrations régionales de ces groupes, tandis que le chiffre moyen est le plus faible (12 647 \$) pour le groupe qui finit par faire appel à l'aide sociale. Il y a peu d'écart entre les taux de chômage local d'un groupe à l'autre; par contre, les infortunés n'ayant ni emploi ni aide sociale font face à des taux de chômage local plus élevés, en moyenne, de 1 p. 100.

Tableau 9
Profils démographiques des prestataires en fin de droit selon leur situation
(moyennes)

	Réemploi	Rappel	Aide sociale	Absence d'aide sociale et d'emploi
Hommes (variable auxiliaire)	0,57	0,58	0,51	0,38
Âge	36	40	37	39
Minorité visible (variable auxiliaire)	0,17	0,26	0,15	0,20
Présence d'un conjoint (variable auxiliaire)	0,67	0,83	0,29	0,67
Présence de jeunes enfants dans le ménage (variable auxiliaire)	0,24	0,34	0,18	0,21
Terre-Neuve	0,046	0,130	0,041	0,072
Île-du-Prince-Édouard	0,000	0,000	0,000	0,004
Nouvelle-Écosse	0,024	0,024	0,042	0,050
Nouveau-Brunswick	0,032	0,046	0,010	0,040
Québec	0,280	0,170	0,310	0,250
Ontario	0,410	0,560	0,430	0,380
Manitoba	0,035	0,075	0,012	0,039
Saskatchewan	0,030	0,000	0,019	0,021
Alberta	0,077	0,000	0,026	0,068
Colombie-Britannique	0,068	0,000	0,110	0,072
Territoires	0,000	0,000	0,000	0,000
Études primaires seulement (variables auxiliaires)	0,027	0,030	0,048	0,070
Études secondaires partielles	0,210	0,130	0,270	0,250
Diplôme d'études secondaires	0,360	0,560	0,370	0,350
Études collégiales partielles	0,092	0,000	0,057	0,680
Diplôme d'études collégiales	0,079	0,031	0,034	0,740
École de métiers	0,076	0,064	0,055	0,057
Études universitaires partielles	0,057	0,000	0,053	0,054
Diplôme de premier cycle	0,080	0,190	0,089	0,050
Diplôme professionnel	0,007	0,000	0,012	0,009
Études postuniversitaires	0,018	0,000	0,013	0,017

Remarque : Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

Tableau 10
Profils économiques des prestataires en fin de droit selon leur situation

	Réemploi	Rappel	Aide sociale	Absence d'aide sociale et d'emploi
Salaire de fin d'emploi (en dollars/heure)	10,190	12,000	7,97	9,850
Durée d'occupation de l'emploi (en mois)	34,700	55,500	20,70	39,800
Rappel attendu (1 ^{re} interview, variable auxiliaire)	0,420	0,830	0,40	0,450
Nombre d'heures travaillées par le conjoint, par semaine, au moment de la cessation d'emploi	18,000	25,800	3,90	17,600
Conjoint occupé au moment de la 2 ^e interview (variable auxiliaire)	0,740	0,720	0,50	0,690
Ménage bénéficiant de l'aide sociale au moment de la 2 ^e interview (variable auxiliaire)	0,067	0,035	0,47	0,057
Recours antérieur à l'a.-c. (en semaines, de 1985 à la cessation d'emploi)	41,700	45,800	47,00	48,300
Aucun recours antérieur à l'a.-c. (de 1985 à la cessation d'emploi, variable auxiliaire)	0,320	0,350	0,34	0,330
Cohorte 2 (variable auxiliaire)	0,420	0,450	0,43	0,470
Départ volontaire ou renvoi (variable auxiliaire)	0,096	0,009	0,18	0,130
Prestations d'a.-c. (annualisées en dollars)	14 110	16 098	11 335	12 856
Admissibilité à l'aide sociale (imputée, montant annualisé en dollars)	13 465	15 854	12 647	13 206
Taux de chômage local (région a.-c.)	12,300	12,000	12,10	13,200
Nombre de semaines entre la 2 ^e interview et l'épuisement des prestations	13,300	13,000	13,20	13,700
Nombre de semaines entre l'épuisement des prestations et la 3 ^e interview	6,600	6,900	6,70	5,700

Déterminants de la situation des prestataires d'assurance-chômage en fin de droit

Pour terminer, nous procédons au calcul d'une suite de modèles servant à déterminer ces variables pour la situation des prestataires en fin de droit. Notre but, rappelons-le, est d'utiliser la mesure imputée de l'aide sociale afin de caractériser l'attrait de l'aide sociale, ainsi que le salaire de fin d'emploi et le taux de chômage local afin de caractériser l'attrait (et la probabilité) de l'emploi. L'ancien salaire représente selon nous la meilleure estimation des perspectives salariales immédiates. Tout au long de cette étude, nous examinons un ensemble de cinq équations dans lesquelles nous ajoutons successivement des spécifications, puis nous cherchons à dégager les facteurs déterminants des trois situations principales : emploi, rappel et aide sociale. Les résultats sont publiés dans les tableaux A.1 à A.3 de l'annexe; ils ont été obtenus au moyen d'un modèle linéaire probabiliste (régression de Huber comportant des erreurs-types robustes) qui a été retenu en raison de la petite taille de certains échantillons de prestataires en fin de droit. Une spécification logistique, lorsque nous l'avons étudiée, a entraîné peu de différence dans les résultats.

Réemploi

Les cinq spécifications auxquelles nous faisons appel sont d'abord exposées dans le tableau A.1, qui présente les résultats du réemploi. La première spécification comporte une coordonnée à l'origine et deux périodes, soit la période allant de la deuxième interview à l'épuisement des prestations et celle allant de l'épuisement à la troisième interview. Aucune durée n'accuse une différence significative par rapport à zéro, et les deux coefficients sont manifestement d'ordres de grandeur très semblables. La deuxième spécification ajoute l'admissibilité imputée à l'aide sociale, l'ancien salaire et le taux de chômage local. La durée de la période postérieure à l'épuisement devient importante, car une période plus longue accroît la probabilité de réemploi. Un ancien salaire plus élevé augmente la possibilité de réemploi, alors qu'un taux de chômage local élevé la réduit sensiblement; ces deux effets sont significatifs au niveau de 5 p. 100. Toutefois, le coefficient de la variable du droit à l'aide sociale est minime et très peu significatif (statistique t de Huber de -0,1).

La troisième spécification ajoute les variables de l'âge et du sexe à la seconde; dans ce modèle élargi, seul le taux de chômage local, la durée de la période écoulée depuis l'épuisement des prestations et le fait d'être un homme ont un effet important sur la probabilité de réemploi. Les deux premières variables ont le même effet que dans la deuxième spécification, tandis que le fait d'être un homme accroît de 0,14 la probabilité de réemploi. La variable de l'admissibilité à l'aide sociale demeure très faible et non significative. Dans la quatrième spécification, on ajoute le niveau d'instruction et les titres de compétence, les variables auxiliaires pour la province et les variables pour la présence d'un conjoint et d'enfants. Ici encore, l'état du marché du travail local et le fait d'être un homme ont des effets importants; il convient aussi de souligner que la présence d'un conjoint accroît la probabilité de réemploi, alors que deux provinces ont un effet digne de mention (le fait d'habiter l'Île-du-Prince-Édouard réduit la possibilité de réemploi, tandis que le fait d'habiter en Alberta l'augmente).

... l'admissibilité à l'aide sociale ne joue pas un rôle important dans la probabilité du réemploi.

Enfin, la cinquième spécification remplace les variables du niveau d'instruction et des titres de compétence de la quatrième spécification par la durée d'occupation de l'emploi quitté, les attentes de rappel, une variable auxiliaire pour le conjoint, occupé au moment de la deuxième interview, et pour les heures hebdomadaires du conjoint au moment de la cessation d'emploi, une variable auxiliaire pour l'assistance reçue au moment de la deuxième interview et les prestations d'assurance-chômage. Dans cette dernière spécification, l'état du marché du travail local et les variables relatives au sexe ont des effets aussi significatifs que dans les modèles précédents, tandis que la durée d'occupation de l'emploi donne lieu à des coefficients significatifs des variables auxiliaires d'environ 0,2 lorsque la durée d'occupation se situe entre trois et six mois ou dépasse six ans. En outre, très peu de variables auxiliaires pour la province sont significatives, à condition que l'on ait déjà pris en compte le taux de chômage local. Encore une fois, par ailleurs, l'admissibilité à l'aide sociale ne joue pas un rôle important dans la probabilité du réemploi.

Rappel à l'ancien emploi

L'ensemble des variables explicatives et la série des spécifications relatives aux déterminants du rappel correspondent à ceux du réemploi; par conséquent, l'analyse du tableau A.2 peut alors être plus brève. Aucune période n'a un effet significatif dans la première spécification, alors que l'ancien salaire et l'admissibilité à l'aide sociale accusent une différence significative par rapport à zéro dans la deuxième spécification. Le salaire a un effet faible mais positif : il peut être plus intéressant d'accepter une offre de rappel lorsque le salaire est plus élevé. Par ailleurs, la variable de l'admissibilité à l'aide sociale est positive et significative; ainsi, plus elle est élevée, plus grande est la probabilité d'être rappelé pour occuper un emploi acceptable. Si cette conclusion peut paraître illogique, elle peut être simplement due à l'omission de caractéristiques (en particulier de la structure familiale) qui sont liées aux perspectives de rappel et augmentent l'admissibilité par rapport au tableau A.4. Nous allons y revenir. La troisième spécification ajoute les variables de l'âge, mais seule l'admissibilité à l'aide sociale a un effet significatif, quoique l'estimation ponctuelle se situe aux alentours de 0,05.

Notre doute quant à la cause de l'effet inhabituel de l'admissibilité à l'aide sociale semble être confirmé par la quatrième spécification. L'élargissement des variables explicatives entraîne une diminution du coefficient de l'admissibilité à l'aide sociale (et augmente l'erreur-type de Huber), de sorte que cette dernière variable devient non significative. Dans le cadre de cette spécification, certains niveaux d'instruction et certaines provinces ont de faibles incidences. Enfin, l'admissibilité à l'aide sociale a un effet encore moins significatif dans la cinquième spécification, comme on peut le constater dans la dernière colonne du tableau A.2.

Aide sociale

En dernier lieu, nous présentons les résultats du modèle linéaire probabiliste concernant les déterminants de l'aide sociale exposés dans le tableau A.3. Dans la première spécification, aucune période n'est significative, tandis que dans la deuxième, l'ancien salaire et le taux de chômage local interviennent de façon significative. Plus l'ancien salaire est élevé, plus faible est la probabilité du recours à l'aide sociale, conformément à notre « théorie » sur l'attrait relatif, énoncée

sommairement plus haut; cependant, un taux de chômage local plus faible tend à accroître la probabilité de l'aide sociale, ce qui constitue un résultat surprenant à la lumière de notre théorie. Dans la deuxième colonne de chiffres, la variable de l'admissibilité à l'aide sociale est négative et sa différence par rapport à zéro n'est pas significative.

L'ajout des variables auxiliaires pour l'âge dans la troisième spécification n'a à peu près aucune répercussion sur les effets de l'ancien salaire, du taux de chômage et de l'admissibilité à l'aide sociale; les variables de l'âge ont toutes un signe négatif (les personnes de 15 à 24 ans étant omises) et la variable auxiliaire du groupe 25 à 34 ans est significative. La quatrième spécification conserve l'effet négatif de l'ancien salaire mais élimine la variable significative du taux de chômage local. Elle laisse également supposer que le niveau d'instruction a une influence, car on observe des effets significatifs positifs pour les études secondaires partielles, les diplômes d'études secondaires, les études universitaires partielles et les grades universitaires. De plus, la présence d'enfants accentue de façon significative la probabilité conditionnelle de l'aide sociale, tandis que la présence d'un conjoint réduit cette probabilité de manière significative. Cependant, l'admissibilité à l'aide sociale donne toujours lieu à un faible coefficient significatif.

Enfin, la cinquième spécification maintient l'effet négatif significatif de l'ancien salaire et fait ressortir des effets négatifs uniformément significatifs pour les quatre variables auxiliaires de l'âge. Le fait de bénéficier de l'aide sociale au moment de la deuxième interview augmente de façon significative la probabilité conditionnelle de l'aide sociale lors de la troisième interview; par ailleurs, la plupart des autres variables interviennent de façon non significative dans l'équation. Ici encore, la variable imputée de l'admissibilité à l'aide sociale n'est pas significative, même si la faible estimation ponctuelle est positive dans ce cas.



4. Conclusion

Dans ce cas, l'élimination d'un programme semble avoir eu des conséquences mesurables sur les dépenses des autres. De toute évidence, la réforme des régimes de sécurité sociale devra tenir compte de ces effets.

Dans notre exposé nous avons présenté les résultats de deux études sur l'interaction de l'assurance-chômage et de l'aide sociale. La première considérait les DV qui ont pu avoir perdu le droit aux prestations d'assurance-chômage par suite des modifications apportées par le projet de loi C-113. Il en ressort qu'une diminution du recours à l'a.-c. dans la cohorte « après » par rapport au groupe de contrôle « avant » a été accompagnée d'une augmentation simultanée du recours à l'aide sociale dans une proportion globale probablement plus élevée. Dans ce cas, l'élimination d'un programme semble avoir eu des conséquences mesurables sur les dépenses des autres. De toute évidence, la réforme des régimes de sécurité sociale devra tenir compte de ces effets. La deuxième étude portait sur les personnes ayant épuisé leur droit aux prestations d'assurance-chômage; on a cherché à savoir si leur comportement, une fois les prestations épuisées, a été touché de manière significative par les incitatifs représentés par leur admissibilité imputée à l'aide sociale et par leurs espoirs d'emploi, compte tenu de l'effet d'autres facteurs pertinents. Dans l'ensemble, on a constaté que ces effets incitatifs existaient, dans une certaine mesure, pour le salaire et la probabilité d'emploi, alors qu'on n'a pas trouvé d'effet semblable pour l'admissibilité à l'aide sociale. Seules de meilleures données sur l'aide sociale, tirées dans toute la mesure du possible des dossiers administratifs et ventilées au niveau régional pertinent de chaque province, permettraient d'établir si les résultats de cette étude sur les prestataires en fin de droit sont attribuables à des lacunes du processus d'imputation actuelle.

Annexe : Tableaux supplémentaires

Tableau A.1
Modèles probabilistes linéaires du réemploi au moment de
la troisième interview : prestataires en fin de droit

	Spécification				
	1	2	3	4	5
Constante	-0,025 (0,201)	0,051 (0,221)	0,051 (0,221)	-0,252 (0,338)	-0,319 (0,349)
Semaines, de la 2 ^e interview à la fin des prestations	0,019 (0,012)	0,018 (0,012)	0,019 (0,011)	0,022 (0,013)	0,038* (0,015)
Semaines, de la fin des prestations à la 3 ^e interview	0,019 (0,010)	0,021* (0,010)	0,020* (0,010)	0,025 (0,015)	0,036* (0,013)
Admissibilité à l'aide sociale (10 000 \$ par an)	—	-0,005 (0,047)	-0,028 (0,048)	-0,004 (0,066)	-0,066 (0,108)
Salaire de fin d'emploi (dollars/heure)	—	0,010* (0,004)	0,008 (0,005)	0,008 (0,005)	-0,005 (0,007)
Taux de chômage local	—	-0,013* (0,005)	-0,014* (0,004)	-0,019* (0,007)	-0,025* (0,008)
Âge : 25 à 34 (15 à 24 est la variable auxiliaire omise)	—	—	0,019 (0,072)	0,006 (0,072)	0,046 (0,107)
Âge : 35 à 44	—	—	0,047 (0,076)	0,021 (0,074)	0,092 (0,111)
Âge : 45 à 54	—	—	-0,127 (0,080)	-0,144 (0,079)	-0,138 (0,119)
Âge : 55 à 64	—	—	-0,130 (0,087)	-0,125 (0,090)	-0,081 (0,128)
Homme	—	—	0,136* (0,043)	0,162* (0,044)	0,201* (0,062)
Minorité visible	—	—	—	-0,008 (0,056)	-0,062 (0,065)
Études secondaires partielles (études primaires seulement est la variable auxiliaire omise)	—	—	—	0,154 (0,100)	—
Diplôme d'études secondaires	—	—	—	0,152 (0,100)	—
École de métiers	—	—	—	0,199 (0,117)	—
Études collégiales partielles	—	—	—	0,178 (0,120)	—
Diplôme d'études collégiales	—	—	—	0,213 (0,122)	—
Études universitaires partielles	—	—	—	0,189 (0,128)	—
Diplôme de premier cycle	—	—	—	0,127 (0,132)	—
Diplôme professionnel	—	—	—	-0,042 (0,178)	—
Études postuniversitaires partielles	—	—	—	0,076 (0,171)	—
Terre-Neuve (Ontario est la variable auxiliaire omise)	—	—	—	0,185 (0,126)	0,317* (0,156)
Île-du-Prince-Édouard	—	—	—	-0,366* (0,123)	-0,213 (0,136)

Tableau A.1 (suite)
Modèles probabilistes linéaires du réemploi au moment de
la troisième interview : prestataires en fin de droit

	Spécification				
	1	2	3	4	5
Nouvelle-Écosse	—	—	—	-0,094 (0,095)	-0,028 (0,131)
Nouveau-Brunswick	—	—	—	-0,039 (0,119)	0,089 (0,182)
Québec	—	—	—	0,128 (0,067)	0,125 (0,093)
Manitoba	—	—	—	0,015 (0,101)	0,058 (0,119)
Saskatchewan	—	—	—	0,053 (0,138)	0,024 (0,178)
Alberta	—	—	—	0,211* (0,092)	0,280* (0,103)
Colombie-Britannique	—	—	—	-0,006 (0,077)	-0,081 (0,102)
Présence de jeunes enfants dans le ménage	—	—	—	-0,043 (0,055)	-0,042 (0,062)
Présence d'un conjoint	—	—	—	0,108* (0,047)	0,025 (0,125)
Cohorte 2	—	—	—	0,009 (0,065)	—
Durée d'occupation de l'emploi : 3 à 6 mois (0 à 3 mois est la variable auxiliaire omise)	—	—	—	—	0,221* (0,094)
Durée d'occupation : 6 à 12 mois	—	—	—	—	0,176 (0,092)
Durée d'occupation : 1 à 3 ans	—	—	—	—	0,056 (0,087)
Durée d'occupation : 3 à 6 ans	—	—	—	—	0,080 (0,094)
Durée d'occupation : > 6 ans	—	—	—	—	0,203* (0,098)
Rappel attendu	—	—	—	—	0,085 (0,058)
Nombre d'heures travaillées par le conjoint, par semaine, au moment de la cessation d'emploi	—	—	—	—	-0,002 (0,064)
Conjoint travaillant au moment de la 2 ^e interview	—	—	—	—	0,098 (0,072)
Ménage bénéficiant de l'aide sociale au moment de la 2 ^e interview	—	—	—	—	0,076 (0,155)
Aucun recours antérieur à l'a.-c. (de 1985 à la cessation d'emploi, variable auxiliaire)	—	—	—	—	0,000 (0,064)
Recours antérieur à l'a.-c. (semaines, de 1985 à la cessation d'emploi)	—	—	—	—	0,000 (0,001)
Prestations d'a.-c. (en 10 000 \$ par an)	—	—	—	—	0,109 (0,080)

Notes:

1. Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.

2. L'astérisque (*) indique que la variable est significative au niveau de 5 p. 100.

Tableau A.2
Modèles probabilistes linéaires du rappel au moment de
la troisième interview : prestataires en fin de droit

	Spécification				
	1	2	3	4	5
Constante	0,053 (0,078)	-0,026 (0,092)	-0,031 (0,089)	-0,062 (0,113)	-0,093 (0,167)
Semaines, de la 2 ^e interview à la fin des prestations	-0,001 (0,004)	-0,003 (0,004)	-0,003 (0,004)	-0,002 (0,005)	0,001 (0,008)
Semaines, de la fin des prestations à la 3 ^e interview	0,000 (0,004)	-0,000 (0,004)	-0,000 (0,004)	0,002 (0,005)	0,008 (0,006)
Admissibilité à l'aide sociale (10 000 \$ par an)	—	0,049* (0,023)	0,053* (0,023)	0,046 (0,025)	0,042 (0,047)
Salaire de fin d'emploi (dollars/heure)	—	0,005* (0,002)	0,004 (0,003)	0,004 (0,002)	0,003 (0,004)
Taux de chômage local	—	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,001)	-0,007 (0,004)	-0,008 (0,005)
Âge : 25 à 34 (15 à 24 est la variable auxiliaire)	—	—	0,002 (0,025)	-0,002 (0,023)	0,036 (0,024)
Âge : 35 à 44	—	—	-0,001 (0,027)	-0,005 (0,026)	0,027 (0,030)
Âge : 45 à 54	—	—	-0,026 (0,023)	-0,010 (0,022)	-0,027 (0,030)
Âge : 55 à 64	—	—	0,048 (0,044)	0,063 (0,041)	0,047 (0,045)
Homme	—	—	0,007 (0,020)	0,013 (0,019)	0,002 (0,028)
Minorité visible	—	—	—	0,022 (0,025)	0,002 (0,027)
Études secondaires partielles (études primaires seulement est la variable auxiliaire omise)	—	—	—	0,034 (0,024)	—
Diplôme d'études secondaires	—	—	—	0,069* (0,026)	—
École de métiers	—	—	—	0,067 (0,037)	—
Études collégiales partielles	—	—	—	0,040 (0,024)	—
Diplôme d'études collégiales	—	—	—	0,036 (0,027)	—
Études universitaires partielles	—	—	—	0,022 (0,023)	—
Diplôme de premier cycle	—	—	—	0,140 (0,074)	—
Diplôme professionnel	—	—	—	0,043 (0,033)	—
Études postuniversitaires partielles	—	—	—	0,008 (0,023)	—
Terre-Neuve (Ontario est la variable auxiliaire omise)	—	—	—	0,145 (0,100)	0,155 (0,103)
Île-du-Prince-Édouard	—	—	—	-0,015 (0,048)	-0,046 (0,081)

Tableau A.2 (suite)
Modèles probabilistes linéaires du rappel au moment de
la troisième interview : prestataires en fin de droit

	Spécification				
	1	2	3	4	5
Nouvelle-Écosse	—	—	—	0,054 (0,047)	0,088 (0,078)
Nouveau-Brunswick	—	—	—	0,015 (0,029)	-0,020 (0,052)
Québec	—	—	—	0,011 (0,025)	0,000 (0,036)
Manitoba	—	—	—	0,081 (0,066)	0,024 (0,052)
Saskatchewan	—	—	—	-0,003 (0,020)	-0,007 (0,038)
Alberta	—	—	—	-0,031 (0,018)	-0,036 (0,027)
Colombie-Britannique	—	—	—	-0,034* (0,015)	-0,039 (0,027)
Présence de jeunes enfants dans le ménage	—	—	—	0,002 (0,023)	0,013 (0,025)
Présence d'un conjoint	—	—	—	0,009 (0,017)	-0,092 (0,084)
Cohorte 2	—	—	—	0,020 (0,020)	—
Durée d'occupation de l'emploi : 3 à 6 mois (0 à 3 mois est la variable auxiliaire omise)	—	—	—	—	0,044 (0,042)
Durée d'occupation : 6 à 12 mois	—	—	—	—	-0,001 (0,032)
Durée d'occupation : 1 à 3 ans	—	—	—	—	0,016 (0,041)
Durée d'occupation : 3 à 6 ans	—	—	—	—	0,077 (0,051)
Durée d'occupation : > 6 ans	—	—	—	—	0,124 (0,065)
Rappel attendu	—	—	—	—	0,020 (0,031)
Nombre d'heures travaillées par le conjoint, par semaine, au moment de la cessation d'emploi	—	—	—	—	0,000 (0,001)
Conjoint travaillant au moment de la 2 ^e interview	—	—	—	—	-0,001 (0,037)
Ménage bénéficiant de l'aide sociale au moment de la 2 ^e interview	—	—	—	—	-0,035 (0,031)
Aucun recours antérieur à l'a.-c. (de 1985 à la cessation d'emploi, variable auxiliaire)	—	—	—	—	0,060 (0,031)
Recours antérieur à l'a.-c. (semaines, de 1985 à la cessation d'emploi)	—	—	—	—	0,000 (0,000)
Prestations d'a.-c. (en 10 000 \$ par an)	—	—	—	—	0,025 (0,032)

Remarques : Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc.
L'astérisque (*) indique que la variable significative au niveau de 5 p 100.

Tableau A.3
Modèles probabilistes linéaires de l'aide sociale au moment de
la troisième interview : prestataires en fin de droit

	Spécification				
	1	2	3	4	5
Constante	0,025 (0,136)	0,213 (0,137)	0,270 (0,136)	-0,153 (0,228)	0,392 (0,217)
Semaines, de la 2 ^e interview à la fin des prestations	0,002 (0,008)	0,004 (0,008)	0,005 (0,008)	0,016 (0,010)	0,000 (0,009)
Semaines, de la fin des prestations à la 3 ^e interview	0,010 (0,007)	0,011 (0,007)	0,012 (0,007)	0,027* (0,011)	-0,003 (0,007)
Admissibilité à l'aide sociale (10 000 \$ par an)	—	-0,043 (0,033)	-0,041 (0,034)	-0,030 (0,046)	0,050 (0,040)
Salaire de fin d'emploi (dollars/heure)	—	-0,008* (0,002)	-0,009* (0,002)	-0,011* (0,002)	-0,006* (0,003)
Taux de chômage local	—	-0,006* (0,002)	-0,006* (0,002)	-0,000 (0,004)	0,000 (0,003)
Âge : 25 à 34 (15 à 24 est la variable auxiliaire omise)	—	—	-0,123* (0,058)	-0,094 (0,057)	-0,237 (0,095)
Âge : 35 à 44	—	—	-0,086 (0,061)	-0,038 (0,060)	-0,238 (0,099)
Âge : 45 à 54	—	—	-0,067 (0,065)	0,005 (0,066)	-0,257 (0,104)
Âge : 55 à 64	—	—	-0,079 (0,067)	0,020 (0,071)	-0,292 (0,103)
Homme	—	—	0,041 (0,031)	0,024 (0,031)	0,035 (0,028)
Minorité visible	—	—	—	-0,024 (0,030)	-0,002 (0,025)
Études secondaires partielles (études primaires seulement est la variable auxiliaire omise)	—	—	—	0,118* (0,040)	—
Diplôme d'études secondaires	—	—	—	0,158* (0,044)	—
École de métiers	—	—	—	0,073 (0,051)	—
Études collégiales partielles	—	—	—	0,118 (0,062)	—
Diplôme d'études collégiales	—	—	—	0,091 (0,056)	—
Études universitaires partielles	—	—	—	0,207* (0,073)	—
Diplôme de premier cycle	—	—	—	0,201* (0,066)	—
Diplôme professionnel	—	—	—	0,152 (0,149)	—
Études postuniversitaires partielles	—	—	—	0,141 (0,108)	—
Terre-Neuve (Ontario est la variable auxiliaire omise)	—	—	—	-0,086 (0,074)	-0,063 (0,070)
Île-du-Prince-Édouard	—	—	—	-0,127 (0,090)	0,043 (0,062)

Tableau A.3 (suite)

Modèles probabilistes linéaires de l'aide sociale au moment de la troisième interview : prestataires en fin de droit

	Spécification				
	1	2	3	4	5
Nouvelle-Écosse	—	—	—	-0,029 (0,095)	0,016 (0,106)
Nouveau-Brunswick	—	—	—	-0,134 (0,071)	-0,050 (0,052)
Québec	—	—	—	-0,025 (0,044)	0,001 (0,037)
Manitoba	—	—	—	-0,091 (0,048)	-0,076 (0,045)
Saskatchewan	—	—	—	-0,034 (0,084)	-0,020 (0,035)
Alberta	—	—	—	-0,072 (0,047)	-0,085* (0,042)
Colombie-Britannique	—	—	—	-0,013 (0,062)	-0,043 (0,037)
Présence de jeunes enfants dans le ménage	—	—	—	0,070 (0,035)	-0,033 (0,029)
Présence d'un conjoint	—	—	—	-0,173 (0,035)	-0,089 (0,078)
Cohorte 2	—	—	—	0,098 (0,046)	—
Durée d'occupation de l'emploi : 3 à 6 mois (0 à 3 mois est la variable auxiliaire omise)	—	—	—	—	0,004 (0,052)
Durée d'occupation : 6 à 12 mois	—	—	—	—	0,047 (0,048)
Durée d'occupation : 1 à 3 ans	—	—	—	—	-0,010 (0,046)
Durée d'occupation : 3 à 6 ans	—	—	—	—	-0,042 (0,048)
Durée d'occupation : > 6 ans	—	—	—	—	-0,007 (0,052)
Rappel attendu	—	—	—	—	-0,038 (0,020)
Nombre d'heures travaillées par le conjoint, par semaine, au moment de la cessation d'emploi	—	—	—	—	-0,000 (0,001)
Conjoint travaillant au moment de la 2 ^e interview	—	—	—	—	-0,054 (0,044)
Ménage bénéficiant de l'aide sociale au moment de la 2 ^e interview	—	—	—	—	0,431 (0,135)
Aucun recours antérieur à l'a.-c. (de 1985 à la cessation d'emploi, variable auxiliaire)	—	—	—	—	0,006 (0,029)
Recours antérieur à l'a.-c. (semaines, de 1985 à la cessation d'emploi)	—	—	—	—	0,000 (0,000)
Prestations d'a.-c. (en 10 000 \$ par an)	—	—	—	—	0,020 (0,036)

Remarques : Tous les calculs sont basés sur les poids d'échantillonnage fournis par Ekos Research Inc. L'astérisque (*) indique que la variable est significative au niveau de 5 p. 100.

Tableau A.4a
Admissibilité imputée à l'aide sociale (en \$ par an)

Type de famille	Céliba- taire	Couple	Parent seul			
			1	2	3	4
			enfant	enfants	enfants	enfants
	1	2	3	4	5	6
Terre-Neuve	4 326	10 578	11 262	12 062	12 862	13 662
Île-du-Prince-Édouard	8 140	10 980	11 340	14 040	16 400	19 860
Nouvelle-Écosse	5 897	8 208	10 335	12 635	14 538	16 739
Nouveau-Brunswick	3 060	7 480	8 477	9 402	10 313	11 224
Québec	6 137	9 775	9 146	10 812	12 444	14 314
Ontario	7 850	13 500	13 800	16 625	19 825	24 775
Manitoba	6 547	9 673	9 741	12 310	14 790	17 799
Saskatchewan	5 792	8 467	10 384	12 736	15 000	16 735
Alberta	5 421	10 584	9 895	12 600	14 801	17 791
Colombie-Britannique	6 600	10 016	10 808	13 646	16 055	18 068

Tableau A.4b
Admissibilité imputée à l'aide sociale

Type de famille	Couple plus			
	1 autre	2 autres	3 autres	4 autres
	7	8	9	10
Terre-Neuve	11 378	12 178	12 978	13 778
Île-du-Prince-Édouard	13 680	16 080	18 860	22 340
Nouvelle-Écosse	10 508	12 425	14 626	16 813
Nouveau-Brunswick	8 597	9 508	10 433	11 344
Québec	11 339	12 971	14 637	16 507
Ontario	16 350	19 125	22 250	25 200
Manitoba	12 257	14 722	17 136	20 247
Saskatchewan	10 819	14 347	15 170	16 993
Alberta	13 272	15 338	17 573	20 278
Colombie-Britannique	12 854	15 263	17 276	19 289

Remarque : Il s'agit des montants qu'un ménage aurait le droit de recevoir s'il n'avait aucun autre revenu.



Bibliographie

Anderson, P., et B. Meyer, « Unemployment Insurance Benefits and Take-up Rates », National Bureau of Economic Research, document de travail n° 4787, 1994.

Crossley, T., et P. Kuhn, « The Mechanics of UI Disentitlement: Incentive Effects and the Welfare Connection », document photocopié, Université McMaster, octobre 1994.

Kuhn, P., et A. Sweetman, « Unemployment Insurance and Quits », document photocopié, Université McMaster, octobre 1994.

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



Évaluation de l'assurance-chômage

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

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

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

Télécopieur : (819) 953-7260

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

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

- **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 du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes d'assurance-chômage**
Kuhn, P., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 17*)

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

L'assurance-chômage et l'aide sociale

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

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

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

Rapport final

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