

AC

*L'incidence
de l'assurance-chômage
sur les salaires, l'intensité
de la recherche d'emploi et
la probabilité de réemploi*



**par Pierre-Yves Crémieux,
Pierre Fortin, Paul Storer
et Marc Van Audenrode**



Développement des
ressources humaines Canada

Human Resources
Development Canada

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

Canada

Septembre 1995

Also available in English.

IN-AH-217F-09-95

AC

*L'incidence de
l'assurance-chômage sur
les salaires, l'intensité de
la recherche d'emploi et
la probabilité de réemploi*

**par Pierre-Yves Crémieux,
Pierre Fortin, Paul Storer,
et Marc Van Audenrode**

Université du Québec à Montréal

L'assurance-chômage et
le marché du travail

Remerciements

Le présent document est le dix-huitième d'une série d'études parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Les auteurs tiennent à remercier Marc Baldwin, David Green, Chris Ferrall, Ging Wong, Steve Woodbury ainsi que les personnes qui ont participé aux réunions de l'Association canadienne d'économie (ACE) en 1994 et celles qui ont pris part à la conférence du CERF sur l'évaluation de l'assurance-chômage. Toutes ces personnes ont formulé de nombreux commentaires utiles à diverses étapes de notre recherche. Anne Routhier nous a fourni une aide inestimable dans le traitement des données. 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. Cadre théorique	11
2. Série de données de l'EPCC	14
3. Assurance-chômage et intensité de la recherche d'emploi	22
4. Assurance-chômage et salaire d'acceptation	28
5. Assurance-chômage et probabilité de réemploi	33
6. Assurance-chômage et salaire postérieur au déplacement	39
7. Antécédents au titre de l'assurance-chômage et comportement du chômeur	42
8. Conséquences du point de vue des politiques	46
9. Conclusion	48
Annexe : Techniques économétriques	50
Bibliographie	56
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage	58

Liste des tableaux

Tableau 1	Caractéristiques socio-économiques des répondants	17
Tableau 2	Caractéristiques des répondants en matière d'assurance-chômage	19
Tableau 3	Déterminants de l'intensité de la recherche d'emploi au début de la période de chômage.	23
Tableau 4	Déterminants de l'intensité de la recherche d'emploi pendant la période de chômage	24
Tableau 5	Déterminants du salaire d'acceptation au début de la période de chômage	29
Tableau 6	Déterminants du salaire d'acceptation pendant la période de chômage	31
Tableau 7	Déterminants du salaire d'acceptation pendant la période de chômage et interaction de la durée du chômage et de la situation par rapport à l'assurance-chômage	32
Tableau 8	Déterminants de la probabilité de réemploi	35
Tableau 9	Déterminants de la probabilité de réemploi sans variables explicatives temporalisées	38
Tableau 10	Estimation du salaire de réembauchage par la méthode des moindres carrés à deux degrés	40
Tableau 11	Effets de l'assurance-chômage sur la rémunération obtenue après la perte d'un emploi	41
Tableau 12	Antécédents au titre de l'assurance-chômage et facteurs déterminants de la probabilité de réemploi	43
Tableau 13	Antécédents au titre de l'assurance-chômage et durée du chômage.	44

Liste des figures

Figure 1	Liens dans la théorie de la recherche d'emploi	11
Figure 2a	Intensité moyenne de la recherche d'emploi selon la durée du chômage	26
Figure 2b	Courbe ajustée de l'intensité de la recherche d'emploi selon la durée du chômage	26
Figure 3	Salaire d'acceptation ajusté selon la durée du chômage	32



Résumé

Dans cette étude, nous analysons l'effet de l'assurance-chômage (a.-c.) et d'autres variables sur l'intensité de la recherche d'emploi, le salaire d'acceptation, le salaire de réembauchage et la probabilité de réemploi des travailleurs déplacés. Les résultats confirment en bonne partie ceux d'une étude moins élaborée que nous avons faite avec des données plus limitées (Crémieux *et al.*, 1994) et apportent de nouvelles informations sur le comportement des travailleurs déplacés. Les résultats de l'étude confirment que les pertes de salaire sont de 7 à 9 p. 100 plus élevées pour les travailleurs déplacés qui ne sont pas admissibles aux prestations d'a.-c. que pour ceux qui ont droit à 50 semaines de prestations et que les prestations d'a.-c. ne sont pas un déterminant important de l'intensité de la recherche d'emploi.

Cette étude a aussi permis de faire de nouvelles constatations importantes. Ainsi, y a-t-il peu de relation entre la durée du chômage et l'intensité de la recherche d'emploi. Les salaires de réembauchage sont moins élevés pour les jeunes travailleurs et les travailleurs moins instruits. Les personnes qui ont moins d'actifs, plus de dettes ou un solde de prêt hypothécaire plus élevé mettent plus d'effort dans la recherche d'un emploi. Il en est de même pour les travailleurs plus âgés, les hommes et les travailleurs qui avaient beaucoup d'ancienneté à leur poste antérieur. Les syndiqués et les travailleurs saisonniers mettent beaucoup moins d'effort dans la recherche d'emploi. Dernière constatation mais non la moindre : le nombre de demandes de prestations antérieures n'a pas d'effet sensible sur l'intensité de la recherche d'emploi, une fois que l'on a fait abstraction du caractère saisonnier de certains emplois.



Introduction

Cet article contient les résultats d'une étude de l'effet de l'assurance-chômage (a.-c.) sur l'efficacité de la recherche d'emploi. L'étude repose sur la série de données de l'Enquête par panel auprès de chômeurs canadiens (EPCC) (Développement des ressources humaines Canada), qui fournit de l'information sur les décisions en matière de recherche d'emploi — et les résultats de cette recherche — d'un grand échantillon aléatoire représentatif de personnes qui ont cessé d'exercer un emploi au Canada en 1993. Avec ces données, il est possible de déterminer les liens qui existent entre les variables économiques, dont les caractéristiques du régime d'assurance-chômage, et l'intensité avec laquelle les gens cherchent un nouvel emploi et le salaire qu'ils sont prêts à accepter. Ces liens sont très importants car l'intensité de la recherche d'emploi et le salaire d'acceptation sont souvent vus comme les éléments du mécanisme par lequel l'a.-c. influe sur le résultat de la recherche d'emploi et, donc, sur l'efficacité de cette recherche.

On mesure la productivité d'une activité par les résultats de cette activité. Dans le cas d'une usine par exemple, on mesure la productivité par la quantité et la qualité des biens produits. Dans le cas de la recherche d'emploi, le produit (ou résultat) est le nouvel emploi et la qualité de cet emploi peut être mesurée par la rémunération. Dans cette étude, nous examinons la probabilité de trouver un nouvel emploi, laquelle probabilité est une mesure de la vitesse à laquelle le « produit » est fabriqué. Par ailleurs, la qualité du produit fini est mesurée par le salaire de réembauchage. Ainsi, un emploi peu rémunérateur trouvé rapidement peut-il être comparé à un produit de qualité douteuse fabriqué à la hâte.

Dans l'analyse de la production d'un bien, les facteurs de production déterminent la qualité de ce bien. Il en est de même pour la recherche d'emploi. La vitesse à laquelle on trouve un emploi et le salaire rattaché à cet emploi dépendent en règle générale de l'effort que l'on veut consacrer à la recherche d'un emploi et du salaire minimum que l'on est prêt à accepter (salaire d'acceptation). Les données de l'EPCC nous permettent d'analyser directement ces deux facteurs déterminants pour la recherche d'emploi. Bien qu'il y ait d'autres « facteurs de production » (par exemple les activités de recrutement des entreprises), ils n'ont pas vraiment de rapport avec l'assurance-chômage.

Cette étude est une analyse statistique du rapport entre l'assurance-chômage, d'une part, et les décisions relatives à la recherche d'emploi et l'efficacité de cette recherche, d'autre part. Nos objectifs ressemblent à plusieurs égards à ceux de l'étude de Crémieux, Fortin, Storer et Van Audenrode (1994). Toutefois, les différences entre les deux études sont nombreuses, principalement parce que les données de l'EPCC, disponibles seulement depuis tout récemment, nous ont permis d'utiliser une méthodologie plus détaillée et plus complète.

Lorsque les données dont on dispose ne comprennent ni le salaire d'acceptation ni l'intensité de la recherche d'emploi, on peut mesurer l'effet global de l'a.-c. sur la qualité du résultat de la recherche, mais on ne peut décomposer cet effet entre les divers facteurs. Or, comme la série de données dont nous disposons comprend le salaire d'acceptation et l'intensité de la recherche d'emploi, nous avons pu définir le mécanisme par lequel l'a.-c. influe sur les résultats de la recherche d'emploi et décomposer les effets de l'a.-c. entre les divers facteurs.

... il est possible de déterminer les liens qui existent entre les variables économiques, dont les caractéristiques du régime d'assurance-chômage, et l'intensité avec laquelle les gens cherchent un nouvel emploi et le salaire qu'ils sont prêts à accepter.

L'article est organisé de la façon suivante. Dans la section 1, nous donnons un aperçu du cadre théorique utilisé pour l'étude. Ensuite, nous décrivons en détail les données de l'EPCC qui ont servi à l'étude. Dans les sections 3 et 4, nous analysons les décisions des travailleurs en ce qui a trait respectivement à l'intensité de la recherche d'emploi et au salaire d'acceptation. Nous appliquons ensuite les résultats de notre analyse dans les sections 5 et 6, où nous examinons la probabilité de trouver un nouvel emploi et le salaire offert pour cet emploi. Les données de l'EPCC permettent d'étudier l'effet des antécédents de chômage, et cet effet est examiné dans la section 7. Enfin, dans les sections 8 et 9, nous analysons, en premier lieu, les implications de l'étude en matière de politique économique et, ensuite, une série de conclusions générales visant à résumer les divers résultats présentés.



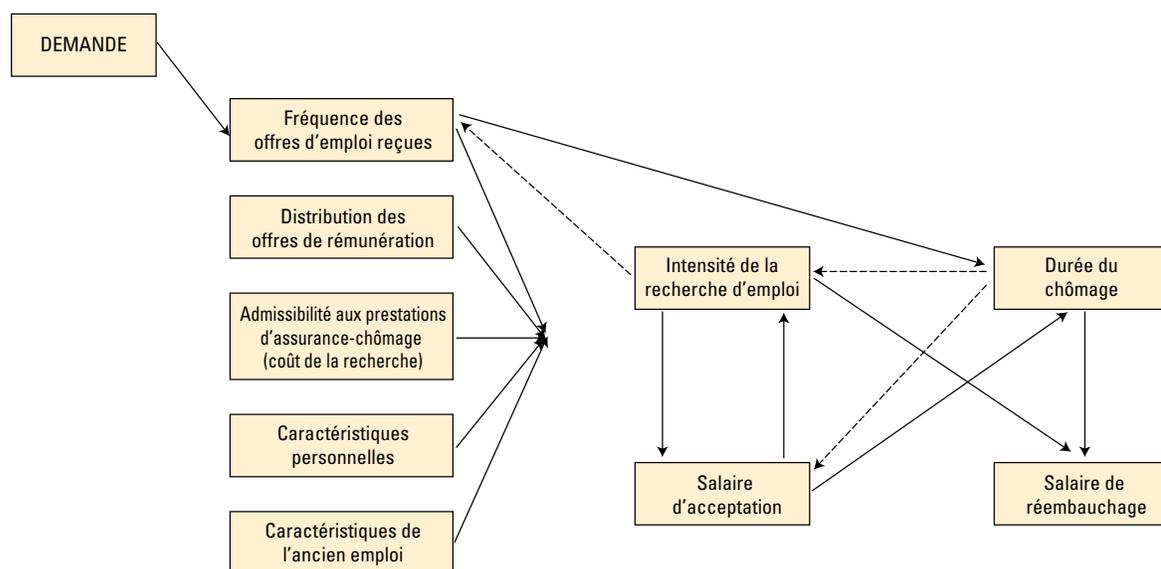
1. Cadre théorique

La théorie de la recherche d'emploi est le point d'appui de notre analyse, comme elle l'était d'ailleurs dans Crémieux *et al.* (1994). Dans cette dernière étude, nous notions que « les modèles de recherche d'emploi supposent que les chômeurs accomplissent une activité productive au lieu d'attendre simplement qu'un emploi leur soit offert. Sans cette hypothèse, les programmes destinés aux sans-emploi seraient peu utiles pour favoriser les changements de situation vis-à-vis du marché du travail. Le modèle est explicitement stochastique puisqu'il suppose qu'il existe une distribution d'offres de rémunération pour chaque travailleur. Sans cette hypothèse, les variations de salaire seraient indépendantes des programmes relatifs au marché du travail. Enfin, la théorie de la recherche d'emploi comporte une méthode établie d'analyse de la durée, et cette méthode offre un point de départ pour la présente étude. » (Traduction)

Dans Crémieux *et al.* (1994), nous avons défini un modèle formel de recherche d'emploi en nous inspirant de Devine et Kiefer (1991). Dans la présente étude, nous aimerions donner une description plus intuitive du processus de recherche d'emploi (figure 1). Pour les détails techniques, veuillez consulter l'annexe. Nous supposons que les travailleurs décident de l'intensité de la recherche d'un emploi, s_i , et du salaire d'acceptation, r_i , (les « intrants » du processus de recherche d'emploi) selon la fréquence des offres d'emploi reçues (qui dépend en partie des conditions de la demande), la distribution (l'éventail) des salaires possibles, leur admissibilité aux prestations d'a.-c., leurs caractéristiques personnelles et les caractéristiques

La théorie de la recherche d'emploi est le point d'appui de notre analyse ... « les modèles de recherche d'emploi supposent que les chômeurs accomplissent une activité productive au lieu d'attendre simplement qu'un emploi leur soit offert. »

Figure 1
Liens dans la théorie de la recherche d'emploi



de leur dernier emploi. Cependant, s_i et r_i déterminent eux-mêmes la durée de la période de chômage et le salaire de réembauchage qui sont les « extrants » du processus de recherche d'emploi.

Ce cadre fait paraître le processus de recherche d'emploi assez simple. Toutefois, la relation causale est souvent confuse puisque de nombreuses variables sont déterminées conjointement ou simultanément. Ainsi, l'intensité de la recherche d'emploi est-elle aussi bien un déterminant de la fréquence des offres d'emploi reçues car plus on consacre d'effort à la recherche d'un emploi, plus on a de chances de recevoir une offre d'emploi. Il existe donc une relation réciproque entre les deux variables. Par ailleurs, il existe aussi un rapport entre l'intensité de la recherche d'emploi et le salaire d'acceptation. Les travailleurs qui ont des exigences salariales plus élevées consacreront probablement plus d'effort à la recherche d'un emploi pour trouver un emploi rémunérateur ou, à l'inverse, ne chercheraient pas du tout d'emploi s'ils ne prévoyaient pas recevoir d'offre d'emploi avec une rémunération supérieure à leur salaire d'acceptation. Inversement, l'intensité de la recherche d'emploi influera sur le salaire d'acceptation puisqu'elle modifiera la fréquence des offres d'emploi reçues. Par conséquent, les travailleurs qui cherchent un emploi de façon plus intensive auront plus souvent des offres d'emploi et hausseront leur salaire d'acceptation.

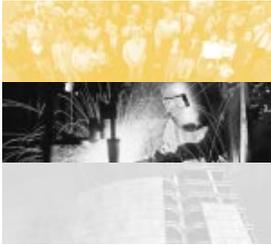
Enfin, l'intensité de la recherche d'emploi et le salaire d'acceptation influent sur les résultats de la recherche d'emploi, c'est-à-dire sur la durée du chômage et sur le salaire offert pour le nouvel emploi. Là encore, la relation causale peut exister dans les deux sens, puisque la durée du chômage influera sur l'intensité de la recherche d'emploi comme sur le salaire d'acceptation si, à cause de l'apprentissage ou du découragement, la personne revoit sa décision. La durée du chômage influera aussi sur le salaire de réembauchage étant donné que les employeurs se rendent compte de la diversité des périodes de chômage, et elle sera influencée par les conditions de la demande, en particulier par la fréquence des offres d'emploi reçues, variable qui échappe au contrôle de la personne.

De toute évidence, la recherche d'emploi comporte de nombreuses variables, dont certaines sont déterminées simultanément, ce qui rend plutôt difficile l'analyse du comportement de recherche d'emploi. Cependant, ce type d'analyse est indispensable pour l'élaboration d'un programme d'assurance-chômage efficace. Le fait de recevoir des prestations tend à réduire le coût de la recherche d'emploi pour la personne, ce qui accroît le salaire d'acceptation, lequel influe à son tour sur l'intensité de la recherche d'emploi. Cependant, les prestations d'a.-c. peuvent avoir l'effet contraire si elles tiennent lieu de subventions au loisir, ce qui influe sur la durée du chômage et sur le salaire d'acceptation.

Évaluer l'effet de l'assurance-chômage sur l'intensité de la recherche d'emploi est une opération qui est compliquée par l'incidence de la durée du chômage sur cette même variable, incidence qui n'a aucun rapport avec l'existence de prestations d'assurance-chômage. Cette complication fait que l'effet global de l'a.-c. est incertain d'un point de vue théorique et seule une analyse pratique des données peut indiquer comment l'a.-c. influe sur le comportement des sans-emploi. Comme l'a.-c. accroît le salaire d'acceptation, elle devrait également accroître la durée du chômage et le salaire de réembauchage puisqu'elle permet au chômeur d'attendre la meilleure offre d'emploi possible plutôt que d'accepter la première offre qui lui

est faite. Cependant, comme l'a.-c. peut avoir un effet négatif sur l'intensité de la recherche d'emploi, elle pourrait prolonger la durée du chômage sans modifier le salaire d'acceptation, ce qui laisserait inchangé le salaire de réembauchage ou pourrait même le réduire.

Un des principaux objectifs de cette étude est d'isoler l'effet de l'a.-c. sur le salaire d'acceptation, l'intensité de la recherche d'emploi et le salaire de réembauchage. Pour cela, nous devons recourir à des méthodes de régression statistique à deux degrés afin d'épurer les estimations de l'effet de simultanéité décrit plus haut. (Ces méthodes économétriques sont décrites en détail en annexe.)



2. Série de données de l'EPCC

Les données de l'Enquête par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC) ont permis de résoudre certaines difficultés majeures qu'avaient rencontrées Crémieux *et al.* (1994) en se servant des données du Service national de placement (SNP). Ces difficultés étaient au nombre de trois. Premièrement, il n'était pas possible d'évaluer la robustesse des résultats à l'égard d'un autre plan d'échantillonnage, plus aléatoire. La série de données du SNP a été constituée à l'aide d'un échantillon aléatoire de personnes qui s'étaient présentées dans les Centres d'emploi du Canada. Bien que cette méthode permette d'obtenir certains renseignements sur les chômeurs, elle n'indique rien sur le profil des personnes qui fréquentent les Centres d'emploi ni ne permet de correction par le biais d'échantillonnage. Deuxièmement, les données du SNP ont été recueillies durant une période de croissance soutenue; par conséquent, l'étude ne permettait de savoir d'aucune manière si les résultats valaient pour les périodes de récession. Enfin, la concordance entre les données fournies par les répondants et les données administratives était loin d'être parfaite. Dans beaucoup de cas, on ignorait la situation exacte des répondants vis-à-vis de l'assurance-chômage et il fallait imputer cet élément d'information d'après les données partielles sur les antécédents de travail. On se trouvait ainsi à sous-estimer le nombre de personnes admissibles aux prestations, en particulier chez les chômeurs conjoncturels et les personnes renouvelant une demande de prestations.

Dans le cas de l'EPCC, les répondants venaient de deux échantillons aléatoires de travailleurs pour lesquels l'employeur avait produit un relevé d'emploi (RE) au premier ou au deuxième trimestre de 1993. Deuxièmement, la période étudiée correspondait à une période du cycle économique très différente de celle des données du SNP, à savoir une période de croissance lente qui suit une récession. Enfin, la concordance entre les données fournies par les répondants et les données administratives était bien meilleure.

Construction des données

La série de données qui a servi à la présente étude a été constituée au moyen des réponses fournies à l'EPCC par des personnes qui avaient cessé d'exercer un emploi durant les six premiers mois de 1993. Ces personnes ont été interviewées à trois reprises, soit au sixième, au neuvième et au douzième mois après la cessation d'emploi. On leur a posé des questions sur leurs caractéristiques socio-économiques, leur situation vis-à-vis du marché de travail, les démarches qu'elles avaient faites en vue de trouver un emploi et les caractéristiques de leur nouvel emploi, si elles en avaient trouvé un.

Parmi les 12 433 participants à l'EPCC, nous avons choisi ceux qui étaient âgés de 20 à 65 ans qui avaient quitté leur emploi par suite d'une décision de leur employeur. Les motifs de cessation d'emploi étaient en l'occurrence les suivants : renvoi, licenciement collectif, licenciement individuel, expiration de contrat, fin d'emploi saisonnier. Comme nous nous intéressons spécialement aux départs permanents, nous avons exclu de l'étude les travailleurs qui avaient retrouvé leur ancien emploi après une période de chômage. Cela faisait donc un échantillon de 5 577 périodes de chômage. Cependant, en raison de nombreuses observations

manquantes dans les variables (particulièrement en ce qui a trait à la rémunération et aux dates), l'analyse a souvent été faite avec un nombre d'observations beaucoup moindre. Nos critères d'inclusion dans l'échantillon reposent sur le principe selon lequel le régime d'assurance-chômage s'adresse en tout premier lieu aux chômeurs involontaires.

Bien que les données de l'EPCC nous aient permis de distinguer la cohorte antérieure à l'adoption du projet de loi C-113 de la cohorte postérieure, nous avons simplement réuni les deux. À première vue, on pourrait croire que cette décision crée des difficultés, pour deux raisons. Premièrement, la loi découlant de ce projet de loi a ramené le coefficient de remplacement du revenu de 60 à 57 p. 100. Deuxièmement, les personnes qui quittent volontairement leur emploi ne sont désormais plus admissibles aux prestations.

La réduction du coefficient de remplacement du revenu pourrait rendre l'a.-c. moins intéressante et, par conséquent, à la marge, le comportement de recherche d'emploi s'en ressentirait moins. Lorsque nous avons inclus dans un modèle le coefficient de remplacement du revenu ou des variables fictives représentant la période qui a précédé le changement et celle qui l'a suivi, nous n'avons pas obtenu de résultats significatifs. Nous ne voyons donc aucune raison de traiter les deux cohortes différemment puisque nous nous intéressons avant tout à l'effet de la durée de la période d'admissibilité aux prestations d'a.-c.

Par ailleurs, l'exclusion (du bénéficiaire des prestations) des chômeurs volontaires ne semble pas, de prime abord, influencer nos résultats puisque notre étude ne tient compte que des chômeurs involontaires. Cependant, il pourrait y avoir une légère influence si on redéfinissait d'une manière quelconque les départs volontaires survenus après l'adoption du projet de loi C-113 comme des licenciements. Cela signifierait que la composition de notre échantillon a évolué entre les deux périodes. Kuhn et Sweetman (1994) ont laissé entendre qu'il se faisait déjà une certaine redéfinition des catégories, mais ils ont obtenu, eux aussi, des résultats mitigés lorsqu'ils ont tenté de déterminer de quelle manière cette redéfinition s'opérait. Il y a donc peu de choses que l'on puisse faire pour corriger cette situation.

Données de l'EPCC

Les données de l'EPCC se divisent en cinq catégories :

- 1) caractéristiques personnelles des répondants (âge, sexe, niveau de scolarité, rémunération, etc.);
- 2) caractéristiques non institutionnelles du marché du travail s'appliquant à chaque personne (région, industrie, appartenance syndicale, etc.);
- 3) caractéristiques institutionnelles de la recherche d'emploi (principalement l'admissibilité aux prestations d'a.-c. et les antécédents de chômage du répondant d'après le profil vectoriel);
- 4) méthodes de recherche d'emploi après la cessation d'emploi (salaire d'acceptation et intensité de la recherche);
- 5) résultats de la recherche d'emploi (salaire de réembauchage, durée du chômage, appartenance syndicale dans le cadre du nouvel emploi, etc.).

La série de données de l'EPCC se distingue principalement de celle du SNP par la concordance presque parfaite entre les données des participants à l'enquête et les données administratives correspondantes et par l'information plus précise qu'elle renferme sur l'admissibilité aux prestations d'a.-c. et les salaires d'acceptation. Ces avantages créent de grandes possibilités. En outre, un bon nombre des variables sont mesurées avec beaucoup plus de précision qu'elles ne l'étaient avec les données du SNP. Dans le reste de cette section, nous décrivons brièvement l'information contenue dans chacune des cinq catégories.

Caractéristiques personnelles des répondants

De façon générale, les personnes de l'échantillon avaient un niveau d'instruction relativement faible : près de 10 p. 100 n'avaient achevé que des études primaires, 63 p. 100 avaient achevé des études secondaires et 13 p. 100 possédaient un diplôme d'études collégiales. Seulement 3 p. 100 étaient titulaires d'un baccalauréat (tableau 1). Cinquante-six pour cent des répondants étaient de sexe masculin, 60 p. 100 étaient mariés et 62 p. 100 étaient chefs de ménage. Près de 16 p. 100 appartenaient à une minorité visible. L'échantillon reflète bien la répartition de la population entre les provinces. Trente-six pour cent des répondants vivaient en Ontario, 25 p. 100 au Québec, 12 p. 100 dans les provinces de l'Atlantique, 16 p. 100 dans les Prairies et 11 p. 100 en Colombie-Britannique. Seulement 14 personnes (sur 5 577) demeuraient dans les territoires. Tandis que l'échantillon du SNP était assez jeune, l'âge moyen des personnes de l'échantillon de l'EPCC était de 37 ans et seulement 62 p. 100 d'entre eux avaient moins de 44 ans.

L'EPCC fournit aussi des données sur les actifs et les dettes. L'actif des personnes de l'échantillon variait de zéro à 500 000 \$. L'actif moyen (y compris les valeurs nulles) était de 4 201 \$. Le montant mensuel moyen du versement hypothécaire était de 498 \$. Cette information est très utile car l'actif et le passif des personnes influent largement sur la capacité de ces personnes de soutenir financièrement une recherche d'emploi. Cette information indique également le montant d'argent dont les gens ont besoin chaque mois pour vivre. En contrepartie, il est peu probable que ces variables aient un rapport avec la fréquence des offres d'emploi reçues. Il est donc plus facile d'observer l'effet du salaire d'acceptation sur les données.

La durée moyenne d'occupation du dernier emploi chez les répondants était de 78 semaines (1,5 an), mais la variation est grande. La durée moyenne des périodes de chômage (à partir de la date de cessation d'emploi jusqu'à la date de réembauchage ou à la date de fin d'enquête) était de 25 semaines. Si l'on ne tient pas compte des travailleurs qui avaient retrouvé leur ancien emploi, 25 p. 100 des autres personnes de l'échantillon prévoyaient être rappelées et 5 p. 100 croyaient même avoir une date ferme de rappel au travail. Ces prévisions ne se sont pas réalisées. Enfin, plus de 70 p. 100 des personnes de l'échantillon ont trouvé un nouvel emploi avant la fin de l'enquête ou avant de ne plus faire partie de l'échantillon.

Tableau 1
Caractéristiques socio-économiques des répondants

Âge	37
Homme	0,561
Marié	0,600
Minorité	0,159
Avec incapacité	0,012
Durée d'occupation du dernier emploi (en semaines)	77,900
Rémunération du dernier emploi (en dollars/heure)	11,630
Durée du chômage (en semaines)	24,520
Rappel prévu au travail	0,252
Date ferme de rappel au travail	0,057
Congédiement	0,084
Licenciement individuel	0,432
Licenciement collectif	0,210
Emploi saisonnier	0,236
Expiration de contrat	0,038
A obtenu un nouvel emploi	0,702
Rémunération du nouvel emploi (en dollars/heure)	11,830
Terre-Neuve	0,023
Île-du-Prince-Édouard	0,007
Nouvelle-Écosse	0,030
Nouveau-Brunswick	0,029
Québec	0,256
Ontario	0,373
Manitoba	0,027
Saskatchewan	0,024
Alberta	0,110
Colombie-Britannique	0,119
Territoires du Nord-Ouest	0,001
Yukon	0,001
Études primaires	0,052
Études secondaires partielles	0,221
Études secondaires	0,340
Certificat professionnel	0,069
Études collégiales partielles	0,088
Études collégiales	0,095
Études universitaires partielles	0,041
Baccalauréat	0,061
Diplôme professionnel	0,014
Diplôme d'études supérieures	0,019

Situation du marché du travail

Contrairement à l'échantillon du SNP, constitué durant une période de croissance rapide (1987-1988), l'échantillon de l'EPCC a été formé dans une période de stagnation qui suivait immédiatement une récession (1993). Par conséquent, nous devrions nous attendre à une fréquence des offres d'emploi reçues et à une distribution d'offres de rémunération très différentes de celles que nous avons observées antérieurement. La base de données de l'EPCC contient des renseignements très détaillés sur le secteur de résidence, ce qui permet le calcul de taux de chômage régionaux. La base contient aussi des données sur la branche d'activité et la profession, et ces données sont conjuguées aux taux de chômage régionaux pour tenir compte de l'effet de la variation de la distribution d'offres de rémunération et de la fréquence des offres d'emploi reçues entre les régions.

Caractéristiques institutionnelles de la recherche d'emploi

La base de données de l'EPCC contient des renseignements détaillés sur la situation vis-à-vis de l'assurance-chômage et les prestations d'a.-c. On a demandé aux répondants s'ils avaient fait une demande de prestations et s'ils en avaient reçu. Malheureusement, il existe peu de données sur le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations, et c'est justement sur cette variable, et non sur les demandes de prestations, que devrait porter notre analyse. L'intensité de la recherche d'emploi et la décision d'attendre une offre d'emploi acceptable dépendront du nombre de semaines d'admissibilité qu'il reste à écouler, non du versement de prestations proprement dit. Alors que dans Crémieux *et al.* (1994) on n'avait pu appairer qu'environ 50 p. 100 des travailleurs échantillonnés au Fichier principal des prestations et des trop-payés (FPPT) de DRHC, nous avons pu, grâce aux données de l'EPCC, appairer près de 90 p. 100 des cas (à l'exception de quelque 500 observations). Nous nous sommes donc servis de la mise à jour de mars 1994 du profil vectoriel pour évaluer l'admissibilité aux prestations d'a.-c.

Sur les 5 066 observations qui pouvaient être appariées à un enregistrement du profil vectoriel, 384 demandes étaient des renouvellements. Cinq cent onze (511) observations n'ont pu être appariées, probablement parce qu'il s'agissait de personnes n'ayant pas fait de demande de prestations. Ce chiffre est légèrement inférieur à celui que nous avons observé dans l'enquête, où 695 personnes ont dit ne pas avoir fait de demande de prestations et ne pas avoir l'intention d'en faire.

Nous avons calculé l'admissibilité éventuelle des travailleurs qui avaient présenté une demande de prestations au début de leur période de chômage en appliquant la formule réglementaire au nombre de semaines d'emploi assurables indiqué dans les enregistrements correspondants du profil vectoriel. Nous avons fait un couplage des travailleurs et des régions des Centres d'emploi du Canada afin d'associer un taux de chômage régional à chaque travailleur. Nous avons combiné ces taux de chômage et le nombre de semaines d'emploi assurables pour calculer le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations. En ce qui concerne les travailleurs qui n'ont pas présenté de demande de prestations (ou pour lesquels on ne pouvait appairer avec certitude un enregistrement du profil vectoriel à la période de chômage pertinente), nous avons calculé l'admissibilité totale éventuelle de ces travailleurs en chômage en appliquant la même formule au nombre de semaines d'emploi assurables des répondants, estimé au moyen de l'information contenue dans le relevé

d'emploi. Essentiellement, l'admissibilité du répondant a été déterminée en fonction du nombre de semaines d'emploi assurables avant la cessation d'emploi et du taux de chômage observé dans la région de résidence du répondant (taux qui influe sur le nombre de semaines d'emploi assurables nécessaire pour être admissible aux prestations d'assurance-chômage).

Les répondants admissibles aux prestations recevaient un montant équivalent à 60 p. 100 de leur revenu antérieur (sous réserve d'un plafond égal à 60 p. 100 du maximum de la rémunération assurable). Pour déterminer la durée de la période de prestations, nous avons utilisé la table d'Emploi et Immigration Canada, qui indique le nombre de semaines de prestations en fonction du nombre de semaines d'emploi assurables et du taux de chômage régional¹. En nous servant du profil vectoriel, lorsque c'était possible, ou de l'algorithme, dans le cas contraire, nous avons construit deux variables d'assurance-chômage. La première sert à mesurer la durée maximum de la période de prestations et l'autre, le coefficient de remplacement du revenu pour les personnes qui ont effectivement reçu des prestations. Ce coefficient représente la proportion de l'ancien salaire reçue sous forme de prestations. Pour les besoins de l'analyse, nous avons classé les répondants en trois catégories : ceux qui n'ont jamais fait de demande de prestations, ceux qui ont présenté une demande lorsqu'ils ont perdu leur emploi et ceux qui ont renouvelé une demande. Le tableau 2 contient des données descriptives sur le taux des prestations et le nombre de semaines d'admissibilité.

Tableau 2
Caractéristiques des répondants en matière d'assurance-chômage

Pourcentage de chômeurs admissibles à des prestations	0,866
Admissibilité moyenne (en semaines)	38,060
Pourcentage de répondants ayant présenté une demande de prestations	0,908
Pourcentage de répondants ayant renouvelé une demande	0,248
Nombre de demandes présentées, à vie	5,230
Nombre de demandes acceptées, à vie	4,508
Pourcentage de répondants ayant fait plus d'une demande	0,858
Total des prestations versées, à vie	24 850,40 \$
Total des semaines pour lesquelles des prestations ont été payées, à vie	111,950
Nombre moyen de semaines pour lesquelles des prestations ont été payées, par période de chômage	21,400
Prestations moyennes versées par période de chômage	4 750,32 \$

Finalement, nous avons pu obtenir un profil vectoriel récapitulatif complet. Ce fichier contient tous les enregistrements de profil vectoriel des répondants. Grâce à lui, nous avons pu calculer le nombre total de demandes présentées par le répondant, le nombre total de demandes pour lesquelles des prestations ont été versées, le nombre de semaines pour lesquelles des prestations ont été payées et le nombre total de prestations (et le montant correspondant) versées au répondant.

¹ Les personnes inscrites à certains programmes de formation peuvent obtenir une prolongation de leur période de prestations, mais il n'était pas possible de savoir ici desquelles il s'agissait car nous ne disposons pas de l'information du FPPT nécessaire.

En ce qui a trait aux répondants qui ont présenté plus d'une demande, nous avons calculé la fréquence des demandes. Nous nous servons de ces données historiques dans notre étude pour analyser l'effet des antécédents de chômage sur le comportement actuel des sans-emploi.

Variables de « choix » : le salaire d'acceptation et l'intensité de la recherche d'emploi

Contrairement à l'enquête du SNP, l'EPCC contenait une question précise sur le salaire d'acceptation et cette question était posée non seulement au début de la recherche d'emploi, mais aussi dans les interviews subséquentes, qui avaient lieu environ au septième, au dixième et au quinzième mois suivant la cessation d'emploi. Grâce à cette information, nous pouvons répondre à de nombreuses questions plus détaillées sur le comportement de recherche d'emploi des chômeurs. En particulier, nous pouvons constater que le salaire d'acceptation change lorsque la durée du chômage augmente. La corrélation entre le salaire perdu et le salaire d'acceptation est assez élevée (0,54).

La base de données de l'EPCC renferme aussi de nombreux renseignements sur le comportement de recherche d'emploi des chômeurs. Cependant, ces informations diffèrent beaucoup de celles qui sont recueillies par le SNP. Par exemple, l'EPCC nous permet de connaître le nombre réel d'heures consacrées à la recherche d'un emploi et le montant total dépensé chaque semaine pour cette activité. Dans l'enquête, on demandait aux répondants d'évaluer le nombre moyen d'heures par semaine qu'ils avaient consacrées à la recherche d'un emploi pendant qu'ils étaient chômeurs, de même que le coût moyen de cette activité durant la même période. La question leur était posée de nouveau à la deuxième et à la troisième interview (trois et six mois plus tard). Tandis que l'information fournie par l'EPCC sur les méthodes de recherche d'emploi est moins précise que celle qui est fournie par l'enquête du SNP, l'information sur le temps et l'argent consacrés à la recherche d'un emploi nous permet de calculer directement l'intensité de la recherche d'emploi au lieu d'utiliser une mesure indirecte construite avec des poids associés chacun à une méthode de recherche d'emploi, comme l'exige la série de données du SNP. L'EPCC comprenait aussi des questions sur le type de méthode de recherche utilisée, mais ces questions sont beaucoup moins détaillées que dans l'enquête du SNP. Par exemple, on demandait aux répondants quel type de méthode était le plus efficace, mais on ne posait aucune question sur le nombre de contacts qu'ils avaient pu établir avec des employeurs grâce à l'une et l'autre méthode. À la première interview, on a demandé aux répondants combien de fois ils avaient utilisé chacune des méthodes, mais cette question n'est pas revenue à la deuxième ni à la troisième interview.

Résultats de la recherche d'emploi

Il y a deux manières principales de mesurer l'efficacité de la recherche d'emploi. Premièrement, une recherche sera jugée plus efficace si la période de chômage est relativement plus courte. Les participants à l'EPCC ont perdu leur emploi, comme l'indique leur relevé d'emploi (RE), entre janvier et mars 1993 (dans le cas de la première cohorte) ou entre avril et juin 1993 (dans le cas de la seconde cohorte). Les répondants devaient mentionner chaque emploi qu'ils avaient occupé entre la date du RE et celle de l'interview. Ils devaient donner, avec le plus de

précision possible, la date de début du premier emploi qui avait suivi l'émission du RE et, le cas échéant, la date de cessation de cet emploi. À la deuxième et à la troisième interview, des questions portaient sur la première période de chômage (s'il y en avait eu une) ayant immédiatement suivi la dernière interview. Ainsi, pour chaque répondant, y a-t-il au moins une et au plus trois périodes de chômage de durée connue. La mise en garde habituelle s'applique dans le cas des répondants qui n'avaient pas trouvé d'emploi au moment de la dernière interview. L'utilisation d'un modèle des risques proportionnels de Cox permet de compenser tout biais pouvant découler d'une troncation à droite de l'échantillon. À la première interview, on posait des questions aux répondants uniquement sur la période de chômage qui avait débuté entre janvier et mars 1993. Aux interviews suivantes, on leur posait des questions uniquement sur la première période de chômage qui avait suivi la dernière interview. Cette façon de procéder introduit un biais par rapport aux courtes périodes de chômage, car pour une personne qui a connu plus d'une période de chômage entre deux interviews, il n'existe qu'un seul enregistrement. On observe le même problème pour l'enquête du SNP. Cependant, tandis que les quatrième et cinquième interviews de cette enquête étaient séparées par une période de douze mois, pendant laquelle une personne pouvait connaître plusieurs périodes de chômage, les interviews de l'EPCC avaient lieu respectivement au sixième, au neuvième et au douzième mois suivant la cessation d'emploi, ce qui réduisait la probabilité de connaître plusieurs périodes de chômage entre deux interviews.

Deuxièmement, on peut mesurer l'efficacité de la recherche d'emploi par la différence entre le salaire du dernier emploi et le salaire de réembauchage. On s'attend qu'une recherche plus efficace se traduise par un salaire de réembauchage plus intéressant que le salaire perdu. La base de données du SNP et celle de l'EPCC contiennent l'une et l'autre des renseignements détaillés sur le salaire du dernier emploi et sur le salaire de réembauchage (pour les personnes qui ont trouvé un emploi). Or, cette information est complète uniquement pour un sous-ensemble de répondants, c'est-à-dire pour ceux qui avaient trouvé un emploi *avant la dernière interview*. Pour les répondants qui n'avaient pas trouvé d'emploi avant la fin de l'enquête ou qui avaient cessé de faire partie de l'échantillon, on indiquait une période tronquée, et la seule information dont on disposait à leur sujet était qu'ils avaient été en chômage pendant un certain nombre de mois. Comme dans l'analyse précédente, nous nous sommes surtout intéressés à la variation du taux de salaire horaire plutôt qu'à la variation du nombre d'heures travaillées; une des raisons de ce choix est qu'assez peu de gens ont modifié sensiblement leur régime de travail (par exemple en passant du régime à temps plein au régime à temps partiel ou vice versa). En outre, comme nous ne disposons pas d'information sur les préférences des gens en ce qui touche le nombre d'heures travaillées, nous ne serions pas en mesure d'interpréter un changement dans cette variable. Un répondant qui préfère le travail à temps partiel pourrait juger peu efficace une recherche d'emploi qui aboutit à l'obtention d'un emploi à temps plein, tandis qu'un répondant qui préfère le travail à temps plein ne pourrait pas espérer mieux d'une recherche qui lui permet d'obtenir un emploi à plein temps.



3. Assurance-chômage et intensité de la recherche d'emploi

L'ensemble de données de l'EPCC comporte de l'information directe sur l'effort de recherche d'emploi. On y demande explicitement aux répondants combien d'heures ils ont consacré à la recherche d'emploi pendant une semaine typique, à un moment donné de leur période de chômage². Nous avons effectué deux analyses des effets de l'assurance-chômage sur l'effort de recherche. Premièrement, nous avons examiné l'intensité de la recherche d'emploi au début de la période de chômage, avant que cette intensité ait pu changer par suite de la durée de l'inactivité du répondant ou des difficultés de sa recherche. Ensuite, nous avons examiné le niveau de l'effort à divers moments de la période de chômage. Ces analyses sont fondées sur les questions posées dans le cadre de diverses interviews que des travailleurs ont accordées alors qu'ils étaient en chômage. Elles portent sur l'effort de recherche fourni immédiatement avant l'interview.

Au tableau 3 on présente une analyse des déterminants du nombre d'heures par semaine consacrées à la recherche au début de la période de chômage. La plus grande partie de ces résultats est conforme à nos prévisions. Plus on possède de biens, moins on cherche. Les travailleurs des classes d'âge supérieures, les hommes, ceux qui avaient occupé longtemps leur emploi précédent et ceux qui ont beaucoup de dettes ou des mensualités hypothécaires élevées cherchent plus que les autres. Les travailleurs qui avaient auparavant un emploi syndiqué cherchent moins que les autres dans une proportion marquée. Enfin, les travailleurs qui ont perdu un emploi saisonnier ou temporaire cherchent considérablement moins que les autres.

La durée de la période d'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage n'avait pas d'effet significatif sur l'intensité de la recherche d'emploi. Cependant, les travailleurs qui avaient renouvelé une demande et ceux qui avaient présenté de nombreuses demandes dans le passé avaient tendance à passer moins d'heures à chercher un emploi que les travailleurs possédant les mêmes caractéristiques à tous autres égards. Ces deux effets n'étaient pas statistiquement significatifs, mais ils le devenaient fortement lorsqu'on écartait la variable isolant l'effet de la nature saisonnière ou temporaire de l'emploi perdu. L'une des interprétations possibles de ce fait est que les personnes qui ont déposé de nombreuses demandes dans le passé ont tendance à présenter un bas niveau d'intensité de recherche d'emploi parce qu'il s'agit de travailleurs saisonniers qui ne cherchent pas pendant la morte-saison. Il est cependant impossible de séparer les travailleurs saisonniers des autres travailleurs temporaires. Il se pourrait bien que cette dernière catégorie comprenne des gens qui choisissent des emplois de courte durée afin d'acquérir le droit aux prestations.

La question qui se pose ici est celle de l'exogénéité de la catégorie des emplois saisonniers et temporaires par rapport à la nature du programme d'assurance-chômage. Ainsi, se pourrait-il que l'existence même de nombreux emplois saisonniers soit à mettre au compte des prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional, qui permettent aux employeurs de garder des travailleurs

² Dans l'étude du SNP, on a dû estimer l'effort de recherche en se fondant sur un indice établi à partir de réponses sur le type de recherche.

qu'ils n'emploient que pour une courte durée chaque année. Dans ce cas, il ne serait pas justifié de rejeter sur les travailleurs la responsabilité de la faiblesse de leur intensité de recherche, puisqu'ils ne peuvent qu'attendre d'être rappelés à la fin de leur période d'inactivité. Il se pourrait que ce soient plutôt les entreprises qui exploitent le programme d'assurance-chômage et que les travailleurs réagissent passivement aux choix permis par elles. Il est également possible que les travailleurs et les entreprises se concertent activement pour exploiter le programme d'assurance-chômage. Enfin, dans le cas des travailleurs temporaires, il se peut qu'on ait affaire à une exploitation individuelle (plutôt que sectorielle) de ce programme.

Tableau 3
Déterminants de l'intensité de la recherche d'emploi au début de la période de chômage (Variable dépendante : logarithme du nombre d'heures de recherche par semaine)

Âge	0,0251	(0,0092)
Âge au carré	-0,0003	(0,0001)
Sexe masculin	0,2070	(0,0280)
Marié	-0,0820	(0,0290)
Minorité	0,0281	(0,0370)
Handicapé	0,2148	(0,1229)
Durée d'occupation, emploi perdu	0,0119	(0,0086)
Durée d'occupation, emploi perdu au carré	-0,0003	(0,0003)
Ancien emploi syndiqué	-0,0987	(0,0338)
Admissibilité à l'a.-c. (référence : 50 semaines)		
Non admissible à l'a.-c.	0,0045	(0,0473)
Admissible à moins de 30 semaines	-0,0421	(0,0601)
Admissible à 30-39 semaines	0,0159	(0,0440)
Admissible à 40-49 semaines	-0,0505	(0,0341)
Logarithme (total versements maison)	0,0239	(0,0050)
Logarithme (patrimoine total)	-0,0097	(0,0034)
Prêt voiture	-0,0156	(0,0276)
Autres dettes	0,0781	(0,0267)
Prévoyait rappel	-0,0417	(0,0367)
Avait date de rappel ferme	-0,0466	(0,0620)
Avait emploi saisonnier	-0,1621	(0,0337)
Logarithme (salaire emploi perdu)	-0,0530	(0,0311)
Taux régional de chômage	-0,0055	(0,0053)
Renouvellement de demande	-0,0543	(0,0381)
Nombre total de demandes présentées antérieurement	-0,0064	(0,0046)
Nombre d'observations	3 599	
R au carré corrigé	0,0783	

Notes :

Nous avons introduit sans les indiquer onze variables fictives relatives à la province de l'emploi perdu et neuf relatives à l'instruction. Les erreurs-types sont données entre parenthèses.

Pour éviter d'exclure les observations dans lesquelles le répondant n'avait pas cherché d'emploi, la variable dépendante est en fait le logarithme du nombre d'heures de recherche + 1.

Tableau 4
Déterminants de l'intensité de la recherche d'emploi pendant la période de chômage (Variable dépendante : logarithme du nombre d'heures de recherche par semaine)

Âge	0,0251	(0,0092)
Âge au carré	-0,0003	(0,0001)
Sexe masculin	0,2070	(0,0280)
Marié	-0,0820	(0,0290)
Minorité	0,0281	(0,0370)
Handicapé	0,2148	(0,1229)
Durée d'occupation, emploi perdu	0,0119	(0,0086)
Durée d'occupation, emploi perdu au carré	-0,0003	(0,0003)
Ancien emploi syndiqué	-0,0987	(0,0338)
Admissibilité à l'a.-c. (référence : 50 semaines)		
Non admissible à l'a.-c.	0,0045	(0,0473)
Admissible à moins de 30 semaines	-0,0421	(0,0601)
Admissible à 30-39 semaines	0,0159	(0,0440)
Admissible à 40-49 semaines	-0,0505	(0,0341)
Logarithme (total versements maison)	0,0239	(0,0050)
Logarithme (patrimoine total)	-0,0097	(0,0034)
Prêt voiture	-0,0156	(0,0276)
Autres dettes	0,0781	(0,0267)
Prévoyait rappel	-0,0417	(0,0367)
Avait date de rappel ferme	-0,0466	(0,0620)
Avait emploi saisonnier	-0,1621	(0,0337)
Logarithme (salaire emploi perdu)	-0,0530	(0,0311)
Taux régional de chômage	-0,0055	(0,0053)
Renouvellement de demande	-0,0543	(0,0381)
Nombre total de demandes présentées antérieurement	-0,0064	(0,0046)
Nombre d'observations	3 599	
R au carré corrigé	0,0783	

Notes :

Nous avons introduit sans les indiquer onze variables fictives relatives à la province de l'emploi perdu et neuf relatives à l'instruction. Les erreurs-types sont données entre parenthèses.

Pour éviter d'exclure les observations dans lesquelles le répondant n'avait pas cherché d'emploi, la variable dépendante est en fait le logarithme du nombre d'heures de recherche + 1.

L'analyse de l'intensité de la recherche d'emploi se poursuit au tableau 4, qui donne les résultats d'une analyse des déterminants du nombre d'heures par semaine consacrées à la recherche à divers moments de la période de chômage. Cette fois-ci, nous nous fondons sur une observation par interview liée à la période de chômage plutôt que sur une observation par période de chômage. Nous inscrivons la durée de chômage directement dans la première colonne, sans tenir compte de la possibilité d'un effet de simultanéité entre l'intensité de la recherche d'emploi et la durée de la période de chômage. Dans la deuxième colonne, nous avons rem-

placé la durée de chômage par une variable instrumentale afin d'en écarter tout effet éventuel de simultanéité³. Ces deux spécifications nous permettent de tester la robustesse des deux approches.

Dans l'ensemble, les résultats montrant que l'intensité de la recherche d'emploi varie selon la durée de chômage sont compatibles avec les résultats fondés sur l'intensité de la recherche au début de la période de chômage. Les effets de l'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage sont souvent non significatifs et, lorsqu'ils se révèlent significatifs, ils ne sont pas nécessairement affectés du bon signe. S'il est vrai que certaines données montrent que les personnes ayant droit aux prestations de chômage sur une durée de 40 à 49 semaines cherchent moins intensivement que l'ensemble des autres répondants, on constate qu'elles cherchent aussi moins intensivement que celles qui ont droit à 50 semaines. Ces régressions temporalisées relatives à l'intensité de la recherche d'emploi confirment aussi le résultat selon lequel les variables des antécédents à l'égard de l'assurance-chômage n'ont pas d'effet significatif sur l'intensité de la recherche d'emploi une fois qu'on a introduit dans l'équation la nature saisonnière ou temporaire de l'emploi. Fait intéressant, même l'effet de la nature saisonnière de l'emploi diminue jusqu'à devenir à peine significatif (au niveau de 5 p. 100) lorsque cette variable est corrigée en fonction de la simultanéité. Il faut cependant user de prudence dans l'interprétation de ce résultat : il pourrait en effet être attribuable au fait que nous avons exclu certaines variables des équations pour éliminer les distorsions de simultanéité.

Les régressions temporalisées ont entre autres avantages celui de nous permettre d'examiner la forme du rapport entre la durée de chômage et l'intensité de la recherche d'emploi. On suppose en général que celle-ci diminue par rapport à son niveau de départ pour augmenter peu avant l'épuisement du droit aux prestations d'assurance-chômage. En fait, à la limite, il peut arriver que des prestataires de l'assurance-chômage ne commencent même pas à chercher un emploi avant que leur droit aux prestations ne soit presque épuisé. Dans les deux régressions du tableau 4, l'intensité de la recherche d'emploi augmente d'abord pour diminuer ensuite. La différence entre les deux spécifications concerne le moment où l'intensité commence à diminuer. Sans la correction en fonction de la simultanéité, les chiffres montrent qu'elle commence à faiblir après 9,8 semaines de chômage, tandis que selon les chiffres corrigés en fonction de la simultanéité, elle commence à fléchir après 34,9 semaines.

Les figures 2a et 2b offrent une représentation graphique de ce mouvement. La figure 2a indique la moyenne d'heures de recherche par semaine en fonction de la durée du chômage. Le graphique 2b donne à penser que l'intensité de la recherche d'emploi suit une courbe douce en forme de U inversé dont le sommet se situe à peu près à la 25^e semaine. Il vient étayer les résultats corrigés en fonction de la

3 À cette fin, nous avons dû exclure certaines variables de l'équation de l'intensité de la recherche d'emploi, mais les intégrer dans l'équation de la durée de chômage. Dans ce cas, la durée d'occupation de l'emploi perdu et le fait qu'il ait été ou non syndiqué remplissent cette fonction. Les variables significatives de cette équation de première étape de la durée de chômage étaient les suivantes : sexe; patrimoine et dettes; antécédents à l'égard de l'assurance-chômage et nature saisonnière ou non de l'emploi; âge; salaire dans l'emploi perdu, durée d'occupation de celui-ci et fait de savoir s'il était syndiqué ou non; taux de chômage régional; admissibilité aux prestations de l'assurance-chômage; instruction; province; et profession exercée dans l'emploi perdu.

Figure 2a
Intensité moyenne de la recherche d'emploi selon la durée du chômage

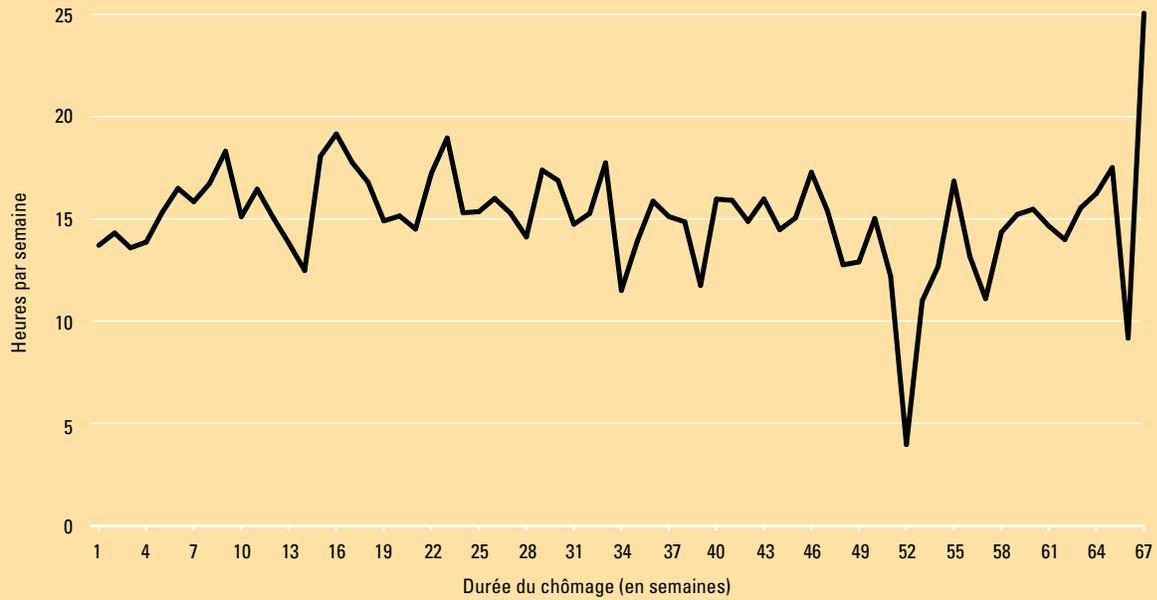
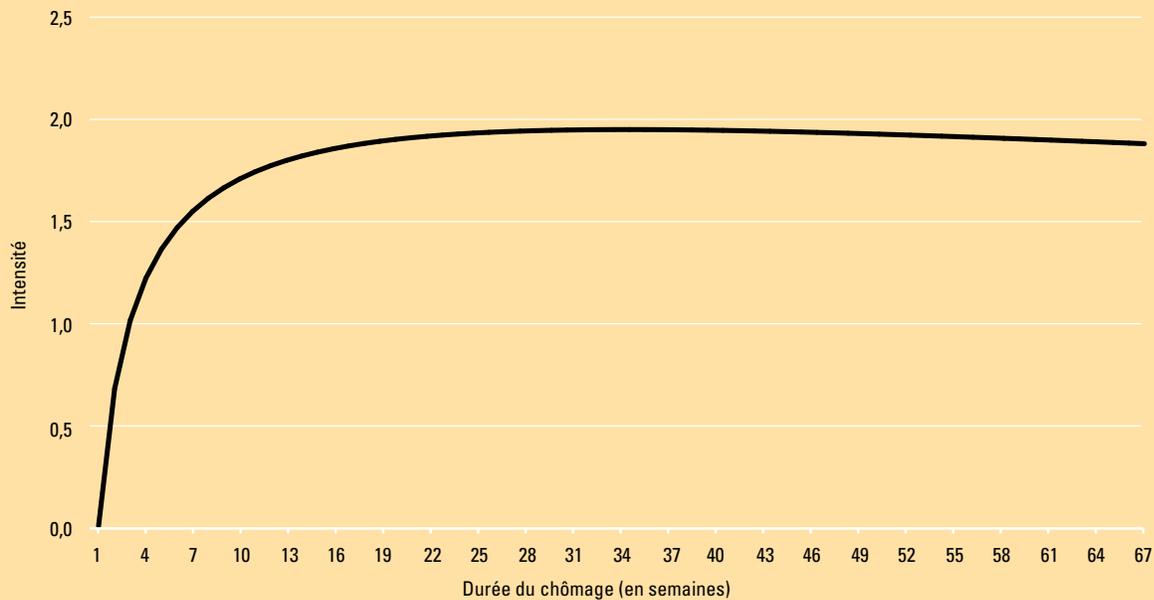


Figure 2b
Courbe ajustée de l'intensité de la recherche d'emploi selon la durée du chômage

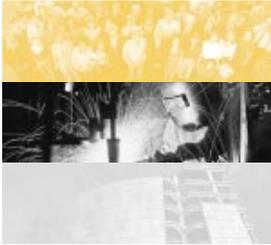


simultanéité et laisse supposer que les résultats non corrigés pourraient être trompeurs du fait des interactions simultanées de l'intensité de la recherche d'emploi et de la durée du chômage. À la figure 2b, on peut voir la courbe ajustée représentant l'effet de la durée du chômage sur l'intensité de la recherche d'emploi. Ce graphique montre que la durée de chômage ne joue qu'un faible rôle dans la variation de l'intensité de la recherche d'emploi. La variation totale de celle-ci, attribuable à la durée de chômage écoulée, n'est en effet que de deux semaines. De plus, on ne constate qu'une très faible diminution de l'intensité de la recherche d'emploi entre la 34^e et la 68^e semaine de la période de chômage écoulée.

Ces résultats ne vont guère dans le sens de la thèse selon laquelle l'intensité de la recherche d'emploi des chômeurs changerait immédiatement avant l'expiration de leur droit aux prestations; ils sont donc incompatibles avec l'idée que les personnes admissibles à l'assurance-chômage fournissent peu d'efforts de recherche avant la fin de leur période de prestations. Cette conclusion diffère quelque peu de celle de Crémieux *et al.* (1994), qui ont constaté que l'intensité de la recherche fléchissait considérablement après 18 mois de chômage. Mais il s'agit là d'une différence technique dans une large mesure, étant donné que la période de chômage la plus longue de l'échantillon de l'EPCC est de 68 semaines. Il est donc très difficile d'établir à partir des données de l'EPCC des effets qui ne se produisent qu'après 18 mois de chômage. L'essentiel des observations de la présente étude concerne des périodes de chômage ayant duré de trois à neuf mois. Les techniques de régression par les moindres carrés, d'usage classique dans l'analyse économétrique, ajustent un rapport qui réduit les erreurs au minimum dans les intervalles comprenant le plus grand nombre d'observations. Ce rapport ajusté peut théoriquement être appliqué à des régions très éloignées de l'intervalle de trois à neuf mois, mais les extrapolations de ce genre peuvent se révéler dangereuses. Il est possible qu'un changement éventuel de la forme du rapport à l'égard de durées de beaucoup supérieures à neuf mois ne soit pas repéré parce que les méthodes de régression sont conçues pour centrer l'attention sur la forme du rapport dans les intervalles à nombreux points de données.

Le dernier facteur qui pourrait expliquer les différences entre nos résultats et ceux de Crémieux *et al.* (1994) est que ces derniers ont appliqué un indice de l'effort de recherche d'emploi qui pouvait varier selon la méthode appliquée à celle-ci. Ainsi, le cas où les chômeurs changeaient de méthode de recherche au cours de la période étudiée pouvait-il produire l'impression d'une diminution de l'intensité de la recherche même si le nombre d'heures consacrées à celle-ci restait constant.

On peut aussi interpréter les résultats de la présente étude en partant du principe qu'ils correspondent à un comportement économique plutôt qu'à des caractéristiques des données. Depuis la récession de 1982 et celle de la fin des années 1980, il se peut que l'augmentation du chômage de longue durée ait rendu plus normales les longues périodes de chômage, de sorte que les chômeurs se seraient découragés moins facilement en 1993, année d'expansion économique. Il n'est cependant pas possible de confirmer cette hypothèse par des données objectives.



4. Assurance-chômage et salaire d'acceptation

Il est toujours très difficile d'isoler les effets du salaire d'acceptation, de la fréquence des offres d'emploi et de l'intensité de la recherche d'emploi sur les résultats de celle-ci parce que les mêmes facteurs influent sur toutes ces variables. La durée de chômage, la probabilité de réemploi et le salaire d'acceptation sont déterminés simultanément, et l'absence de bons instruments dans la plupart des ensembles de données rend impossible d'estimer l'effet de chacune de ces variables à l'exclusion des autres.

Or, l'une des principales caractéristiques de l'ensemble de données de l'EPCC est justement qu'elle peut fournir de bons instruments pour établir les salaires d'acceptation des chômeurs, grâce à l'abondance de renseignements individuels qu'elle offre touchant les variables applicables telles que les dettes et le patrimoine des chômeurs. Il est tout à fait vraisemblable que ces quantités influent sur le salaire d'acceptation du chômeur sans influencer directement sur la fréquence des offres d'emploi. Nous proposons dans la présente section des résultats originaux sur le rapport entre le patrimoine, les dettes, l'assurance-chômage et le salaire minimum considéré comme acceptable par le chômeur.

Comme dans le cas de l'intensité de la recherche d'emploi, nous proposons deux analyses distinctes du salaire d'acceptation, étant donné la probabilité que celui-ci change au cours de la période de chômage. Cette structure est analogue à celle que nous avons appliquée plus haut à l'intensité de la recherche d'emploi. La première analyse est centrée sur le salaire d'acceptation au début de la période de chômage, tandis que la seconde en étudie l'évolution dynamique au cours de cette période.

Salaire d'acceptation au début de la période de chômage

Le tableau 5 présente les résultats de l'analyse du salaire d'acceptation par la méthode des moindres carrés. Nous entendons par salaire d'acceptation le salaire le plus bas que le répondant est disposé à accepter à divers moments de la période de chômage. Un certain nombre de facteurs socio-économiques ont un effet statistiquement significatif sur le salaire d'acceptation dont le plus important est peut-être le salaire que touchait le chômeur dans l'emploi qu'il a perdu. Fait intéressant, s'il est vrai que ce facteur est affecté d'un fort coefficient positif, celui-ci est sensiblement inférieur à un. On peut en conclure que les chômeurs ne fixent pas automatiquement leurs exigences au niveau de leur ancien salaire.

Plusieurs autres variables ont un effet important sur le salaire d'acceptation. Ainsi les personnes des classes d'âge supérieures, les hommes et les chômeurs dont l'ancien emploi était syndiqué ont-ils tous tendance à fixer un salaire d'acceptation plus élevé que les autres répondants, même après neutralisation du niveau de l'ancien salaire, qui comprend déjà un bon nombre de ces facteurs. L'ancien salaire contenait déjà toute tranche de salaire attribuable à la nature syndiquée de l'emploi; il est intéressant de voir que cette dernière variable a en plus un effet direct. Cela peut vouloir dire que certaines des variables qui se révèlent significatives, même si l'ancien salaire est compris, saisissent des attentes relatives à la durée de chômage. Le fait d'appartenir à une minorité a aussi un effet négatif sur le salaire d'acceptation, même une fois isolé l'effet de l'ancien salaire.

Tableau 5
Déterminants du salaire d'acceptation au début de la période de chômage
(Variable dépendante : logarithme du salaire d'acceptation)

Âge	0,0142	(0,0045)
Âge au carré	-0,0001	(0,0001)
Sexe masculin	0,1080	(0,0160)
Marié	-0,0099	(0,0150)
Minorité	-0,0498	(0,0190)
Handicapé	0,0348	(0,0608)
Durée d'occupation, emploi perdu	0,0033	(0,0022)
Interview en anglais	0,0194	(0,0302)
Ancien emploi syndiqué	0,0897	(0,0172)
Admissibilité à l'a.-c. (référence : 50 semaines)		
Non admissible à l'a.-c.	-0,0894	(0,0238)
Admissible à moins de 30 semaines	-0,0710	(0,0301)
Admissible à 30-39 semaines	-0,0447	(0,0218)
Admissible à 40-49 semaines	-0,0093	(0,0175)
Logarithme (total versements maison)	0,0036	(0,0025)
Logarithme (patrimoine total)	0,0051	(0,0017)
Prêt voiture	0,0184	(0,0142)
Autres dettes	0,0066	(0,0137)
Logarithme (salaire emploi perdu)	0,3963	(0,0162)
Taux régional de chômage	-0,0011	(0,0026)
Renouvellement de demande	0,0611	(0,0185)
Nombre d'observations	3 814	
R au carré corrigé	0,3518	

Notes :

Nous avons introduit sans les indiquer onze variables fictives relatives à la province de l'emploi perdu et neuf relatives à l'instruction. Les erreurs-types sont données entre parenthèses.

D'autres variables, notamment le patrimoine et les dettes du répondant, ne sont pas directement inscrites dans l'ancien salaire, sauf dans la mesure où elles ont influé sur le résultat, quant au salaire, d'une recherche d'emploi antérieure. Ces variables ne sont en général pas même observables par un employeur antérieur, de sorte qu'il est peu probable qu'elles aient été incorporées dans le salaire de l'emploi perdu. Le patrimoine total a un effet positif significatif sur le salaire d'acceptation; il fallait s'y attendre, étant donné que les biens du répondant peuvent l'aider à financer une période de recherche d'emploi productive. Les effets de divers types de dettes, s'ils ne sont pas tout à fait significatifs, sont affectés d'un signe positif dans cette équation. En effet, les personnes qui ont des obligations fixes élevées doivent toucher un salaire qui leur permette de les remplir. On pourrait penser que les chômeurs se trouvant dans cette situation sont disposés à accepter n'importe quel emploi pour éviter de manquer à leurs engagements. Il n'en va cependant pas ainsi, probablement parce que, dans le cas d'un prêt hypothécaire ou automobile, l'effet est le même qu'on manque un peu ou complètement à ses engagements.

Le fait de toucher des prestations d'assurance-chômage élève effectivement le salaire d'acceptation, comme le donne à penser la théorie économique. Cet effet est de 8 à 9 p. 100 plus fort chez les prestataires ayant droit à 50 semaines que chez les autres. De même, les personnes renouvelant une demande fixent un salaire d'acceptation significativement plus élevé que les autres, peut-être parce qu'un grand nombre d'entre elles sont des travailleurs saisonniers. Ceux-ci n'ont en effet aucun intérêt à diminuer leur salaire d'acceptation. Il est très probable que la date de réemploi ne dépende pas du salaire attaché au nouvel emploi. On pourrait dire que ces personnes font la queue pour avoir un emploi plutôt qu'elles n'en cherchent un. Fait intéressant, il n'y a pas de différence statistiquement significative, à l'égard de l'effet sur le salaire d'acceptation, entre les chômeurs qui renouvellent une demande et ceux pour qui ce n'est pas le cas, encore que l'estimation ponctuelle de cet effet soit légèrement inférieure pour ceux qui renouvellent une demande.

Dynamique du salaire d'acceptation

Nous permettons ici à l'assurance-chômage d'avoir un effet aussi bien sur les niveaux de départ du salaire d'acceptation que sur leurs variations temporelles. La plupart des résultats présentés plus haut dans la présente section à l'égard des variables constantes sur la durée (patrimoine, ancien salaire, etc.) demeurent valables dans un cadre d'analyse dynamique. Les effets de l'assurance-chômage sur les niveaux de départ du salaire d'acceptation restent affectés du signe prévu, mais se révèlent un peu moins significatifs qu'ils ne l'étaient dans les régressions statiques.

Il se pourrait qu'il existe un rapport de causalité réciproque entre le salaire d'acceptation et la durée de chômage. S'il est vrai qu'un chômage de longue durée peut amener les gens à réduire leurs exigences salariales, il est également vrai que, toutes choses restant égales par ailleurs, les salaires d'acceptation élevés font durer les périodes de chômage plus longtemps. C'est là l'explication la plus vraisemblable du coefficient positif (mais non significatif) dont est affectée la durée de chômage à la première colonne du tableau 6. Dans cette colonne, nous donnons les résultats de calculs non corrigés en fonction de la simultanéité. Dans les trois autres colonnes, nous donnons les résultats des diverses démarches par lesquelles nous avons corrigé les données en ce sens. Dans les trois opérations, la période de chômage écoulée avait un effet négatif sur le salaire d'acceptation, mais cet effet n'était significatif que dans un cas. À tout prendre, ces résultats donnent à penser que les chômeurs réduisent dans une certaine mesure leurs exigences salariales au cours d'une période de chômage, mais que cet effet est faible.

Le fait de toucher des prestations d'assurance-chômage influe sur le temps que les chômeurs mettent à réduire leurs exigences salariales plutôt qu'il ne les fait simplement augmenter d'une quantité constante du commencement à la fin de la période de chômage. En fait, étant donné que les personnes se trouvant dans une situation identique — mis à part le fait d'être ou non prestataires de l'assurance-chômage — devraient avoir le même salaire d'acceptation une fois épuisé le droit aux prestations, il faut permettre au coefficient affectant la durée de chômage de varier selon l'admissibilité à l'assurance-chômage.

Tableau 6
Déterminants du salaire d'acceptation pendant la période de chômage
(Variable dépendante : logarithme du salaire d'acceptation pendant
la période de chômage)

	MCO ¹	MC 2 ét. ²	MC 2 ét. ²	MC 2 ét. ³
Admissibilité à l'a.-c. (référence : 50 semaines)				
Non admissible à l'a.-c.	-0,0472 (0,0273)		-0,0488 (0,0274)	-0,0596 (0,0336)
Admissible à moins de 30 semaines	-0,0609 (0,0421)		-0,0636 (0,0398)	-0,1038 (0,0541)
Admissible à 30-39 semaines	-0,0384 (0,0232)		-0,0599 (0,0243)	-0,0594 (0,0263)
Admissible à 40-49 semaines	-0,0073 (0,0173)		-0,0084 (0,0173)	-0,0135 (0,0166)
Logarithme (total versements maison)	0,0050 (0,0026)	0,0071 (0,0028)	0,0064 (0,0028)	0,0060 (0,0027)
Logarithme (patrimoine total)	0,0033 (0,0019)	0,0059 (0,0022)	0,0052 (0,0022)	0,0018 (0,0024)
Prêt voiture	-0,0021 (0,0154)	-0,0235 (0,0163)	-0,0313 (0,0165)	-0,0221 (0,0207)
Autres dettes	0,0235 (0,0142)	0,0221 (0,0144)	0,0217 (0,0144)	0,0249 (0,0143)
Logarithme (salaire emploi perdu)	0,3185 (0,0172)	0,4609 (0,0231)	0,4542 (0,0236)	0,3050 (0,0263)
Renouvellement de demande	0,0319 (0,0213)			
Logarithme (durée de chômage)	0,0162 (0,0131)	-0,0267 (0,0348)	-0,0715 (0,0384)	-0,1936 (0,1300)
Nombre d'observations	2 669	2 669	2 669	2 669
R au carré corrigé	0,3685	0,2815	0,2839	0,3681

Notes :

Nous avons introduit sans les indiquer des variables exogènes neutralisant l'âge, l'âge au carré, le sexe, la situation matrimoniale, la durée d'occupation, la syndicalisation, l'appartenance à une minorité, l'état de personne handicapée et le taux de chômage régional, ainsi que onze variables fictives relatives à la province de l'emploi perdu et neuf relatives à l'instruction. Toutes les variables introduites sont indiquées.

Nous avons exclu le nombre d'heures relatif à l'emploi perdu et le renouvellement de demande pour isoler l'équation. Les erreurs-types sont données entre parenthèses.

On trouvera au tableau 7 les résultats de calculs dans lesquels nous permettons justement une interaction de cette nature entre les variables d'admissibilité et la durée de chômage écoulée. Ces résultats ne s'organisent pas selon une structure nette et sans ambiguïté. Les résultats de ce calcul sont plus évidents à la figure 3, qui montre la dépendance estimée entre la durée de chômage et le salaire d'acceptation sur la base des coefficients de régression. Ces résultats révèlent que les chômeurs ayant touché 50 semaines de prestations initiales et ceux ayant touché de 30 à 39 semaines de prestations de cette nature ont à peu près le même salaire d'acceptation au moment de l'épuisement de leurs droits. Il est à noter que le niveau absolu du salaire d'acceptation donné dans ce graphique n'est pas significatif, étant donné que celui-ci ne montre que la contribution des coefficients à l'égard de la durée de chômage et n'explique pas le rôle des autres variables explicatives.

Tableau 7
Déterminants du salaire d'acceptation pendant la période de chômage et interaction de la durée du chômage et de la situation par rapport à l'assurance-chômage (Variable dépendante : logarithme du salaire d'acceptation pendant la période de référence)

	MC 2 ét. ¹	MC 2 ét. ²	MC 2 ét. ³
Admissibilité à l'a.-c.			
Non admissible à l'a.-c.*	-0,0882	-0,2422	-0,0488
logarithme (durée de chômage)	(0,0409)	(0,1583)	(0,0274)
Admissible à moins de 30 semaines*	-0,0937	-0,0670	-0,0636
logarithme (durée de chômage)	(0,0441)	(0,1803)	(0,0398)
Admissible à 30-39 semaines*	-0,0921	-0,2051	-0,0599
logarithme (durée de chômage)	(0,0404)	(0,1449)	(0,0243)
Admissible à 40-49 semaines*	-0,0713	-0,1360	-0,0084
logarithme (durée de chômage)	(0,0385)	(0,1421)	(0,0173)
Admissible à 50 semaines*	-0,0681	-0,1915	-0,0084
logarithme (durée de chômage)	(0,0373)	(0,1337)	(0,0173)
Logarithme (total versements maison)	0,0064	0,0060	0,0064
	(0,0028)	(0,0027)	(0,0028)
Logarithme (patrimoine total)	0,0052	0,0019	0,0052
	(0,0022)	(0,0024)	(0,0022)
Prêt voiture	-0,0320	-0,0207	-0,0313
	(0,0165)	(0,0206)	(0,0165)
Autres dettes	0,0217	0,0246	0,0217
	(0,0144)	(0,0143)	(0,0144)
Logarithme (salaire emploi perdu)	0,4534	0,3058	0,4542
	(0,0236)	(0,0231)	(0,0236)
Nombre d'observations	2 669	2 669	2 669
R au carré corrigé	0,2842	0,3685	0,2839

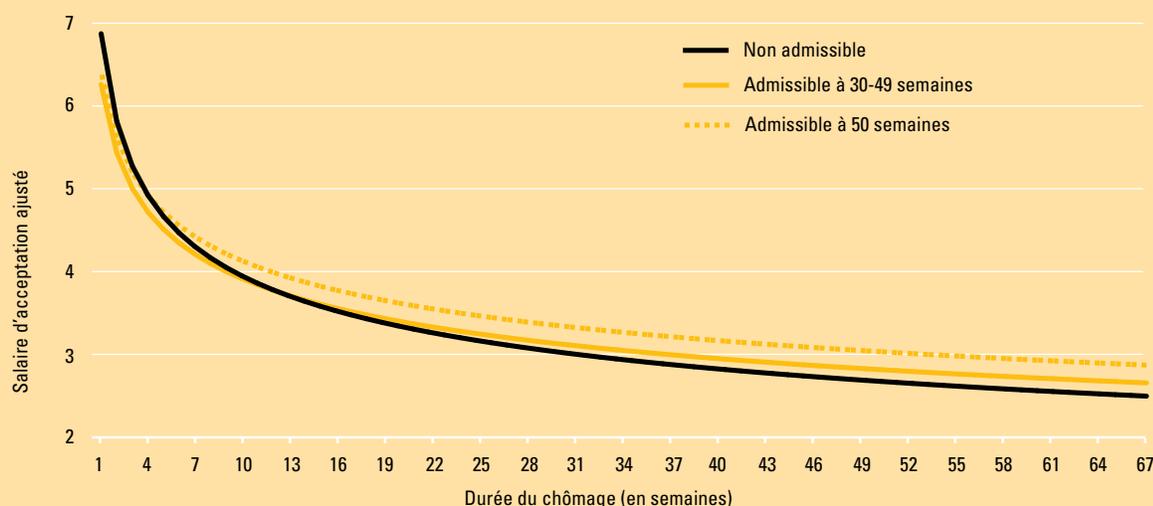
Notes:

Toutes les variables introduites sont indiquées.

Nous avons exclu le nombre d'heures relatif à l'emploi perdu et au renouvellement de la demande pour isoler l'équation.

Les erreurs-types sont données entre parenthèses.

Figure 3
Salaire d'acceptation ajusté selon la durée du chômage



5. Assurance-chômage et probabilité de réemploi



Le salaire d'acceptation, l'intensité de la recherche d'emploi et la fréquence des offres d'emploi déterminent ensemble la probabilité de réemploi. La fréquence des offres d'emploi est déterminée par les activités de recrutement des entreprises. La demande de main-d'œuvre des entreprises entraîne une plus ou moins forte probabilité d'offre d'emploi pour tout niveau donné d'intensité de la recherche d'emploi du chômeur. Malheureusement, il n'existe pas de mesure de la fréquence des offres d'emploi. Cependant, il est peu probable que les caractéristiques du programme d'assurance-chômage influent sur ce paramètre. Par conséquent, ce défaut de renseignements ne devrait pas biaiser les coefficients des variables relatives à l'assurance-chômage. Mais il est possible que cet effet de la fréquence des offres d'emploi biaise d'autres coefficients.

Pour étudier les effets de l'assurance-chômage sur la probabilité de réemploi, nous estimons un modèle de vraisemblance partielle de Cox comportant plusieurs covariables temporalisées. La spécification par la vraisemblance partielle de Cox du modèle de régression des hasards proportionnels prévoit un « hasard de référence » souple, qui nous permet de ne pas tenir compte de la plupart des distorsions potentielles de coefficients attribuables à une hétérogénéité inaperçue chez les travailleurs. En fait, l'hétérogénéité inaperçue est absorbée par la forme du hasard de référence, ce qui laisse les estimations de coefficients intactes. Dans le cadre de cette spécification, les coefficients sont interprétés comme des variations de pourcentage de la probabilité de réemploi à l'égard d'une variation unitaire d'une variable indépendante donnée.

Au tableau 8 nous présentons les résultats de l'estimation de plusieurs spécifications dans le cadre de l'équation de la probabilité de réemploi. Dans toutes les colonnes, sauf la première, figurent des variables explicatives temporalisées destinées à saisir le chemin dynamique de l'intensité de la recherche d'emploi et du salaire d'acceptation. Dans la première colonne, les probabilités de réemploi ne varient que selon les niveaux d'admissibilité à l'assurance-chômage. Dans ce cas, on constate des effets classiques de contre-incitation de l'assurance-chômage. Les personnes qui ne sont pas admissibles à l'assurance-chômage ont une probabilité de réemploi de 38 p. 100 plus élevée que les chômeurs ayant droit à 50 semaines de prestations. Chez ceux qui sont admissibles à l'assurance-chômage mais n'ont droit qu'à moins de 30 semaines de prestations, cet effet est même plus fort : leur probabilité de réemploi est en effet de 63 p. 100 supérieure à celle des prestataires ayant droit à 50 semaines. Évidemment, ces résultats ne montrent pas de quelle manière l'assurance-chômage influe sur la probabilité de réemploi; ils indiquent seulement les associations brutes relevées dans les données. Dans les deux autres colonnes, nous distinguons les effets de l'assurance-chômage attribuables à son influence sur le salaire d'acceptation de ses effets attribuables à son influence sur l'intensité de la recherche d'emploi.

On trouvera dans les colonnes 2 et 3 du tableau 8 les valeurs prévues de l'intensité de la recherche et du salaire d'acceptation, selon les descriptions données aux sections 4 et 5 ci-dessus. Comme ces mesures varient pour chaque interview, nous donnons une observation par interview et traitons les valeurs ajustées comme covariables temporalisées. L'intensité de la recherche d'emploi et le salaire d'acceptation, quand ils sont introduits seuls dans l'estimation, se trouvent

Les personnes qui ne sont pas admissibles à l'assurance-chômage ont une probabilité de réemploi de 38 p. 100 plus élevée que les chômeurs ayant droit à 50 semaines de prestations.

à avoir un effet contraire à celui que prévoyaient les modèles de recherche à fréquence constante des offres d'emploi : un salaire d'acceptation élevé augmente la probabilité de réemploi, tandis qu'un nombre élevé d'heures de recherche d'emploi a tendance à la faire diminuer. Ce résultat laisse supposer l'existence d'une cause commune du salaire d'acceptation, de l'intensité de la recherche d'emploi et de la probabilité de réemploi. Il confirme par ailleurs la conclusion de Devine et Kiefer (1993) selon laquelle les fluctuations de la fréquence des offres d'emploi, quand elles sont déterminées par la demande, ont tendance à faire augmenter la probabilité de réemploi et le salaire d'acceptation et à affaiblir l'intensité de la recherche d'emploi. Autrement dit, s'ils croient probable de trouver rapidement un nouvel emploi, les chômeurs risquent de fournir relativement moins d'efforts de recherche et de fixer un salaire d'acceptation relativement élevé. En dépit de ces choix, si l'information concernant les possibilités d'emploi sur laquelle ils se fondent au départ était correcte, ils n'en trouveront pas moins un emploi rapidement.

Si l'on suppose l'existence d'une hétérogénéité de cette nature chez les chômeurs de notre échantillon, cette hétérogénéité produirait exactement le genre de coefficients que nous obtenons ici à l'égard du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche. Les résultats obtenus à l'égard du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche d'emploi ne sont donc pas attribuables à un défaut de notre cadre de recherche; ils montrent plutôt la nécessité d'un modèle complet de recherche d'emploi, où seraient prises en considération les influences relatives aussi bien à l'offre qu'à la demande, pour expliquer la probabilité de réemploi. Comme les données de l'EPCC ne nous fournissent pas les variables relatives à la demande dont nous aurions besoin, la seule façon de tester leur importance est d'examiner les signes des variables relatives à l'offre que renferme cet ensemble de données.

Cette interprétation des résultats est correcte dans la mesure où les variables introduites comme facteurs explicatifs dans les équations du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche d'emploi saisissent cette information touchant les perspectives de réussite des chercheurs d'emplois. Si les variations de cette nature dominent les variations du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche d'emploi, ces variables montrent simplement les réactions optimales des chômeurs, étant donné leurs possibilités de réemploi telles qu'ils les perçoivent. Ces possibilités perçues sont absentes des équations, de sorte que les variables du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche d'emploi jouent un rôle supplétif et que leurs coefficients sont donc biaisés par omission de variables.

La troisième colonne du tableau 8 indique le salaire d'acceptation, l'intensité de la recherche d'emploi, l'admissibilité à l'assurance-chômage et les variables socio-économiques observables. Dans cette spécification, un certain nombre de variables influent de manière significative sur la probabilité de réemploi. Celle-ci augmente pour les hommes, pour les travailleurs ayant perdu un emploi saisonnier et pour ceux à qui l'on a donné une date de retour à l'emploi qu'ils ont perdu. Les caractéristiques personnelles qui ont tendance à faire diminuer la probabilité de réemploi sont l'appartenance à une minorité, la durée d'occupation de l'emploi perdu et l'ancien salaire. L'instruction (non indiquée) a tendance à la faire augmenter, tandis que l'âge la fait d'abord augmenter, mais commence à exercer un effet négatif après 24 ans. La plupart de ces effets sont assez classiques et normalement attribués soit à la discrimination, soit à la préférence des employeurs pour les employés jeunes, de la formation desquels ils peuvent, sur une longue durée, attendre un rendement supérieur.

Tableau 8
Déterminants de la probabilité de réemploi (Estimation du hasard de retour au marché du travail selon la vraisemblance partielle de Cox)

Âge			0,0348 (0,0146)
Âge au carré			-0,0007 (0,0002)
Sexe masculin			0,1941 (0,0714)
Minorité			-0,2169 (0,0583)
Handicapé			-0,0821 (0,1869)
Durée d'occupation, emploi perdu			-0,0537 (0,0080)
Emploi saisonnier perdu			0,1272 (0,0549)
Emploi syndiqué perdu			0,0506 (0,0553)
Admissibilité à l'a.-c. (référence : 50 semaines)			
Non admissible à l'a.-c.	0,3775 (0,0613)		0,0731 (0,0713)
Admissible à moins de 30 semaines	0,6285 (0,0780)		0,2618 (0,0899)
Admissible à 30-39 semaines	0,2453 (0,0599)		0,0861 (0,0649)
Admissible à 40-49 semaines	0,0787 (0,0496)		-0,0707 (0,0534)
Logarithme salaire d'acceptation ajusté		0,4981 (0,0705)	0,9816 (0,2603)
Intensité recherche d'emploi ajustée		-0,1857 (0,0802)	-0,5696 (0,1566)
Logarithme salaire emploi perdu			-0,2419 (0,0955)
Taux de chômage régional			-0,0139 (0,0086)
Reçu avis			-0,0551 (0,0445)
Avait date de retour au travail			0,1840 (0,0859)
Prévoyait rappel			0,0443 (0,0502)
Nombre d'observations	6 070	6 070	6 070
Vraisemblance logarithmique x 2	86,29	50,68	547,93

Notes :

Nous avons introduit sans les indiquer onze variables fictives relatives à la province de l'emploi perdu et neuf relatives à l'instruction.

Les erreurs-types sont données entre parenthèses.

Le salaire d'acceptation et l'intensité de la recherche d'emploi gardent les mêmes signes qu'auparavant. L'importance de ces deux effets augmente cependant en valeur absolue. Ce résultat s'explique par l'introduction de variables telles que le salaire dans l'emploi perdu, qui sont des déterminants de ces deux variables. L'ancien salaire exerce un effet positif considérable par l'intermédiaire du salaire d'acceptation, lequel a tendance à faire augmenter la probabilité de réemploi, mais a aussi un effet direct négatif qui fait diminuer celle-ci. Dans la colonne 2, le salaire d'acceptation saisit aussi bien l'effet du salaire d'acceptation par rapport aux perceptions de la probabilité de réemploi que celui des efforts des travailleurs en vue de maintenir leur salaire au niveau antérieur. Quand on introduit directement la variable de l'ancien salaire, elle saisit ce dernier effet, et le salaire d'acceptation saisit l'effet des perspectives subjectives de réemploi plus complètement, de sorte que cette variable se voit affectée d'un coefficient plus positif. Les variables influant sur le salaire d'acceptation et sur l'intensité de la recherche d'emploi qui ne se trouvent pas aussi dans l'équation de la probabilité de réemploi sont principalement le patrimoine et les dettes. Nous avons exclu ces deux variables parce qu'on ne voit guère comment elles influeraient sur le réemploi, sauf par l'intermédiaire du salaire d'acceptation ou de l'intensité de la recherche d'emploi.

Les effets de contre-incitation de l'assurance-chômage sont sensiblement inférieurs dans la troisième colonne du tableau 8. Une fois introduites les autres variables explicatives, ces variables deviennent pour l'essentiel non significatives. Exception faite du groupe particulier des personnes admissibles à moins de 30 semaines de prestations, l'assurance-chômage n'a pas d'effet significatif sur la durée de chômage⁴. Ce résultat est assez prévisible, étant donné que la variable ajustée du salaire d'acceptation et, dans une moindre mesure, la variable de l'intensité de la recherche, ont aussi des composantes liées à l'assurance-chômage. Par ailleurs, les signes de ces deux variables ne semblent pas compatibles avec la thèse selon laquelle les contre-incitations attribuables à l'assurance-chômage joueraient par l'intermédiaire du salaire d'acceptation ou de l'intensité de la recherche d'emploi. De plus, une régression intermédiaire (non indiquée) révèle que ce ne sont pas les variables du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche qui enlèvent aux variables de l'assurance-chômage leur pouvoir explicatif, mais plutôt les variables sociodémographiques (âge, sexe, nature saisonnière de l'emploi, date de retour au travail, ancien salaire, etc.). Cet effet traverse en partie les variables saisonnières et pourrait indiquer l'existence d'une forte équivalence entre les effets traditionnels de contre-incitation de l'assurance-chômage et la nature saisonnière de l'emploi. D'autres variables démographiques contribuent aussi au caractère non significatif des variables de l'assurance-chômage.

Pour tester la robustesse de ces résultats, nous avons procédé à l'estimation en utilisant seulement une observation par période de chômage et en introduisant les valeurs réelles du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche d'emploi au début de cette période. Comme ces variables sont mesurées sans qu'on dispose d'information sur la réussite ou l'échec de la période de recherche d'emploi, il n'est pas nécessaire de les corriger en fonction des effets éventuels de rétroaction

4 Ce résultat ne change pas même lorsqu'on écarte de la régression les variables ajustées du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche.

inverse attribuables à la durée écoulée (tableau 9). Ces résultats révèlent certaines différences intéressantes. Ainsi l'âge a-t-il maintenant un effet positif dans la plus grande partie de l'échantillon. Le salaire attaché à l'emploi perdu, s'il n'est pas devenu tout à fait significatif au niveau de 5 p. 100, est maintenant affecté d'un signe positif plutôt que négatif. Les autres effets restent les mêmes sur le plan qualitatif, mais l'importance quantitative des effets du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche d'emploi diminue sensiblement. On s'en étonnera peut-être, étant donné qu'il s'agit là de variables réelles plutôt que de valeurs prévues tirées d'équations d'estimation. Cependant, nous n'avons pas utilisé la dynamique de ces variables au tableau 9. Les effets de contre-incitation de l'assurance-chômage sont faibles en l'occurrence, comme elles le sont dans la dernière colonne du tableau 8, mais ce résultat peut s'expliquer par certaines des variables sociodémographiques de l'équation.

Notre première conclusion est que si nous avons pu modéliser avec un certain succès le salaire d'acceptation et l'intensité de la recherche d'emploi, nous manquons encore de données touchant ce qui est peut-être le facteur déterminant le plus important de ces variables, à savoir la manière dont les chômeurs perçoivent leurs possibilités de réemploi. Ce facteur, que nous ne pouvons que déduire indirectement, influe sur l'intensité de la recherche d'emploi et le salaire d'acceptation aussi bien que sur la probabilité de réemploi. C'est là un point important, étant donné qu'on s'accorde de plus en plus pour dire que les influences relatives à la demande sont les déterminants les plus importants de la probabilité de réemploi. Comme le faisaient remarquer Devine et Kiefer (1993) : « Il semble ressortir des études du marché du travail relatives aussi bien à l'offre qu'à la demande que la variation de la fréquence des offres d'emploi d'une personne à l'autre joue un rôle plus important dans la durée du chômage que la variation des salaires d'acceptation. » Nos résultats nous poussent à souscrire à cette hypothèse.

Notre deuxième conclusion concerne l'effet de contre-incitation de l'assurance-chômage. Comme nous l'avons vu, lorsque toutes les covariables sont introduites dans la régression, l'assurance-chômage se révèle n'avoir qu'un effet marginal sur la durée de chômage, et ce, en dépit du fait qu'elle exerce un effet considérable de contre-incitation lorsqu'on n'introduit pas d'autres variables de neutralisation. Ce résultat est en contradiction avec ceux de la plupart des publications du domaine, et il peut être simplement attribuable à la richesse exceptionnelle de notre ensemble de données. En effet, contrairement aux autres ensembles de données, celui dont nous nous servons ici contient des renseignements sur les caractéristiques socio-économiques des travailleurs et sur leurs anciens emplois. L'introduction des caractéristiques de l'ancien emploi, qui isole l'effet de la participation au marché du travail, explique peut-être pourquoi nous n'avons pas constaté d'effet de contre-incitation : il est très probable qu'une forte participation au marché du travail soit en corrélation avec de longues périodes de chômage. La recherche d'un nouvel emploi est certainement une affaire plus sérieuse pour la personne qui prévoit l'occuper durant 10 ou 20 ans que pour celle qui prévoit ne l'occuper qu'une dizaine de jours. Au Canada, la participation au marché du travail est aussi en corrélation avec des prestations élevées.

Tableau 9
Déterminants de la probabilité de réemploi sans variables explicatives
temporalisées (Estimation du hasard de retour au marché du travail selon
la vraisemblance partielle de Cox)

Âge	0,0558	(0,0137)
Âge carré	-0,0003	(0,0002)
Sexe masculin	0,2417	(0,0491)
Minorité	-0,2500	(0,0605)
Handicapé	-0,0426	(0,2001)
Durée d'occupation, emploi perdu	-0,0396	(0,0088)
Emploi saisonnier perdu	0,1379	(0,0512)
Emploi syndiqué perdu	-0,0261	(0,0525)
Admissibilité à l'a.-c. (référence : 50 semaines)		
Non admissible à l'a.-c.	0,0823	(0,0719)
Admissible à moins de 30 semaines	0,4012	(0,0871)
Admissible à 30-39 semaines	0,0938	(0,0671)
Admissible à 40-49 semaines	-0,0367	(0,0543)
Logarithme salaire d'acceptation	0,0817	(0,0495)
Intensité de la recherche	-0,0567	(0,0270)
Logarithme salaire emploi perdu	0,0971	(0,0537)
Taux de chômage régional	-0,0249	(0,0085)
Reçu avis	-0,00636	(0,0461)
Avait date de retour au travail	0,0448	(0,0947)
Prévoyait d'être rappelé	0,0343	(0,0519)
Nombre d'observations	3 094	
Vraisemblance logarithmique x 2	363,65	

Notes :

Nous avons introduit sans les indiquer onze variables fictives relatives à la province de l'emploi perdu et neuf relatives à l'instruction.

Les erreurs-types sont données entre parenthèses.

6. Assurance-chômage et salaire postérieur au déplacement



Quels sont les déterminants du salaire attaché au premier emploi obtenu après une période de chômage? Au tableau 10 on montre l'effet de l'assurance-chômage et d'autres variables sur le salaire postérieur au déplacement. Ces valeurs sont les résultats d'une régression appliquée au salaire postérieur au déplacement qui introduit une correction en fonction des effets de simultanéité aussi bien que de la distorsion éventuelle attribuable à l'exclusion des personnes qui n'ont pas trouvé de nouvel emploi. Plusieurs de ces résultats valent qu'on s'y arrête. Le nouveau salaire (même après neutralisation de l'ancien) est fortement associé au niveau d'instruction du travailleur. Les salaires baissent plus chez les travailleurs peu instruits. Ils baissent respectivement de 16 et de 11 p. 100 de plus chez les travailleurs n'ayant fait que le cours primaire ou des études secondaires partielles que chez les titulaires d'un grade universitaire. Deuxièmement, les salaires baissent moins avec l'âge jusqu'à 50 ans, seuil à partir duquel ils deviennent une fonction croissante de l'âge. C'est à notre connaissance la première fois que ce résultat apparaît dans la recherche sur les travailleurs déplacés. On peut, pour la première fois, en conclure que la dernière récession a fait plus de tort aux jeunes travailleurs qu'aux plus âgés.

Nous ajoutons directement la variable du salaire d'acceptation à cette équation parce qu'il n'y a pas de risque de simultanéité. Cependant, l'intensité de la recherche d'emploi doit être corrigée en fonction de la simultanéité, étant donné qu'elle n'est déclarée qu'après que la recherche a commencé. Les salaires d'acceptation élevés ont tendance à faire augmenter les salaires postérieurs au déplacement d'environ 25 p. 100, encore que ce chiffre soit affecté d'une variance significative. L'intensité de la recherche d'emploi n'influe pas sur le nouveau salaire. Il n'y a peut-être pas lieu de s'en étonner, étant donné l'absence de variation de notre mesure ajustée de l'intensité de la recherche d'emploi.

La correction en fonction de la distorsion du choix d'échantillon, la mesure de la durée de chômage et le taux de chômage régional n'influent pas de manière significative sur le nouveau salaire. Les travailleurs qui ne sont pas admissibles à l'assurance-chômage ou qui ont droit à moins de 30 semaines de prestations perdent environ 6 p. 100 de plus que ceux qui sont admissibles à 50 semaines. Nos estimations de l'effet de l'assurance-chômage sur les nouveaux salaires selon diverses spécifications nous amènent systématiquement au résultat, qui s'avère très robuste, selon lequel les travailleurs non admissibles à l'assurance-chômage et les travailleurs admissibles à moins de 30 semaines de prestations perdent de 5 à 8 p. 100 de plus de leur salaire que ceux qui ont droit à 50 semaines (tableau 11). Ces résultats sont compatibles avec ceux de Crémieux *et al.* (1994), dont ils sont aussi très proches.

... les travailleurs non admissibles à l'assurance-chômage et les travailleurs admissibles à moins de 30 semaines de prestations perdent de 5 à 8 p. 100 de plus sur leur salaire que ceux qui ont droit à 50 semaines.

Tableau 10
Estimation du salaire de réembauchage par la méthode des moindres carrés à deux degrés (Variable dépendante : valeur logarithmique du nouveau salaire horaire)

Âge	0,016	(0,007)
Âge au carré	-0,001	(0,001)
Homme	0,029	(0,033)
Marié	0,034	(0,019)
Minorité	0,006	(0,030)
Handicapé	0,048	(0,113)
Ancienneté dans l'emploi perdu	-0,006	(0,004)
Valeur logarithmique du salaire de l'emploi perdu	0,254	(0,037)
Valeur logarithmique de la durée du chômage	-0,025	(0,098)
Valeur logarithmique des heures travaillées dans le nouvel emploi	0,060	(0,100)
Nouvel emploi syndiqué	0,127	(0,022)
Interview en anglais	-0,024	(0,029)
Admissibilité à l'a.-c. (référence : 50 semaines)		
Non admissible à l'a.-c.	-0,072	(0,031)
Admissible pour moins de 30 semaines	-0,081	(0,037)
Admissible pour 30-39 semaines	-0,005	(0,029)
Admissible pour 40-49 semaines	0,003	(0,021)
Province (référence : Yukon ou manquant)		
Terre-Neuve	-0,161	(0,104)
Île-du-Prince-Édouard	0,027	(0,081)
Nouvelle-Écosse	-0,143	(0,081)
Nouveau-Brunswick	-0,058	(0,079)
Québec	-0,028	(0,077)
Ontario	-0,115	(0,088)
Manitoba	-0,007	(0,087)
Saskatchewan	-0,047	(0,079)
Alberta	-0,004	(0,081)
Colombie-Britannique	0,275	(0,145)
Territoires du Nord-Ouest	0,017	(0,086)
Niveau d'instruction (référence : attestation de métier)		
Primaire	0,020	(0,150)
Secondaire partiel	-0,186	(0,048)
Secondaire	-0,123	(0,036)
Collégial partiel	-0,097	(0,030)
Collégial	-0,019	(0,039)
Universitaire partiel	-0,039	(0,038)
Baccalauréat	-0,071	(0,052)
Diplôme professionnel	0,034	(0,047)
Grade universitaire plus élevé	-0,024	(0,084)
Taux de chômage régional	0,003	(0,004)
Valeur logarithmique du salaire d'acceptation	0,280	(0,036)
Intensité de la recherche ajustée	-0,039	(0,075)
Lambda (correction pour tenir compte du biais de sélection)	0,083	(0,356)
Nombre d'observations	2 201	
R carré ajusté	0,434	

Tableau 11
Effets de l'assurance-chômage sur la rémunération obtenue après la perte
d'un emploi (Variations du nouveau salaire en pourcentage de l'ancien
salaire. Référence : chômeurs admissibles à 50 semaines d'a.-c.)

Admissibilité (semaines)	Modèle de forme réduite	MCO	MCO avec correction pour tenir compte du biais de sélection	Estimation IV
0	-0,0768 (-2,692)	-0,0578 (-2,203)	-0,0591 (-2,216)	-0,0723 (-2,357)
1 à 29	-0,0512 (-1,519)	-0,0483 (-1,558)	-0,0495 (-1,580)	-0,0813 (2,184)
30 à 39	-0,0276 (-0,997)	-0,0099 (-0,410)	-0,0114 (-0,462)	0,0054 (0,186)
40 à 49	0,0050 (0,238)	-0,0006 (0,031)	0,0002 (0,011)	0,0030 (0,141)
50	0	0	0	0

Notes :

Les statistiques t sont entre parenthèses.

Deux mille neuf cent sept personnes ayant perdu leur emploi, âgées de 20 à 65 ans, ne sont pas retournées travailler pour leur ancien employeur et ont trouvé un emploi avant la fin de l'enquête.

Les régressions englobent des variables de contrôle qui tiennent compte du sexe, de l'état matrimonial, du salaire perdu, de l'ancienneté dans l'emploi précédent, de la situation syndicale, des heures travaillées, de la durée du chômage, de la langue, de l'appartenance à une minorité, de la situation d'handicapé, du taux de chômage régional, de l'âge, de la province, du poste occupé, de l'éducation et du salaire d'acceptation au moment de la perte de l'emploi.

Dans l'estimation IV, la durée du chômage, le salaire d'acceptation et les heures travaillées deviennent des variables instrumentales. La situation du chef du ménage, la province et le poste occupé dans l'emploi perdu, ainsi que des renseignements sur l'avoir et les dettes du répondant, sont les autres variables utilisées. Ces variables ont également servi à calculer la forme réduite du modèle.



... certains travailleurs sont souvent en chômage mais pendant des périodes relativement courtes, tandis que d'autres sont rarement en chômage mais, lorsqu'ils le sont, la période de chômage est plus longue.

7. Antécédents au titre de l'assurance-chômage et comportement du chômeur

Une question intéressante qui se pose pour l'élaboration des politiques est de savoir si les périodes antérieures de chômage et le recours à l'assurance-chômage ont généralement un effet sur la durée de la période actuelle. En premier lieu, le fait d'avoir demandé des prestations d'a.-c. dans le passé augmente-t-il la probabilité qu'une personne en demande de nouveau? Nous ne pouvons pas répondre à cette question ici parce que les données de l'EPCC ne tiennent compte que des personnes qui ont cessé d'occuper leur emploi. Pour ce faire, il faudrait voir si la probabilité d'une cessation d'emploi est influencée par le recours antérieur à l'assurance-chômage.

Il est par ailleurs possible d'étudier deux autres hypothèses à l'aide des données de l'EPCC.

- 1) Les prestataires d'assurance-chômage ont-ils plus souvent tendance à faire des demandes pour des périodes plus longues?
- 2) Les demandes de prestations s'appliquent-elles à des périodes progressivement plus longues?

Pour étudier ces hypothèses, nous avons réalisé une régression semblable à celles qui sont présentées au tableau 10, mais en faisant davantage appel aux antécédents du répondant au titre de l'assurance-chômage (tableau 12). Comme on s'y attendait, ces variables contextuelles ont une forte incidence sur la probabilité de réemploi. On a observé que la probabilité de réemploi était généralement plus faible chez les prestataires dont la durée moyenne de la période de prestations était plus longue et chez ceux dont les prestations moyennes par demande étaient plus élevées. D'autre part, le montant des prestations par demande peut être tout simplement attribuable à l'omission de variables individuelles qui tendent à réduire le taux de succès de la recherche d'emploi et par conséquent à augmenter la durée moyenne de l'ensemble des périodes de chômage. Le nombre de demandes antérieures, le caractère saisonnier de l'emploi perdu et le renouvellement d'une demande ont tous pour effet d'accroître la probabilité de réemploi. Cette constatation peut être due au fait que ces caractéristiques sont associées à des périodes de chômage courtes et fréquentes.

Les résultats mettent en évidence une dichotomie dans le chômage au Canada : certains travailleurs sont souvent en chômage mais pendant des périodes relativement courtes, tandis que d'autres sont rarement en chômage mais, lorsqu'ils le sont, la période de chômage est plus longue. Plusieurs caractéristiques laissent supposer que pour ceux qui ont recours à l'assurance-chômage de façon saisonnière et répétitive, la période actuelle de chômage sera courte. Il s'agit de personnes qui ont perdu un emploi saisonnier, renouvelé leur demande de prestations ou présenté un nombre élevé de demandes antérieures. En revanche, une longue période antérieure de chômage annonce une période actuelle plus longue. C'est le cas notamment des prestataires pour lesquels le montant des prestations est élevé ou qui ont reçu des prestations pendant un grand nombre de semaines par période.

Tableau 12
Antécédents au titre de l'assurance-chômage et facteurs déterminants
de la probabilité de réemploi (Estimations de la probabilité de transition
à l'emploi par la méthode de la vraisemblance partielle des risques
proportionnels de Cox)

Emploi saisonnier perdu	0,1384	(0,0559)
Renouvellement d'une demande	0,1026	(0,0569)
Nombre de demandes antérieures	0,0412	(0,0071)
Nombre moyen de semaines par demande	-0,4722	(0,0752)
Moyenne des prestations par demande	-0,1415	(0,0633)
Nombre d'observations	5 922	
Vraisemblance logarithmique x 2	916,03	

Notes :

La spécification utilisée est celle du tableau 10, à la colonne 3. Les variables contextuelles sont ajoutées.

L'erreur-type est présentée entre parenthèses.

Ces résultats dénotent à la fois la dualité du chômage — périodes brèves et fréquentes ou longues et espacées — et l'incidence des antécédents des travailleurs au titre de l'assurance-chômage sur leur situation actuelle. Les antécédents des travailleurs au titre de l'assurance-chômage présentés au tableau 13 viennent conforter cette conclusion. Dans la première colonne figurent les régressions du nombre de semaines durant lesquelles des prestations ont été versées au cours de la plus récente période de chômage par rapport au nombre de demandes de prestations présentées et au nombre de semaines pendant lesquelles des prestations ont été payées par suite de demandes antérieures. Il en ressort clairement un effet négatif faible, quoique significatif, du nombre de demandes de prestations antérieures sur la durée des périodes actuelles, ainsi qu'un modeste effet positif sur la durée des périodes antérieures. En règle générale, plus le nombre de périodes antérieures est grand, plus les périodes sont courtes; en outre, les prestataires dont les périodes antérieures ont été longues connaîtront des périodes de chômage plus longues.

Nous ne disposons pas d'assez d'observations pour conclure à une dépendance à l'assurance-chômage. L'auto-corrélation positive de la durée des périodes de chômage, mesurée par le nombre de semaines de prestations, pourrait simplement être due aux caractéristiques récurrentes du travailleur. Elle ne serait donc pas attribuable au fait que les périodes de chômage s'allongent à mesure que le chômeur prend goût aux prestations d'a.-c. Pour tenir compte de cette possibilité, on a introduit dans la régression une mesure d'effets fixes particuliers. La durée moyenne des périodes *par prestataire* a été soustraite de la durée des périodes actuelles et passées pour éliminer les effets individuels sur la durée de l'ensemble des périodes.

Les résultats des régressions corrigées sont présentés à la deuxième colonne du tableau 13. Le nombre de périodes antérieures a toujours un effet négatif sur le nombre de semaines pendant lesquelles des prestations d'a.-c. ont été payées durant la période en cours, même une fois corrigé des effets individuels. Or, les prestataires qui présentent plus souvent des demandes vont probablement passer plus souvent d'une situation de chômage à une situation d'emploi, alors que le contraire s'applique aux prestataires qui présentent des demandes moins

fréquentes. Par contre, lorsque les effets individuels sont éliminés, le nombre de semaines de prestations au cours des périodes antérieures a un effet négatif sur le nombre de semaines de prestations pendant la période actuelle. Sans correction des effets individuels, la durée des périodes de chômage antérieures a tendance à faire augmenter la durée de la période actuelle. Cette constatation vient réfuter la thèse voulant que le chômeur a une faim insatiable de prestations, une faim que chaque période de chômage ne fait qu'entretenir.

Tableau 13
Antécédents au titre de l'assurance-chômage et durée du chômage
(Variable dépendante : nombre de semaines pendant lesquelles
des prestations ont été payées par suite de la plus récente demande
de prestations)

	Niveau	Écart par rapport à la moyenne
Nombre de demandes de prestations présentées	-0,8678 (0,0603)	-0,6196 (0,0489)
Nombre de semaines pendant lesquelles des prestations ont été payées par suite de la dernière demande	0,0941 (0,0134)	-0,0322 (0,0128)
Nombre de semaines pendant lesquelles des prestations ont été payées par suite de l'avant-dernière demande	0,0598 (0,0133)	-0,3618 (0,0128)
Nombre de semaines pendant lesquelles des prestations ont été payées par suite de l'avant-avant-dernière demande	0,0418 (0,0133)	-0,3866 (0,0128)
Nombre d'observations	6 900	6 900
R carré ajusté	0,0399	0,2243

Notes :

Pour ces régressions, on a fait uniquement appel aux prestataires ayant connu quatre périodes de chômage ou plus. L'erreur-type est indiquée entre parenthèses.

En ce qui concerne les antécédents au titre de l'assurance-chômage et au comportement du chômeur, nos conclusions diffèrent de celles de Lemieux et MacLeod (1995) et de Corak et Pyper (1995) pour deux raisons principales. D'abord, nous avons tenté d'expliquer le nombre de semaines de prestations pour la période actuelle en fonction des antécédents, tandis que Lemieux et MacLeod ont examiné les déterminants de la probabilité qu'une demande de prestations soit présentée. Deuxièmement, nous cherchons à tenir compte de la *nature* des anciens emplois (S'agit-il d'emplois saisonniers? Traduisent-ils une situation précaire? etc.), alors que Lemieux et MacLeod ne se sont pas penchés sur cet aspect à cause des limites de leurs données. Si nous n'introduisons pas de variables de contrôle pour tenir compte des caractéristiques individuelles, nos résultats correspondent étroitement à ceux de Lemieux et MacLeod. Dans nos deux études, le recours à l'assurance-chômage, mesuré par la probabilité ou la durée d'un tel

recours, a un rapport positif avec la réception de prestations d'a.-c. dans le passé.

Or, on a prétendu que ce résultat serait simplement dû au fait que l'hétérogénéité non observée des prestataires laisse supposer à tort un état de dépendance face à l'assurance-chômage. Nous avons tenté ici de répondre à cette critique en faisant appel à une structure plus théorique. Supposons que la durée que la t^e période de chômage assurée pour la personne i est déterminée par la relation suivante :

$$d_{i,t} = \alpha d_{i,t-1} + \beta x_i + \varepsilon_{i,t}$$

Ici la durée de la t^e période de chômage assurée dépend d'un élément propre à la personne, x_i , et d'un effet dû à la durée de la période d'a.-c. antérieure, $d_{i,t-1}$. Selon l'hypothèse de la dépendance, $\alpha > 0$, étant donné que les personnes prennent goût à l'assurance-chômage. Cette situation a été étudiée par Heckman et Borjas (1980); ces derniers prétendent que le traitement erroné de variables non mesurées donne lieu à une relation conditionnelle entre le chômage futur et passé qui est attribuable uniquement à l'hétérogénéité non contrôlée. Même si leur étude a porté sur le chômage au lieu de la réception de prestations d'a.-c., leur argument s'applique ici.

L'omission du terme d'hétérogénéité x_i crée un biais à la hausse lorsque nous calculons α . La raison en est que l'auto-corrélation positive de l'effet individuel x_i suppose que la corrélation de x_i avec $d_{i,t-1}$ comporte le même signe que β . (Par souci de simplicité, x_i ne fluctue pas en fonction du temps ici, mais s'il le faisait, on observerait presque certainement une auto-corrélation positive.) Dans ce cas, le biais que comporte l'estimation du coefficient α est déterminé par :

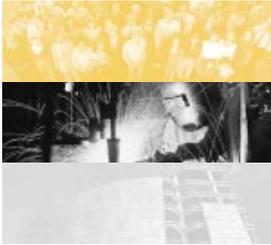
$$\text{biais} = \beta(d'_{i,t-1} d_{i,t-1})d'_{i,t-1}x_i$$

et

$$\text{signe}[\text{biais}] = (\text{signe}[\beta])^2 > 0.$$

Autrement dit, si le terme propre à la personne n'est pas important (soit $\beta = 0$), une régression transversale de $d_{i,t}$ sur $d_{i,t-1}$ devrait donner lieu à un coefficient positif s'il existe un effet de dépendance. En cas de retour vers une durée moyenne, les coefficients devraient être négatifs, parce que les périodes longues seront annulées par de courtes périodes futures. Notre analyse avec un décalage peut facilement s'appliquer à des décalages multiples de $d_{i,t}$ comme nous les avons utilisés dans ce rapport. Lorsque le terme propre à la personne x_i a un effet vraiment significatif, alors $\beta > 0$ et la régression simple décrite plus haut n'a plus de valeur à cause de la présence d'un biais. En effet, les éléments propres à la personne des durées $d_{i,t}$ peuvent engendrer une relation positive, même s'il existe en réalité un coefficient α vraiment négatif. Pour éviter que cela se produise, nous supprimons la durée moyenne de la période pour la personne, ce qui a pour effet d'éliminer les effets fixes x_i de nos données sur les durées du chômage.

Sans être parfaite, notre méthode est à la fois claire et efficace; quoiqu'il en soit, nous ne pouvons guère faire mieux vu l'objet de notre étude. Le changement du signe du coefficient α qui est observé lorsque notre correction est effectuée laisse fortement entendre que les effets individuels font croire à une certaine dépendance dans les données de l'EPCC, ce qui rejoint en grande partie la conclusion de Heckman et Borjas.



*Nos résultats ...
mettent notamment
en doute les idées
reçues concernant
l'incidence des presta-
tions d'assurance-
chômage sur le
comportement
des travailleurs en
quête d'emploi.*

8. Conséquences du point de vue des politiques

Nos résultats sont riches d'enseignement en vue de l'élaboration des politiques. Ils mettent notamment en doute les idées reçues concernant l'incidence des prestations d'a.-c. sur le comportement des travailleurs en quête d'emploi. Nous avons relevé beaucoup moins de signes des effets négatifs de l'assurance-chômage que l'ensemble d'autres études.

Intensité de la recherche d'emploi

À l'instar de Crémieux *et al.* (1994), nous ne pouvons guère affirmer que l'intensité de la recherche d'emploi varie selon que les personnes reçoivent ou non des prestations d'a.-c. Par ailleurs, nous avons observé que celles qui occupent des emplois saisonniers y mettent effectivement moins d'ardeur. Pour autant que l'existence d'emplois saisonniers découle en partie de la nature du régime d'assurance-chômage, on peut supposer que celui-ci atténue, peut-être indirectement, les efforts déployés par les prestataires d'assurance-chômage pour trouver un emploi.

À première vue, la légère baisse d'intensité que nous avons observée et l'absence de répercussions marquées de l'assurance-chômage sur les efforts de recherche laissent croire que les personnes ne modifient pas systématiquement leurs efforts en fonction du régime d'assurance-chômage. Les incidences réelles de l'assurance-chômage sont imputables au fait que le régime favorise les emplois saisonniers et temporaires.

Assurance-chômage et salaire d'acceptation

Nous avons démontré que la durée des prestations d'a.-c. avait un effet positif, quoique faible, sur le salaire d'acceptation. Fait intéressant, l'incidence de l'assurance-chômage sur le salaire d'acceptation est quantitativement semblable à celle sur le nouveau salaire. On est donc amené à penser que l'effet positif de l'assurance-chômage sur les salaires peut précisément se faire ressentir par l'entremise du salaire d'acceptation. L'assurance-chômage peut permettre à des travailleurs de refuser des emplois qui ont peu de valeur à leurs yeux. En ce sens, l'assurance-chômage est une forme d'assurance sociale — ce pourquoi ce régime a été mis sur pied — en facilitant la transition d'un bon emploi à un autre. Elle ne semble pas créer des exigences salariales démesurées, parce que le salaire d'acceptation a des effets semblables à ceux du nouveau salaire. À cet égard, l'existence du régime d'assurance-chômage a manifestement un effet très favorable.

Assurance-chômage et probabilité de trouver un nouvel emploi

L'assurance-chômage a un effet peu significatif sur les probabilités de réemploi, une fois que d'autres variables explicatives sont incorporées dans l'équation. Ce constat est plutôt étonnant, car il se démarque nettement des études antérieures. Il faut toutefois faire preuve de prudence, parce que notre analyse tient compte de variables qui influent sur le recours à l'assurance-chômage, comme l'occupation d'un emploi saisonnier ou temporaire et le renouvellement d'une demande de prestations. En règle générale, les chercheurs ne disposent pas des données voulues

sur de telles variables. L'importance donnée aux périodes d'admissibilité à l'assurance-chômage dans les études antérieures peut traduire dans une certaine mesure les liens qui existent entre la nature de certains emplois et le régime d'assurance-chômage. La dépendance des personnes envers ce régime n'est peut-être pas en cause. Les travailleurs peuvent simplement s'adapter à une structure industrielle qui est favorisée par la nature même du régime d'assurance-chômage au Canada.

Assurance-chômage et salaire de réembauchage

Notre étude confirme les résultats obtenus par Crémieux *et al.* (1994) à partir des données du SNP. Les deux études ont permis d'obtenir sensiblement le même résultat : la rémunération des personnes qui ont touché des prestations d'a.-c. durant 30 semaines ou plus dépassait de 7 à 9 p. 100 celle des personnes qui n'avaient touché aucune prestation. Ainsi, la subvention à la recherche d'emploi que représente l'assurance-chômage est-elle efficace tant pour la personne que pour la société.

Étant donné que l'effet de l'assurance-chômage sur le nouveau salaire que nous avons constaté ici est essentiellement le même que celui qui a été dégagé par Crémieux *et al.* (1994), nous avons jugé utile de rappeler les conclusions de cette dernière étude. Les auteurs ont transformé de 7 à 9 p. 100 la hausse salariale attribuable à l'assurance-chômage en une augmentation annuelle de 1 280 \$ pour une personne qui recevait antérieurement un salaire horaire de 8 \$. En comparaison, le montant maximum des prestations (durant les 50 semaines) représente un montant de 8 800 \$. Par conséquent, une période de remboursement de neuf ans à un taux d'intérêt de 6 p. 100 serait suffisante pour qu'une personne considère que l'assurance-chômage est avantageuse.

Autrement dit, il pourrait être rentable pour une entreprise privée de verser des prestations d'a.-c. à la condition que les prestataires remboursent pendant un certain laps de temps une partie du salaire de leur nouvel emploi. Or, le ministre des Finances a déclaré récemment que le gouvernement cesserait de fournir des services qui peuvent être assurés par le secteur privé. Bien que cette analyse coûts-avantages laisse supposer que le secteur privé serait en mesure de fournir de l'assurance-chômage dans un monde où il n'existe aucune information privée, l'État doit néanmoins continuer d'offrir de l'assurance-chômage au public pour éviter les dangers moraux et les problèmes posés par une sélection défavorable.

Les données de l'EPCC ont l'avantage de fournir des renseignements sur les antécédents professionnels. Nous avons constaté qu'une très forte proportion de personnes visées par l'étude (86 p. 100) avaient reçu des prestations d'a.-c. En outre, le nombre moyen de demandes de prestations lorsque des prestations ont été versées se chiffre à 4,5. Étant donné qu'un grand nombre de personnes faisant partie de l'échantillon ont eu recours à l'assurance-chômage à maintes reprises et connaissent donc probablement le système, notre test de la productivité de l'assurance-chômage (mesurée par la durée de la période de chômage et le salaire de réembauchage) est jugé très solide. Malgré cela, nous avons constaté que l'assurance-chômage a pour effet d'augmenter le salaire de réembauchage et n'affaiblit pas l'intensité de la recherche d'emploi, sauf dans le cas des personnes occupant des emplois saisonniers ou temporaires.



9. Conclusion

La présente étude a fait appel aux données de l'Enquête par panel auprès de chômeurs canadiens (EPCC); d'une richesse sans précédent, ces données contiennent une foule de renseignements sur les caractéristiques individuelles ainsi que des mesures directes des salaires d'acceptation et de l'intensité de la recherche d'emploi des chômeurs. On y retrouve également des renseignements détaillés sur les antécédents professionnels des chômeurs durant plusieurs années. La qualité et l'étendue des données de l'EPCC nous ont permis de procéder à un examen particulièrement approfondi des liens existant entre l'assurance-chômage et le comportement économique. En raison de son caractère aléatoire, l'échantillon de l'EPCC était par ailleurs exceptionnellement représentatif.

Notre analyse de l'intensité de la recherche d'emploi révèle que l'assurance-chômage n'a aucune incidence directe à cet égard, même si elle se trouve à subventionner indirectement les secteurs d'activité saisonniers. Le caractère saisonnier de l'emploi perdu constitue en effet l'un des principaux facteurs qui déterminent l'intensité de la recherche d'emploi. Sans l'aide du fonds général de l'assurance-chômage, les secteurs d'activité saisonniers verraient sans doute leurs coûts augmenter parce qu'il leur faudrait verser des cotisations plus élevées à un fonds séparé ou verser des salaires supérieurs afin de compenser le manque à gagner des travailleurs pendant la morte-saison. Le niveau d'activité diminuerait, de même que le nombre de travailleurs occupés dans des secteurs saisonniers et bénéficiant de l'assurance-chômage pendant la morte-saison.

Un endettement élevé, hypothécaire ou autre, une longue ancienneté dans le poste perdu et un âge plus avancé favorisent tous une recherche d'emploi plus intense. Enfin, l'intensité de la recherche d'emploi n'a pas diminué de façon marquée selon la durée du chômage au cours de la période de 68 semaines couvertes par l'EPCC.

L'assurance-chômage a par ailleurs eu un effet positif sur le salaire d'acceptation. L'analyse dynamique a également révélé que ce salaire avait tendance à diminuer, quoique modérément, à mesure que le chômage se prolongeait.

La probabilité de réemploi des travailleurs est moins sensible à l'assurance-chômage que ce que laissaient croire des études antérieures. Ce résultat est dû en partie au fait que nous avons tenu compte du caractère saisonnier ou temporaire des emplois, des antécédents au titre de l'assurance-chômage et des caractéristiques individuelles. Les études qui ont conclu que l'assurance-chômage retardait considérablement le retour au travail ont pu attribuer en réalité à l'assurance-chômage un effet imputable à des caractéristiques du chômage que l'absence de données n'a pas permis d'analyser. Les effets du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche sur la probabilité de réemploi contredisent les incidences découlant d'une théorie de la recherche qui suppose que la fréquence des offres d'emploi est fixe. Si tel est le cas, une augmentation des salaires d'acceptation et une baisse de l'intensité de la recherche entraîneraient une diminution de la probabilité de réemploi. Or, nous avons obtenu un résultat diamétralement opposé, et



celui-ci ne varie guère lorsque les spécifications sont modifiées. Comme le laisse croire un nombre croissant d'articles sur les modèles de recherche comportant des fréquences variables des offres d'emploi reçues, ce résultat est probablement dû à l'incidence des fréquences des offres d'emploi reçues et à la vigueur de la demande. Certains travailleurs bénéficient d'une fréquence élevée d'offres d'emploi (même s'ils déploient peu d'efforts pour chercher un emploi et se sont fixé un salaire d'acceptation élevé, ils parviennent à trouver un bon emploi); pour d'autres par contre, la fréquence des offres d'emploi est faible et n'est pas compensée par des efforts frénétiques et un salaire d'acceptation peu élevé. Aussi les facteurs de la demande, qui n'ont pas fait l'objet d'études poussées dans le contexte de la recherche d'emploi, constituent un élément capital dont l'absence nous empêche de bien comprendre la dynamique de la recherche d'emploi.

Les nouveaux salaires réagissent de façon positive au salaire d'acceptation, mais sont peu sensibles à l'intensité des efforts de recherche. Un examen de l'incidence des antécédents au titre de l'assurance-chômage sur le recours actuel à l'assurance-chômage atténue considérablement les signes d'une dépendance à l'assurance-chômage lorsque les facteurs individuels sont pris en compte. Plus particulièrement, le caractère saisonnier de l'emploi perdu a une très forte incidence sur le recours futur à l'assurance-chômage, si l'on y a fait appel dans le passé.

Nous avons cerné deux aspects pouvant faire l'objet de recherches futures. Il conviendrait d'abord de se pencher sur le recours à l'assurance-chômage par des entreprises à vocation saisonnière, en cherchant notamment à savoir si les entreprises sont de connivence avec les travailleurs afin de tirer le maximum d'argent du régime d'assurance-chômage. Nos résultats révèlent que l'incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des chômeurs peut être indirecte, en modifiant la structure industrielle, plutôt que directe, en incitant les travailleurs à profiter le plus possible du régime. Deuxièmement, nous devons mieux évaluer la perception qu'ont les chômeurs de leur fréquence des offres d'emploi reçues afin de déterminer dans quelle mesure ce sont ces fréquences et non les variables de l'assurance-chômage qui influent sur les efforts de recherche et les salaires d'acceptation.

Annexe : Techniques économétriques

Cadre économique détaillé

Le cadre économique retenu pour la présente étude est tiré pour l'essentiel de Devine et Kiefer (1991). Le deuxième chapitre de cet ouvrage décrit les éléments essentiels de l'environnement économique, soit grosso modo ce qui suit :

- 1) Le modèle est réalisé à l'intérieur d'un laps de temps discontinu. Après τ périodes de recherche, la probabilité que la personne i reçoive une offre d'emploi est $\delta_{i,\tau} = d(e_{i,\tau}, a_{i,\tau})$. Cette probabilité est fonction de l'effort de recherche déployé par la personne $e_{i,\tau}$, ainsi que de l'efficacité du processus d'appariement allié à l'incitation des employeurs à recruter, lesquelles sont saisies par une fréquence de référence des offres d'emploi reçues $a_{i,\tau}$. Cette probabilité peut fluctuer dans le temps lorsque les employeurs hésitent à embaucher des chômeurs chroniques ou lorsque l'intensité de la recherche varie selon la durée de la recherche d'emploi, par exemple. Le coût de la recherche pour un chômeur est représenté par la fonction $c(e_{i,\tau})$.
- 2) La distribution des offres de rémunération est saisie par une fonction de densité $f_{i,\tau}(w)$ propre à chaque personne. Cette fonction de l'offre de rémunération peut elle-même varier selon la durée de la recherche, à cause peut-être de la perte de valeur du capital humain ou de la stigmatisation du chômage.
- 3) Il est possible qu'une offre d'emploi soit refusée, en particulier lorsque le salaire offert est inférieur au salaire d'acceptation $w_{i,\tau}^r$ du chômeur. Le salaire d'acceptation fixé est fonction de la distribution perçue des salaires et de la valeur que représente le fait de demeurer en chômage.
- 4) L'assurance-chômage est assortie d'une durée limitée et est une fonction non décroissante du salaire reçu avant le chômage. Les chômeurs peuvent également disposer d'autres revenus pour financer la recherche d'un emploi. On suppose qu'une personne i reçoit un revenu total de $b_{i,\tau}$ après avoir cherché pendant τ périodes.
- 5) On suppose que les gens maximisent la valeur probable actualisée des revenus reçus tout au long de leur vie et qu'ils utilisent le taux d'intérêt r pour actualiser les revenus futurs.
- 6) Les caractéristiques personnelles $e_{i,\tau}$, $a_{i,\tau}$, $f_{i,\tau}(w)$, $w_{i,\tau}^r$ et $b_{i,\tau}$ peuvent être entièrement expliquées ou non par un vecteur de caractéristiques observables X_i .

Étant donné ce modèle, les chômeurs choisissent une intensité de recherche d'emploi et un salaire d'acceptation qui varient selon la densité de la probabilité $f_{i,\tau}(w)$, le revenu total $b_{i,\tau}$ et la fréquence de référence des offres d'emploi reçues $a_{i,\tau}$. Comme Devine et Kiefer le montrent, dans le cas stationnaire où $a_{i,\tau}$, $f_{i,\tau}(w)$, $b_{i,\tau}$ et l'intensité de la recherche d'emploi sont constants dans le temps, le salaire d'acceptation est établi implicitement par l'équation :

$$w_{i,\tau}^r = b - c(e_i) + \frac{\delta_i}{r} \int_{w_{i,\tau}^r}^{\infty} (w - w_{i,\tau}^r) f_i(w) dw \quad (1)$$

5 Les variables explicatives sont habituellement des écarts par rapport aux moyennes de l'échantillon; ainsi le risque de référence correspond-il au risque pour la personne « moyenne » de l'échantillon.

L'intensité de la recherche d'emploi sera déterminée par une simple condition de premier ordre qui fait correspondre l'avantage marginal de la recherche à son coût marginal :

$$c(e_i) = \frac{\delta_i(e_i, a_i)}{r} \int_{w^{r_i}}^{\infty} (w - w^{r_i}) f_i(w) dw \quad (2)$$

En général, toutefois, le salaire d'acceptation peut fluctuer dans le temps par suite des variations de $a_{i,\tau}$, $f_{i,\tau}(w)$, ou $b_{i,\tau}$. Le revenu hors travail peut aussi varier lorsque les prestations cessent ou que les économies sont épuisées. Les fréquences probables des offres d'emploi reçues peuvent diminuer lorsque τ augmente si les employeurs voient d'un mauvais œil des périodes de chômage prolongées. La distribution des offres d'emploi peut se déplacer vers la gauche dans le temps lorsque les compétences des travailleurs fléchissent pendant la période de chômage ou, ici encore, lorsque les employeurs considèrent qu'un chômeur chronique est moins compétent et mérite donc un salaire moindre. Dans ce cas général, la solution relative au salaire d'acceptation et à l'effort de recherche devient beaucoup plus compliquée parce qu'elle repose sur le calcul de valeurs probables dont la somme fluctue dans chaque période.

Quoiqu'il en soit, dans les cas des périodes de chômage terminées, la distribution du salaire consécutif au chômage est décrite par la condition *pdf* :

$$f_{i\tau}(w | w \geq w^{r_i\tau}) \quad (3)$$

La distribution du temps écoulé jusqu'à ce qu'un chômeur trouve et accepte un emploi est obtenue en notant que dans chaque période la probabilité de cessation du chômage est :

$$\delta_{i\tau}(e_i, a_i) \int_{w^{r_i\tau}}^{\infty} f_{i\tau}(w) dw \quad (4)$$

Dans ce contexte, il est évident que les variations de la rémunération, de l'intensité de la recherche et de la durée du chômage sont étroitement liées. Nous avons déjà démontré comment le salaire d'acceptation, le nouveau salaire et l'intensité de la recherche d'emploi peuvent fluctuer par suite de la durée du chômage. Toutes autres choses étant égales par ailleurs, un salaire d'acceptation élevé donnera lieu à un nouveau salaire prévu élevé parce que la condition *pdf* du nouveau salaire se déplace vers la droite lorsque $w^{r_i\tau}$ augmente. Par conséquent, la durée prévue du chômage s'accroît également car la probabilité de cessation du chômage dans chaque période diminue. De toute évidence, un effet semblable se manifeste lorsque l'intensité de la recherche d'emploi fluctue.

À cause du caractère simultané de ces phénomènes, il est difficile d'analyser l'incidence de l'assurance-chômage sur la durée du chômage. Il nous faut une évaluation quantitative de cet effet : l'assurance-chômage se trouve généralement à subventionner la recherche d'emploi, entraînant une augmentation de b_i dans l'équation

6 La méthode utilisée pour déterminer le nombre de semaines de prestations auxquelles une personne avait droit est décrite en détail plus haut dans le présent rapport.

(1) et du coup du salaire d'acceptation, ce qui se répercute sur l'intensité de la recherche d'emploi. Cette subvention à la recherche d'emploi pourrait encourager le chômeur à faire preuve de patience et lui permettre d'attendre la meilleure offre d'emploi. De même, le chômeur n'est pas obligé d'accepter le premier emploi offert, lequel risque d'ailleurs de ne pas lui convenir. Cette forme de subvention peut également réduire l'intensité de la recherche d'emploi. Afin de quantifier correctement les incidences de l'assurance-chômage sur la durée du chômage, il nous faut isoler le rapport qui existe réellement entre les prestations d'a.-c. et les salaires d'acceptation d'une part, et les prestations d'a.-c. et l'intensité de la recherche d'emploi, d'autre part. Ainsi, à l'aide des techniques appropriées à deux degrés, est-il possible d'estimer le rapport véritable entre l'assurance-chômage, le salaire du nouvel emploi, l'effort consacré à la recherche d'emploi et la durée du chômage.

Intensité de la recherche d'emploi

Cet aspect a fait l'objet d'une analyse de régression des déterminants des heures consacrées à la recherche. Nous avons examiné l'intensité de la recherche d'emploi au début de la période, au moyen d'une simple méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), car nous pouvions supposer que toutes les variables explicatives étaient exogènes. Pour étudier les déterminants de la période de chômage, nous avons apporté une correction afin de tenir compte de la possibilité de la simultanéité de cette période et de la durée du chômage (une importante variable explicative). À cet effet, nous avons également utilisé une équation dans laquelle la durée du chômage est devenue une variable instrumentale. L'ancienneté dans l'ancien emploi et l'appartenance syndicale de l'ancien emploi en ont été éliminées aux fins de l'identification. On peut penser à juste titre que ces deux variables n'ont aucune incidence sur l'intensité de la recherche d'emploi mais qu'elles en ont sur la durée du chômage à d'autres égards.

Salaire d'acceptation

La méthodologie est essentiellement la même que celle qui est utilisée pour l'intensité de la recherche d'emploi. Nous avons procédé à une première analyse à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires et à une analyse de l'évolution des salaires d'acceptation dans le temps au moyen de variables instrumentales.

Probabilité de réemploi

Nous avons estimé le rapport existant entre la durée du chômage et les variations de la rémunération en examinant les probabilités conditionnelles du passage du chômage à l'emploi à un moment donné. Pour l'examen de l'influence des variables sur la durée du chômage, on suppose fréquemment que ces probabilités instantanées de la cessation du chômage après avoir cherché un emploi au cours de τ périodes, appelées les taux de risque de réemploi $\lambda(\tau, Z_{i,\tau})$, sont déterminées par une équation du type suivant :

$$\lambda(\tau, Z_{i,\tau}) = \lambda_0(\tau) \exp(Z_{i,\tau} \beta).$$

Dans cette équation, $Z_{i,\tau}$ est un vecteur de covariables pouvant fluctuer dans le temps et $\lambda_0(\tau)$ est le risque de référence. Le vecteur $Z_{i,\tau}$ englobe entièrement le

vecteur X_i , ainsi que le salaire d'acceptation ajusté, l'intensité de la recherche d'emploi ajustée et les variables de la participation au programme. Le risque de référence est établi lorsque toutes les variables de $Z_{i,\tau}$ sont nulles⁵. Il peut être considéré comme un facteur qui a pour effet d'augmenter ou de diminuer la probabilité de cessation du chômage pour une valeur donnée des covariables. Ce risque de référence peut fluctuer selon le temps consacré à la recherche lorsqu'on observe une dépendance temporelle des taux de risque qui est commune à toutes les personnes.

Ce modèle des risques proportionnels de la durée du chômage est supérieur à d'autres modèles, comme le modèle des « défaillances en temps accéléré », car il permet de calculer les estimations non paramétriques du risque de référence. À cette fin, on utilise la méthode de vraisemblance partielle de Cox afin d'obtenir une fonction de vraisemblance indépendante du risque de référence. Il est alors possible d'estimer les paramètres β , qui peuvent alors servir à calculer le risque de référence proprement dit.

La période de chômage constitue ici encore l'unité d'observation. Il y a une observation par période. Toutefois, étant donné que l'intensité de la recherche d'emploi est mesurée pour chaque enquête, nous disposons de renseignements plus détaillés sur les efforts consacrés à la recherche pendant la période. Une valeur ajustée de l'intensité de la recherche d'emploi est calculée pour chaque enquête englobant la période. Cette valeur ajustée est considérée comme une covariable temporelle dans la régression Cox.

Pour ce modèle, le logiciel économétrique STATA est tout indiqué. Il comporte un sous-programme Cox basé sur la méthode de vraisemblance partielle de Cox pour calculer le modèle des risques proportionnels. Ce sous-programme permet d'incorporer des variables explicatives temporelles comme celles que nous avons utilisées dans notre étude.

Salaire de réemploi

Nous avons mesuré l'incidence des prestations d'a.-c. sur la rémunération selon le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations d'a.-c., ce nombre étant réparti entre diverses catégories⁶. Les catégories retenues sont les suivantes : i) non admissible aux prestations, ii) admissible à moins de 30 semaines de prestations, iii) admissible à 30-39 semaines de prestations, iv) admissible à 40-49 semaines de prestations et v) admissible à 50 semaines de prestations. Nous avons préféré utiliser ces catégories au lieu du nombre de semaines de prestations, parce que ce dernier n'impose pas un rapport croissant constant entre le nombre de semaines de prestations et les nouveaux salaires. De fait, l'existence d'un tel rapport n'est pas corroborée par les données. Le nouveau salaire semble plutôt constituer une fonction « en escalier » du nombre de semaines de prestations.

Murphy et Welch (1990) ont démontré qu'il est difficile d'interpréter les coefficients d'une approximation polynomiale de degré supérieur, en particulier



lorsque les observations ne sont pas réparties également à l'intérieur de l'éventail des valeurs possibles de la variable indépendante. Il s'agit précisément de la situation observée ici. Il existe probablement un rapport fortement non linéaire entre la variable dépendante et la durée d'admissibilité aux prestations d'a.-c., et on dispose d'un très petit nombre d'observations à chaque niveau d'admissibilité.

Malgré la simultanéité de la durée du chômage et du salaire de réemploi, les chercheurs ont tenté d'utiliser une estimation des moindres carrés ordinaires des modèles linéaires afin de cerner l'incidence de la durée du chômage sur les salaires de réemploi. En particulier, Classen (1977) et Kahn (1978) ont adopté cette démarche pour examiner le rapport existant entre l'assurance-chômage et les résultats de la recherche d'emploi aux États-Unis. Plus récemment, Addison et Portugal (1989) ont analysé cette question au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires et en sont venus à la conclusion que la prolongation du chômage a pour effet de réduire la rémunération de réembauchage. Les auteurs ont établi que les salaires gagnés par le travailleur i dans les emplois j et $j-1$ étaient les suivants :

$$\ln W_{i,j-1} = \alpha_0 + \alpha_1 X^I_i + \alpha_2 X^{IE}_{i,j-1} + u_{i,j-1} \quad (5)$$

et

$$\ln W_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 X^I_i + \beta_2 X^{IE}_{i,j} + \beta_3 \ln(\text{dur}_{i,j}) + u_{i,j} \quad (6)$$

Le vecteur des caractéristiques observables de la personne i , X_i , est ici divisé en X^I_i , soit un vecteur des caractéristiques propres à la personne i et $X^{IE}_{i,j}$, soit un vecteur des caractéristiques propres à la personne i et à l'emploi j . En outre, $\ln(\text{dur}_{i,j})$ correspond à la durée du chômage de la personne i entre les emplois $j-1$ et j . Selon la théorie classique du capital humain, ces équations devraient englober les variables telles que l'âge, l'éducation, l'ancienneté dans l'emploi précédent et le secteur d'activité.

La présente étude innove notamment en analysant les données sur le salaire d'acceptation et l'intensité de la recherche des chômeurs. Ces variables font également partie de l'équation du nouveau salaire et sont intégrées directement.

Diverses théories peuvent expliquer la présence de la durée du chômage dans l'équation du nouveau salaire. Les théories hystériques du chômage, par exemple celle de Blanchard et Summers (1986), s'articulent souvent autour d'un rapport prétendument négatif entre la probabilité de recevoir une offre d'emploi et la durée de la période de chômage. Cette proposition est appuyée empiriquement par l'étude menée par Jackman et Layard (1991) sur la Grande-Bretagne. Dans ce cadre, les « cicatrices » ou « stigmates » qui marquent le chômeur chronique peuvent réduire la probabilité qu'il reçoive une offre d'emploi. Les personnes ainsi marquées seraient caractérisées par une plus faible fréquence des offres d'emploi reçues, modifieraient à la baisse leurs salaires d'acceptation et seraient susceptibles d'accepter un nouveau salaire moindre. Une période de chômage peut avoir des répercussions plus concrètes sur les perspectives d'un chômeur si ses compétences diminuent au cours de son inactivité, comme dans le modèle de Pissarides (1992). Dans ce cas, la distribution des offres de rémunération peut se déplacer dans le temps, ce qui entraîne une diminution du salaire d'acceptation et par conséquent du salaire de réemploi prévu, conditionnel et inconditionnel.

Addison et Portugal ont conclu que β_3 est négatif. Parallèlement, les résultats des moindres carrés à deux degrés et des variables instrumentales laissent entendre

que ce constat est dû à l'existence d'un rapport entre la variable de la durée du chômage et d'autres variables qui ont une incidence commune sur la variation du salaire et la durée du chômage. Par conséquent, nous ne pouvons pas isoler clairement l'incidence de la durée du chômage sur la rémunération à cause de la perte de valeur du capital humain, du fait que l'on soit un initié ou un étranger, aux « cicatrices » ou à d'autres éléments capables de déplacer la distribution des offres salariales vers la gauche dans le temps. Nous pensons donc qu'une correction quelconque à deux degrés est nécessaire pour mesurer le rapport existant entre la durée du chômage et les variations de la rémunération.

En dernier lieu, les périodes d'inactivité tronquées ne sont d'aucune utilité, en raison de l'absence de données sur le nouveau salaire. Par conséquent, le rejet des observations tronquées répond à une règle non aléatoire, parce que les chômeurs chroniques sont relativement plus nombreux à se voir éliminés de l'échantillon. Nous avons apporté une correction pour tenir compte de ce type de troncation en nous inspirant de la démarche « lambda » de Heckman.



Bibliographie

- Addison, J. T., et P. Portugal, “Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment”, in *Journal of Labour Economics*, vol. 7, 1989, pp. 281-302.
- Blanchard, O. J., et L. H. Summers, “Hysteresis and the European Unemployment Problem”, in *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 1, 1986, pp. 15-78.
- Classen, K. P., “The Effect of Unemployment Insurance on the Duration of Unemployment and Subsequent Earnings”, in *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 30, n° 4, 1977, pp. 438-44.
- Corak, M., et W. Pyper, *Entreprises, industries et interfinancement : profils de la répartition des prestations des cotisations d'assurance-chômage*, Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 1995.
- Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode, *L'assurance-chômage et la productivité de la recherche d'emploi*, Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 1995.
- Davidson, C., et S. Woodbury, “The Displacement Effect of Reemployment Bonus Programs”, in *Journal of Labour Economics*, vol. 11, 1993, pp. 575-605.
- Devine, T. J., et N. M. Kiefer, *Empirical Labour Economics: The Search Approach*, New York, Oxford University Press, 1991.
- Devine, T. J., et N. M. Kiefer, “The Empirical Status of Job Search Theory”, in *Labour Economics*, vol. 1, n° 1, 1993, pp. 3-24.
- Fortin, P., et S. Prevost, “Search Intensity of the Long-Term Unemployed: Evidence from a Panel of Southeast Montréal Workers”, in *Cahier de Recherche du CERPE*, n° 22, 1993.
- Gunderson, M., et W. C. Riddell, *Labour Market Economics*, Toronto: McGraw-Hill, 1993.
- Ham, J. C., et S. Rea, “Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada”, in *Journal of Labour Economics*, vol. 5, 1987, pp. 325-353.
- Heckman, J. J., et G. J. Borjas, “Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence”, in *Economica*, vol. 47, 1980, pp. 247-83.
- Jackman, R., et R. Layard, “Does Long-Term Unemployment Reduce a Person's Chance of a Job? A Time-Series Test”, in *Economica*, vol. 58, 1991, pp. 93-106.
- Kahn, L. M., “The Returns to Job Search: A Test of Two Models”, in *The Review of Economics and Statistics*, vol. 60, 1978, pp. 496-503.
- Kuhn, P., et A. Sweetman, “Effects of UI Legislative Changes on the UI Take-Up Rate”, Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 1995.
- Lemieux, T., et B. MacLeod, *L'effet d'apprentissage et l'assurance-chômage*, Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 1995.
- Murphy, K. M., et F. Welch, “Empirical Age-Earnings Profile”, in *Journal of Labour Economics*, vol. 8, 1990, pp. 202-29.

- Osberg, L., *Évaluation des incidences de l'utilisation des CEC sur l'efficacité et l'équité lors de la recherche d'un emploi : rapport de projet*, évaluation du Service national de placement : analyse de l'utilisation des CEC fondée sur l'enquête sur la population active, Emploi et Immigration Canada, 1988.
- Pissarides, C., "Loss of Skills During Unemployment and the Persistence of Employment Shocks", in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, 1992, pp. 1371-92.
- Storer, P., et M. Van Audenrode, "Unemployment Insurance Take-up Rates in Canada: Facts, Determinants and Implications", in *Revue canadienne d'économique*, à paraître.

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

Évaluation de l'assurance-chômage

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

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

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

Télécopieur : (819) 953-7260

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

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

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

- **L'admissibilité à l'assurance-chômage : analyse empirique au Canada**
Green, D. et C. Riddell, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 1*)