

AC

*L'assurance-chômage
et la productivité
de la recherche d'emploi*



**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

Jun 1995

Also available in English.

IN-AH212F-06-95

AC

*L'assurance-chômage
et la productivité
de la recherche d'emploi*

**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 treizième d'une série de publications parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Nous tenons à remercier Marc Baldwin, David Green, Chris Ferrall, Ging Wong et Steve Woodbury de leurs judicieux commentaires à différentes étapes de cette recherche, ainsi que les participants aux réunions de l'Association canadienne d'économie (ACÉ) et au Forum canadien de recherche sur la situation d'emploi (FCRSE) qui ont eu lieu en 1994 et qui portaient sur l'évaluation de l'assurance-chômage. Anne Routhier nous a fourni une aide inestimable en ce qui concerne les données. Les opinions exprimées dans ce document demeurent la responsabilité des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de DRHC. Nous assumons évidemment la responsabilité de toutes les erreurs que pourrait contenir le document.

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 subventionnés 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	11
1. Cadre théorique	13
2. Aperçu des données	15
3. L'assurance-chômage et la recherche d'un emploi	24
4. L'assurance-chômage et le salaire au réemploi	27
5. Déterminants de la durée de recherche d'un emploi	30
6. Implications pour les politiques d'assurance-chômage	32
7. Conclusion	35
Annexe A — La théorie de la recherche d'un emploi	36
Annexe B — Caractéristiques de l'échantillon utilisé pour l'estimation du taux de probabilité	38
Annexe C — Construction de l'indice d'intensité de la recherche	41
Annexe D — Modèle économétrique utilisé pour estimer l'intensité de la recherche	42
Annexe E — Modèle économétrique utilisé pour estimer l'effet des prestations d'assurance-chômage sur le salaire	49
Annexe F — Modèle économétrique utilisé pour estimer la durée du chômage	57
Bibliographie	63
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage	64

Résumé



Le présent document examine les liens qui existent entre le régime canadien d'assurance-chômage et la recherche productive d'un emploi, à savoir l'aptitude des chômeurs à trouver rapidement un nouvel emploi de qualité.

Approche générale et résultats

On croit généralement que les prestations d'assurance-chômage réduisent l'opiniâtreté avec laquelle les chômeurs cherchent un emploi. Certains soutiennent même que les prestataires attendent presque l'épuisement des prestations avant d'entreprendre tout effort sérieux pour trouver un nouvel emploi. Dans une telle optique, les prestations d'assurance-chômage auraient une incidence négative sur la recherche productive d'un emploi.

La présente analyse repose sur trois études distinctes mais apparentées et tente d'éclaircir ces liens. On s'intéressera notamment : 1) aux effets des prestations sur la recherche d'un emploi; 2) aux effets des prestations sur le salaire du nouvel emploi et 3) aux déterminants de la durée du chômage.

Intensité de la recherche

La première étude a pour but de mesurer les effets des prestations d'assurance-chômage sur les stratégies de recherche d'un emploi et leurs résultats pour un groupe de clients des Centres d'emploi du Canada (CEC), selon les données recueillies lors d'une enquête effectuée par Emploi et Immigration Canada (EIC) entre 1986 et 1988. Les renseignements relatifs au nombre de visites auprès des employeurs et des CEC, au nombre d'appels téléphoniques, etc. ont été combinés pour donner une mesure de l'intensité des recherches. Les résultats obtenus sont ensuite corrélés à une quarantaine de paramètres, incluant l'endroit, l'âge, le sexe, l'état civil, l'admissibilité aux prestations, la durée du chômage et le reste.

Les résultats donnent à penser que si les prestations d'assurance-chômage rendent la recherche d'un nouvel emploi moins pressante, elles réduisent aussi les frais d'une telle démarche, donc n'ont qu'un très léger effet négatif net sur l'intensité de la recherche. Fait intéressant, le chômeur déploie considérablement d'efforts pour trouver un nouvel emploi au cours des neuf premiers mois de chômage, mais par la suite, ses efforts diminuent de façon soutenue avant de se stabiliser à un niveau beaucoup plus bas, au bout de 18 mois. On a également noté que les hommes entreprennent des recherches beaucoup plus actives que les femmes, que les efforts atteignent un maximum chez les personnes de 25 à 44 ans et les travailleurs à scolarité élevée, tandis que les anciens syndiqués se montrent moins pressés.

Nouveau salaire

Toujours à partir des données des CEC, le document examine ensuite la relation qui existe entre le taux de prestation et le salaire du nouvel emploi. La méthode utilisée pour effectuer ce calcul permet d'attribuer tout écart observé à l'égard du nouveau salaire aux variations correspondantes des prestations. Si l'assurance-chômage prolonge la période de chômage, la situation pourrait s'avérer socialement (et personnellement) souhaitable s'il en résulte un salaire plus élevé.

On croit généralement que les prestations d'assurance-chômage réduisent l'opiniâtreté avec laquelle les chômeurs cherchent un emploi.

L'étude semble bien indiquer que les personnes bénéficiant de 50 semaines de prestations ou davantage toucheraient un salaire de 7 à 9 p. 100 plus élevé que les personnes non admissibles au régime. En d'autres termes, une personne ayant reçu 50 semaines de prestations obtiendra un salaire de 8 \$ l'heure alors qu'elle ne recevrait qu'environ 7,32 \$ l'heure si elle n'avait pas droit aux prestations. Parallèlement, le nouveau salaire des personnes qui touchent 50 semaines de prestations ne dépasse celui des prestataires de 30 à 40 semaines que d'environ 3 p. 100.

D'autres facteurs influent sur le salaire du nouvel emploi : le salaire des hommes a tendance à être de 12 p. 100 plus élevé que celui des femmes alors que les emplois syndiqués rapportent 29 p. 100 de plus que les autres emplois. L'état civil et le fait d'être chef de famille a également une incidence positive sur le salaire, de l'ordre de 4 ou 5 p. 100. Les résultats révèlent que les femmes perdent une plus grande part de leur ancien salaire que les hommes, et que les prestations d'assurance-chômage ont une influence beaucoup moins favorable sur leur nouveau salaire que dans le cas des hommes.

Le chômage saisonnier étant relativement élevé dans les provinces de l'Atlantique, les résultats de cette région ont été examinés séparément. On peut raisonnablement supposer que l'effet positif du régime sera moins grand pour les personnes qui touchent des prestations en attendant de retrouver essentiellement le même emploi (et le même salaire) plus tard dans l'année. L'incidence du régime sur les nouveaux salaires devrait donc être plus faible dans les provinces de l'Atlantique qu'au Canada en général. Bien que l'effet soit effectivement plus faible dans cette région, rien ne prouve qu'il existe un grand écart par rapport au reste du pays. L'inclusion de chômeurs saisonniers à l'étude ne fausse pas les résultats pour l'ensemble du Canada.

Durée du chômage

Pour compléter l'analyse de l'issue du chômage, on s'est intéressé à l'incidence des prestations sur la durée moyenne de la période de chômage en relevant plusieurs paramètres pouvant affecter la durée du chômage. La durée de la recherche d'un emploi dépend notamment des efforts déployés par le chômeur pour trouver des offres d'emploi et de ses exigences salariales à l'égard des offres qu'il reçoit. L'intensité de la recherche et le salaire espéré peuvent être combinés à d'autres variables pertinentes pour déterminer la probabilité qu'un chômeur trouvera un nouvel emploi après un nombre donné de semaines de chômage.

Ces variables sont effectivement liées à la probabilité de découvrir un nouvel emploi, donc à la durée de la période de chômage. Une recherche plus active accroîtra dans une certaine mesure cette probabilité, mais les effets d'une hausse graduelle du degré d'intensité diminuent avec l'intensité de la recherche. Les résultats conduisent également à penser que le chômeur s'efforce plus ou moins de «garder» son salaire antérieur. Les attentes salariales illustrent l'existence possible de deux groupes — les travailleurs de qualité «inférieure», caractérisés par de longues périodes de chômage et un faible salaire, et ceux qui chôment peu de temps et réussissent à obtenir un nouveau salaire élevé.

Un résultat intéressant est que les prestations d'assurance-chômage agissent sur le taux de découverte d'un emploi d'une autre façon que les efforts de recherche ou les attentes salariales. L'origine d'un tel effet n'est pas claire.

Implications à l'égard des politiques et conclusions

La durée du chômage et le salaire du nouvel emploi jouent un rôle important dans l'élaboration des politiques, pour les raisons suivantes.

La durée moyenne de la période de chômage a une incidence directe sur le taux de chômage : si les gens prennent généralement plus de temps pour trouver un nouvel emploi, le taux de chômage est plus élevé. L'étude des relations qui existent entre l'intensité de la recherche et l'assurance-chômage porte donc sur l'une des critiques les plus fréquentes à l'encontre du régime, à savoir que les prestations d'assurance-chômage incitent les chômeurs à chercher moins activement du travail et, partant, augmentent le taux de chômage. Si on en croit cette opinion, les prestations d'assurance-chômage aggravent le problème au lieu de le résoudre.

En réalité, une plus longue période de chômage ne devrait pas susciter d'inquiétude si elle ne fait qu'indiquer plus de patience de la part des chômeurs qui rejettent les offres d'emploi mal assorties à leurs compétences. Une ingénieure au chômage qui refuse un emploi de serveuse pour trouver par la suite un nouveau poste d'ingénieure aura chômé plus longtemps que le strict nécessaire, mais cette prolongation aura eu un effet bénéfique en permettant un meilleur «appariement» des ressources humaines aux possibilités d'emploi.

L'étude révèle que les prestations d'assurance-chômage ont un effet mineur sur l'intensité de la recherche d'un emploi. Plus exactement, les données réfutent le point de vue extrême que les chômeurs attendent la fin des prestations pour chercher activement du travail. Les politiques d'assurance-chômage visant à atténuer les effets nocifs du chômage ne semblent donc pas aggraver le problème en étouffant le désir de chercher un emploi. Il semble néanmoins que les personnes au chômage depuis plus de neuf mois connaissent une période de découragement et réduisent leurs efforts. Un programme spécialement conçu pour les aider s'avérerait donc souhaitable. Bien qu'on possède quelques renseignements sur le sort des personnes au chômage depuis plus de neuf mois (qui constituent environ 16 p. 100 de l'échantillon), il est probable que bon nombre d'entre elles abandonnent la population active pour se tourner vers l'aide sociale. Ces personnes dépendront souvent plus longtemps de l'assistance publique et éprouveront plus de difficultés à retourner au travail. En diminuant leurs efforts de recherche, l'assurance-chômage pourrait donc aggraver le problème pour les personnes sans travail depuis longtemps, raison supplémentaire pour instaurer un programme qui leur serait destiné.

L'étude sur le salaire du nouvel emploi présente également de l'intérêt, car elle réfute le point de vue que les prestations incitent les chômeurs à remettre la recherche d'un emploi et les empêchent d'obtenir un meilleur salaire. Les résultats suggèrent plutôt qu'une longue période de prestations a une incidence positive sur le salaire au réemploi.

L'étude inclut une analyse de rentabilité soulignant les conséquences d'une telle constatation sur le plan des politiques. Plus précisément, les résultats suggèrent qu'une bonne partie de l'amélioration salariale relevée au terme de 50 semaines de prestations pourrait être réalisée avec 40 semaines de prestations ou moins. La durée de la période de récupération pourrait devenir cruciale. Si la hausse de salaire permise par l'assurance-chômage n'est que passagère ou si les travailleurs gardent leur emploi moins de dix ans, la subvention pourrait bien coûter trop

cher.

Les résultats indiquent également que la probabilité de réemploi est de 21 p. 100 plus élevée pour les personnes ne touchant pas de prestations que pour celles qui en reçoivent pendant 50 semaines. Sachant les relations qui existent entre la probabilité de retrouver un emploi, la durée du chômage et le taux de chômage, on obtient un taux de chômage de 11,7 p. 100 et de 14 p. 100 respectivement pour chaque groupe. Ces résultats ne tiennent pas compte des prestations complémentaires pour la région ni des effets de l'intensité de la recherche et du nouveau salaire.

En résumé, l'étude démontre que les prestations d'assurance-chômage ont une incidence négative et non négligeable sur la durée du chômage, effet qui se traduit par une nette incidence positive sur le taux de chômage. Parallèlement à cet effet de durée, on note un effet positif sur le salaire quand les prestations subventionnent une plus longue recherche. Reste à déterminer si cet effet est assez important pour justifier le coût du programme. D'autres analyses de rentabilité partant des résultats de la présente étude pourraient éclaircir la situation.

L'étude révèle que lorsqu'on s'efforce d'évaluer le rôle du régime d'assurance-chômage, il importe de comparer la valeur positive éventuelle de la recherche d'un emploi au coût des prestations et au relèvement du taux de chômage. On ne peut désormais plus considérer une prolongation du chômage résultant du versement de prestations comme une perte sèche. L'étude montre en effet qu'une telle prolongation ne semble pas résulter de l'effet du régime de la recherche active d'un emploi. Ces deux constatations pourraient modifier dans une certaine mesure la manière habituelle dont on envisage l'assurance-chômage et la recherche productive d'un emploi.



Introduction

Le présent document analyse dans quelle mesure les «prestations ordinaires d'assurance-chômage» (POAC) favorisent la recherche productive d'un emploi. Les auteurs s'intéressent aux liens qui existent entre plusieurs paramètres des POAC et le comportement des chômeurs, puis évaluent l'incidence d'un tel comportement sur l'obtention d'un emploi. On met particulièrement l'accent sur l'intensité de la recherche d'un emploi, dont les deux principaux résultats sont la durée du chômage et le salaire au réemploi. Les auteurs évaluent également l'impact des paramètres des POAC sur ces résultats. Enfin, ils abordent l'incidence des résultats sur les politiques dans la conclusion.

Trois effets possibles de l'assurance-chômage sont analysés. Tout d'abord, il se peut que le fait de subventionner la recherche d'un emploi crée un «salaire d'acceptation» — c'est-à-dire le salaire le plus bas que le chômeur est prêt à accepter quand on lui propose un emploi — et réduise l'intensité de la recherche, donc nuise à celle-ci. Parallèlement, l'existence du régime et les projets financés par celui-ci (par exemple, les programmes de formation) pourraient accroître la probabilité qu'une recherche d'une intensité donnée débouche sur la découverte d'un emploi. Enfin, en aidant ceux qui cherchent du travail à prendre plus de temps pour trouver un emploi, une recherche subventionnée pourrait avoir un effet positif sous forme d'emplois plus stables et mieux rémunérés, résultant d'un meilleur appariement entre employeur et employé.

Nous nous efforcerons de quantifier les effets nuisibles de l'assurance-chômage et de les comparer à ses avantages potentiels, c'est-à-dire une moins grande réduction de salaire pour les chômeurs. Nous présenterons aussi une ventilation détaillée des coûts et des avantages d'une modification de la politique d'assurance-chômage par rapport aux deux résultats envisageables. Cette vérification dérive d'une analyse statistique du comportement des particuliers et saisit l'effet des agents économiques sur le comportement. Ensuite, on examine certaines implications pour le taux de chômage global.

Le document repose en général sur la distinction qui existe entre l'*intran* du processus (intensité de la recherche) et ses deux *extrants* (probabilité de trouver un nouvel emploi et nouveau salaire). La partie 1 explique brièvement la théorie économique qui permet d'associer ces valeurs à la politique d'assurance-chômage tandis qu'à la partie 2, on décrit et résume les variables de la base de données des Centres d'emploi du Canada dont nous nous sommes servis. Les résultats de l'étude sur l'intensité de la recherche apparaissent à la partie 3, que suit une discussion de la méthode et du sous-ensemble de données utilisé. La partie 4 reprend approximativement la même méthode pour étudier l'effet de l'assurance-chômage sur le salaire au réemploi, tandis qu'à la partie 5 on détermine l'incidence de l'intensité de la recherche et du salaire espéré sur la durée du chômage. La partie 6 examine ce que signifient les constatations et indique comment les résultats relatifs à la probabilité de retrouver un emploi sont associés aux résultats concernant l'intensité de la recherche et le nouveau salaire. La dernière partie sert de récapitulation et formule quelques conclusions. Une série d'annexes techniques complètent le document.

P



Tout d'abord, les modèles de recherche d'un emploi supposent que le chômeur agit au lieu d'attendre passivement qu'un travail lui tombe du ciel.

Il faut mesurer quantitativement cet effet, car en subventionnant la recherche d'un emploi, les prestations augmentent le revenu total du chômeur, donc son salaire d'acceptation, deux paramètres qui influent sur la décision relative aux efforts déployés.

1. Cadre théorique

Pour diverses raisons, la théorie de la recherche d'un emploi est le cadre idéal pour cette analyse. Tout d'abord, les modèles de recherche d'un emploi supposent que le chômeur agit au lieu d'attendre passivement qu'un travail lui tombe du ciel. S'ils ne partaient pas de cette hypothèse, les programmes destinés aux chômeurs ne faciliteraient en aucune manière la transition sur le marché du travail. En second lieu, les modèles de recherche d'un emploi sont explicitement aléatoires («stochastiques») en ce sens qu'on présume une distribution des offres salariales entre les travailleurs. Sans cela, les salaires ne changeraient pas en fonction des programmes destinés au marché du travail. Enfin les modèles de recherche d'un emploi reposent sur une méthode d'analyse établie de la durée du chômage, point de départ de la présente étude.

Le modèle proposé par Devine et Kiefer (1991) constitue une excellente introduction à ce sujet. On peut résumer rapidement les principaux éléments du milieu économique sur lequel il repose (voir annexe A) comme suit :

- La probabilité qu'un chômeur reçoive une offre d'emploi dépend des recherches qu'il entreprend, de l'efficacité du processus qui apparie emplois et compétences des travailleurs et des mesures qui incitent les employeurs à embaucher. Cette probabilité peut également dépendre d'autres facteurs, par exemple la réticence de l'employeur à engager une personne depuis longtemps au chômage ou une fluctuation de l'intensité de la recherche.
- Le salaire offert à ceux qui désirent un emploi peut varier avec la durée de la recherche. Lorsque celle-ci s'éternise, on peut assister à une dévalorisation du capital humain ou à la stigmatisation associée au chômage.
- Une offre d'emploi peut être rejetée si le salaire proposé est inférieur au salaire d'acceptation du chômeur (lequel dépend de la façon dont on perçoit la distribution des salaires et de la valeur accordée au fait de rester chômeur).
- Les prestations d'assurance-chômage correspondent à une fraction fixe du salaire avant la mise à pied et leur durée est limitée. Ceux qui cherchent du travail pourraient disposer d'une source de revenu complémentaire qui leur permettrait de poursuivre un certain temps la recherche. Ce revenu pourrait varier avec le temps étant donné l'épuisement des prestations ou des économies.

Dans un tel contexte, il est clair qu'il existe des liens étroits entre la fluctuation du salaire, l'intensité de la recherche et la durée du chômage. Le salaire d'acceptation — donc le nouveau salaire touché par le chômeur qui trouve un emploi — et l'intensité de la recherche peuvent varier avec la durée du chômage. Toutes choses égales d'ailleurs, un salaire d'acceptation plus élevé mènera à l'attente d'un meilleur salaire au réemploi. La durée prévue du chômage augmentera donc également, la probabilité de retrouver du travail diminuant avec chaque période. On assiste manifestement à un effet semblable lorsque la recherche se fait moins intense.

Ces relations entravent l'analyse de l'incidence des prestations sur la durée du chômage. Il faut mesurer quantitativement cet effet, car en subventionnant la

recherche d'un emploi, les prestations augmentent le revenu total du chômeur, donc son salaire d'acceptation, deux paramètres qui influent sur la décision relative aux efforts déployés. Une recherche subventionnée pourrait avoir comme effet d'inciter les chômeurs à attendre la meilleure offre d'emploi possible et à écarter les offres inadéquates. Pareille subvention pourrait aussi entraîner une réduction des efforts de recherche. Pour le quantifier correctement, il est essentiel d'isoler la véritable relation qui existe entre les prestations et le salaire d'acceptation, d'une part, et entre les prestations et l'intensité de la recherche, d'autre part. Ensuite, au moyen des techniques de statistique appropriées, on pourra estimer la relation véritable entre les prestations d'assurance-chômage, le salaire au réemploi, l'intensité de la recherche et la durée du chômage.



2. Aperçu des données

Pour l'étude, on s'est servi des données issues de l'évaluation des services d'emploi entreprise par Emploi et Immigration Canada (EIC) entre 1986 et 1988. L'enquête de 24 mois portait sur deux cohortes de clients des Centres d'emploi du Canada (CEC). Les sujets de chaque cohorte ont été interrogés au contact initial, puis deux, six, 12 et 24 mois après la première entrevue. La période est donc assez longue pour permettre une étude de l'expérience des participants sur le marché du travail.

Les deux périodes sélectionnées — de septembre 1986 à août 1988 et de janvier 1987 à décembre 1988 — se chevauchent en partie, car nous espérons être en mesure d'identifier les effets saisonniers. Les deux périodes se caractérisent par des conditions économiques généralement bonnes — ce qui devrait restreindre un effet cumulatif sur le comportement des personnes échantillonnées.

Dans la présente partie, nous examinerons le type de renseignements que l'on peut tirer des données des CEC et décrirons les caractéristiques de l'échantillon. L'utilité des données pour l'étude a été évaluée en fonction du cadre théorique défini plus haut. Les points forts et les faiblesses des données en vue de l'évaluation de la recherche productive d'un emploi sont également analysés.

Information tirée des données des CEC

En règle générale, la base de données des CEC comprenait cinq types de renseignements : 1) les caractéristiques personnelles des sujets interrogés (âge, sexe, scolarité, salaire, etc.); 2) les paramètres du marché du travail sans liens avec la politique (région, industrie, syndicalisation, etc.); 3) les particularités de la recherche d'un emploi associées à la politique (principalement montant et durée des prestations); 4) les stratégies de recherche après la perte de l'emploi (salaire d'acceptation et intensité de la recherche); 5) les résultats de la recherche (nouveau salaire, durée du chômage, syndicalisation du nouvel emploi, etc.). Ces facteurs mesurent d'une manière variable les quantités identifiées dans le modèle théorique.

Caractéristiques personnelles des sujets

Le sondage donne des précisions sur les caractéristiques des participants, par exemple l'âge, le sexe, l'état civil et le niveau de scolarité. Comme l'indiquent les tableaux de l'annexe B, l'âge et la scolarité sont établis au moyen de variables nominales correspondant au groupe d'âge et au niveau de scolarité. Comparativement à la population active en général, les sujets étaient relativement jeunes, près de 90 p. 100 ayant moins de 45 ans. Leur scolarité était aussi raisonnablement élevée, 4,2 p. 100 seulement n'ayant pas dépassé le niveau primaire. Cet aspect est sans doute associé à l'âge des participants, puisque le niveau de scolarité est généralement plus élevé chez les jeunes. Dans l'ensemble, le salaire de l'emploi perdu

- 1 Par semaine assurable, on entend une semaine durant laquelle le travailleur gagne 20 p. 100 du maximum de rémunération assurable ou durant laquelle il travaille au moins 15 heures. Un emploi autonome n'entre pas dans le calcul du nombre de semaines assurables.
- 2 En fait, les personnes qui suivaient certains programmes de formation pouvaient toucher des prestations plus longtemps. Les renseignements complets du fichier principal des prestations et des trop-payés devraient permettre l'identification de ces personnes, mais ils n'étaient pas disponibles.

était faible, encore une fois sans doute en raison de l'âge, du faible niveau de scolarité et de la brève durée de l'emploi (en moyenne 1,4 an) dans l'échantillon.

Paramètres du marché du travail

Au moment de l'enquête, l'économie canadienne connaissait une période d'expansion, en particulier en Ontario. La distribution géographique des membres de l'échantillon semble largement correspondre à celle de la population générale. Les codes des CEC fournissent des renseignements détaillés sur le lieu de résidence, si bien qu'on a pu identifier la région du CEC et le taux de chômage régional de manière à effectuer des références croisées entre les sujets, la région du CEC et le taux de chômage local. On s'est également servi de variables sur l'industrie pour vérifier la variation de la distribution des offres d'emploi et du salaire de base proposé au départ dans les différentes régions.

Particularités de la recherche associées à la politique

L'enquête ne donne pas beaucoup d'indications au sujet de l'incidence de la politique économique sur les conditions dans lesquelles les sujets échantillonnés ont cherché un emploi. On possède bien quelques précisions sur la source de revenu principale, mais en règle générale, on n'a pas posé de questions sur les prestations d'assurance-chômage reçues ni la situation par rapport au régime. Cette difficulté a été partiellement aplanie par la fusion des fichiers des CEC et du fichier «prestations et trop-payés» d'EIC. Malheureusement, on n'a pu faire correspondre que 50 p. 100 des périodes de chômage mentionnées par les CEC aux données de ce dernier fichier. Trois facteurs au moins sont à l'origine de cette difficulté : 1) certains chômeurs n'étaient pas admissibles aux prestations; 2) certaines personnes admissibles ont trouvé un emploi avant la fin de la période d'attente de deux semaines; 3) certaines personnes admissibles ont retardé le début de leurs prestations de plus d'un mois. Dans ce dernier cas, le décalage d'un mois interdit toute correspondance entre les périodes.

Lorsqu'il était impossible d'établir une concordance, on a reconstruit les données sur les prestations d'assurance-chômage au moyen du taux de chômage régional et des algorithmes servant à calculer le montant des prestations. Pour cela, il a fallu établir deux paramètres principaux, le premier étant l'admissibilité du sujet. Au moment de l'enquête, le régime d'assurance-chômage postérieur à 1978 était en vigueur. En vertu de ce régime, un chômeur devait avoir accumulé 10 à 14 semaines assurables durant les 52 semaines antérieures pour recevoir des prestations¹. Le taux de chômage régional déterminait la norme d'admissibilité.

Les prestations correspondaient à 60 p. 100 du salaire antérieur pour toutes les personnes admissibles, jusqu'à concurrence de 60 p. 100 du maximum de rémunération assurable. La durée des prestations était déterminée par trois facteurs : 1) la «période de prestations initiales», qui prévoit une semaine de prestations par semaine de travail assurable jusqu'à concurrence de 25 semaines; 2) la «période de prestations complémentaires pour la catégorie», qui prévoit une semaine de prestations pour deux semaines de gains assurables au-delà de 25 semaines, jusqu'à concurrence de 13 semaines supplémentaires; et 3) une «période de prestations complémentaires pour la région», qui prévoit jusqu'à 32 semaines de prestations, selon le taux de chômage régional. Le montant réel des prestations correspondait au moindre entre le nombre de semaines total pour les trois périodes

ou 50 semaines².

Afin d'appliquer ces critères aux données de l'échantillon, il fallait d'abord établir la durée de l'emploi antérieur en semaines et la région du prestataire. Le premier renseignement a pu être obtenu grâce à la date où l'emploi a débuté et s'est terminé. Malheureusement, le renseignement ne précisait que le mois; il était donc impossible de mesurer ce paramètre avec la même précision que la norme d'admissibilité. On est néanmoins parvenu à déterminer assez précisément l'admissibilité dans la plupart des cas, sauf pour les personnes qui ne travaillaient pas au moment de l'entrevue initiale, qui avaient cumulé plus d'un emploi durant la période de 52 semaines ouvrant droit aux prestations, ou qui comptaient moins que le nombre de semaines exigé dans l'emploi précédant immédiatement le moment où le sujet a répondu au questionnaire. Ces personnes pouvaient fort bien être admissibles si le nombre total de semaines assurables pour tous les emplois ouvrait droit aux prestations. La difficulté est moins grande pour les questionnaires subséquents, car on disposait alors d'un tableau plus complet du travail par mois.

La norme d'admissibilité régionale et la durée des prestations ont été déterminées d'après l'emplacement des CEC. On a fait correspondre le numéro de CEC et la région de l'assurance-chômage afin de pouvoir replacer chaque personne dans une région. Ensuite, pour chaque région touchée par l'enquête, on a récupéré les données mensuelles se rapportant à la norme d'admissibilité et aux prestations complémentaires pour la région, de façon à déterminer la norme et la durée des prestations.

Ces données ont servi à construire deux variables pour l'assurance-chômage. La première mesure est la durée des prestations en semaines. Cette variable devrait avoir une incidence négative sur la probabilité qu'une personne trouve un emploi au cours d'une période donnée et un effet positif sur le salaire après la perte de l'emploi. On est également parvenu à construire une variable pour le salaire de remplacement des personnes recevant des prestations. Bien que les prestations soient égales à 60 p. 100 de la rémunération hebdomadaire assurable pour les personnes admissibles, ce plafonnement signifie que certaines personnes pourraient en réalité recevoir moins de 60 p. 100 de leur salaire antérieur. Les dépenses non discrétionnaires étant habituellement fonction du revenu disponible, les personnes qui touchent des prestations inférieures à 60 p. 100 de leur salaire antérieur pourraient éprouver plus de difficultés durant une période de chômage. Il est donc raisonnable de croire que cet aspect du régime ait pu intervenir sur la stratégie de recherche d'un emploi et ses résultats.

Stratégies de recherche d'un emploi

Les deux variables pertinentes à cet égard sont le salaire d'acceptation et l'intensité de la recherche. Bien qu'on ait demandé aux participants quel salaire ils accepteraient lors de l'entrevue initiale, la question n'a pas été posée aux entrevues subséquentes. Par ailleurs, bon nombre de participants n'ont pas répondu à la question au départ. Par conséquent, nous n'avons pas tenu compte des données sur le salaire d'acceptation.

On possède beaucoup de renseignements sur le comportement des chômeurs dans la recherche d'un emploi. Aux quatre entrevues (à savoir, entrevue initiale et celles survenues deux, six et 12 mois plus tard), on a demandé aux chômeurs de décrire la méthode de recherche utilisée depuis l'entrevue précédente; à combien d'occa-

sions ils avaient recouru à chaque méthode; le nombre d'employeurs qu'ils avaient réussi à rejoindre par téléphone ou par la poste, ou en personne; et le nombre d'offres d'emploi obtenu au moyen de chaque méthode. Les méthodes de recherche ont été réparties en huit catégories : parler à des amis et aux parents; s'adresser directement à un employeur; répondre aux offres d'emploi des journaux; recourir aux services d'un CEC; s'adresser à un centre de recrutement syndical; s'adresser à une agence privée; publier une annonce; et «d'autres méthodes».

On a ensuite bâti un indice de l'intensité de la recherche d'après les renseignements sur le nombre de contacts établis grâce à chaque méthode et d'après le nombre de fois où chaque méthode a été utilisée. Des facteurs de pondération ont été attribués à chaque méthode, compte tenu de leur efficacité mesurée par le nombre d'employeurs rejoints. L'efficacité de la méthode a ensuite été utilisée comme approximation de l'intensité de la recherche d'un emploi. On ne s'est pas servi des renseignements sur les offres d'emploi pour établir l'indice, car ces dernières dépendent à la fois des efforts déployés par les chômeurs pour trouver du travail et des préférences de l'employeur, en partie indépendantes du facteur précédent. Malheureusement, le format avait été légèrement modifié à la dernière entrevue (24 mois). Ainsi, on avait demandé aux chômeurs combien de fois ils avaient recouru à chacune des huit méthodes et combien d'offres d'emploi ils avaient reçues, mais pas combien d'employeurs avaient été rejoints grâce à chaque méthode. En dépit du manque de renseignements sur le nombre de contacts avec les employeurs lors de la dernière entrevue, l'indice d'intensité a été appliqué aux cinq entrevues. Cette méthode a servi à construire l'indice décrit à l'annexe C.

Résultats de la recherche

Pour mesurer l'incidence des paramètres de l'assurance-chômage sur la recherche productive d'un emploi, on avait besoin de renseignements sur la durée de la recherche et ses résultats. La base de données des CEC quantifie deux résultats principaux : les renseignements sur le salaire obtenu après la période de chômage, qui peuvent être comparés au salaire avant la perte de l'emploi, et la durée du chômage. Dans les deux cas, les données des CEC nécessitent certaines modifications avant de pouvoir servir à une analyse empirique. Heureusement, l'enquête d'EIC précisait le salaire de l'emploi en cours et celui des emplois précédents.

Afin de mesurer la productivité de la recherche d'un emploi, on s'est servi du salaire horaire après chômage pour établir la qualité du nouvel emploi obtenu par le travailleur et la façon dont le capital humain avait été préservé entre les deux emplois. Bien qu'une modification du nombre d'heures de travail puisse également déterminer le succès de la recherche d'un emploi, on a traité ce changement séparément de la hausse salariale par unité de temps. Le nombre d'heures de travail hebdomadaire, le genre de salaire et le salaire indiqué ont donc servi à mesurer le salaire horaire.

Pour calculer la durée du chômage, on s'est servi de la situation d'emploi des répondants aux cinq dates correspondant aux entrevues de l'évaluation d'EIC. Les réponses aux questions permettent d'établir à quelle entrevue le sujet mentionne pour la première fois qu'il est chômeur. De cette date, il est possible de calculer la durée du chômage en prenant la date où l'emploi a été perdu. Ensuite, on peut déterminer si le répondant a réussi à trouver un nouvel emploi. Si c'est le cas, on

combine la date du début du nouvel emploi à celle où l'emploi précédent a été perdu pour mesurer la période de chômage. Quand les personnes n'avaient pas trouvé d'emploi à la fin de l'enquête ou avaient abandonné celle-ci, la période de chômage était considérée comme «tronquée». Le seul renseignement que ces personnes apportent à l'analyse est qu'elles étaient sans travail pendant au moins un certain nombre de mois.

En raison de sa construction, cette façon de mesurer la durée du chômage ne permet d'identifier que les personnes qui avaient signalé avoir perdu leur emploi sur l'un des cinq questionnaires. L'exclusion des personnes qui travaillaient à chacune de ces cinq dates mais ont connu une période de chômage entre elles entraîne une sous-estimation des courtes périodes de chômage. On peut cependant identifier la majeure partie de ces dernières, car les répondants fournissent des renseignements sur leur expérience du marché du travail durant chacun des 24 mois couverts par l'enquête. Toutes les périodes de chômage d'au moins un mois peuvent donc être identifiées, même si elles surviennent entièrement entre deux entrevues.

Un problème persiste cependant. En effet, on ne connaît le salaire de l'ancien et du nouvel emploi que lorsque survient une seule période de chômage. Par conséquent, même si on discerne deux périodes de chômage entre les entrevues effectuées à 12 et à 14 mois, par exemple, on ne possède pas les données nécessaires sur le salaire pour analyser l'efficacité des efforts déployés en vue de trouver un emploi. On ne peut donc utiliser que les renseignements portant sur une période de chômage unique entre deux entrevues. Dans un tel cas, il est possible d'établir le salaire avant et après la perte d'un emploi. On peut aussi déterminer la durée du chômage car, pour chaque entrevue suivant la première, on a demandé aux sujets qui travaillaient s'ils avaient changé d'employeur. Lorsqu'un répondant mentionne ne pas travailler pour le même employeur, il est possible de calculer la durée du chômage d'après la date à laquelle le nouvel emploi débute et d'après l'historique mensuel du sujet. On peut donc réduire au minimum le biais attribuable aux brèves périodes de chômage, sous réserve de la fréquence mensuelle des rapports et de multiples brèves périodes de chômage pour lesquelles les données sur le salaire avant et après la perte de l'emploi seraient inexistantes.

Utilisation des données des CEC

Les deux principaux avantages de ces ensembles de données sont la richesse de l'information disponible et la méthode d'échantillonnage séquentielle (suivi) des cohortes. On possède des renseignements sur la participation à un grand nombre de programmes d'emploi des CEC (p. ex. listes d'emploi, services de consultation, programmes de formation, etc.). On dispose aussi des données sur les méthodes de recherche et la perception des conditions sur le marché. Comme l'illustre l'analyse théorique, ces facteurs jouent un rôle important dans le modèle de recherche d'un emploi. Puisque les données d'EIC en permettent l'identification, il est possible d'établir le lien entre les prestations d'assurance-chômage et la recherche productive d'un emploi. L'échantillonnage réitéré des cohortes devient capital, car ainsi on minimise les risques d'une erreur de mémoire. Bien que certains

3 Seuls deux mois sont constants dans l'enquête de suivi à deux mois; dans celle de 24 mois, les variables ont la même valeur qu'à 12 mois.

sondages exigent des répondants qu'ils se rappellent leurs activités de l'année qui précède (Enquête sur l'activité) ou des cinq dernières années (Enquête auprès des travailleurs déplacés), les périodes de l'enquête d'EIC ne sont que de deux, quatre, six et 12 mois. Les données devraient donc être très fiables.

Une des particularités de l'enquête est qu'on dispose d'un relevé mensuel des activités de la population. Pour chacun des 24 mois et pour chaque cohorte, on détient des renseignements indiquant si le sujet travaillait, avait travaillé le mois au complet, avait changé d'employeur, avait été mis à pied ou cherchait un emploi. En principe, ces données permettent d'évaluer la probabilité que le répondant arrête de chercher du travail, compte tenu du type de prestations ordinaires reçues. En outre, chaque entrevue comprenait des questions sur l'intensité et les méthodes de recherche ainsi que les caractéristiques de l'emploi souhaité. Il est donc possible de spécifier un modèle décrivant la probabilité de trouver un nouvel emploi (voir annexe D).

Un facteur limitant d'une telle approche est que les questions relatives au nombre de visites à un CEC ou d'autres indicateurs de l'intensité de la recherche ne sont posées qu'une fois par entrevue, donc que les résultats restent constants plusieurs mois³ même si la situation peut changer d'un mois à l'autre. Quoiqu'il en soit, le salaire désiré et(ou) la source et l'importance du revenu durant la période de recherche varient avec le temps; même si on n'en tient pas compte exactement, le salaire au réemploi peut être attribué à des variables servant d'approximation à la fluctuation des variables pertinentes.

En dépit de leurs nombreux avantages, ces données présentent aussi des lacunes. Tout d'abord, l'information sur les prestations reçues est dans le meilleur des cas incomplète. Seuls les répondants de la deuxième cohorte ont été priés d'indiquer s'ils avaient présenté une demande de prestations. On indique la principale source de revenu après la perte d'un emploi pour les deux cohortes, l'un des choix possibles étant les prestations d'assurance-chômage. Il s'agit cependant d'une mesure imparfaite d'une variable qui aurait pu être mieux quantifiée. Fait encore plus important sans doute, on ne possède aucune précision sur l'admissibilité des personnes interrogées aux prestations ni sur l'épuisement des prestations.

Pour régler la question, on peut construire des formules qui mesureront l'admissibilité et les prestations admissibles avec un certain degré de précision, au moyen des informations recueillies à l'entrevue. Comme on l'a expliqué dans la partie sur la construction des données, la durée de l'emploi et la région sont les principaux déterminants de l'admissibilité aux prestations. Les questionnaires nous renseignent sur ces facteurs. Les mesures artificielles ne sont malheureusement pas

4 Voir le tableau 1.6.5 de l'étude d'Osberg. Remarquons cependant qu'Osberg n'examine que les chômeurs qui font appel à un CEC pour trouver un emploi, alors que notre analyse porte sur toutes les personnes qui ont visité un CEC. Parmi ces dernières, 40 p. 100 ont déclaré s'être rendues au CEC pour d'autres raisons que la recherche d'un emploi. Une application directe des résultats d'Osberg s'avérerait donc inappropriée.

5 On a expliqué aux participants de l'enquête que la chose était impossible, mais certaines personnes se méfient considérablement et pourraient supposer qu'en refusant de participer à l'enquête, elles subiraient des représailles quelconques. Ceux qui éprouvent le plus de crainte à cet égard sont donc les moins susceptibles d'abandonner l'enquête.

parfaites, aussi d'autres sources d'information sont-elles préférables. Lorsque la chose s'est avérée possible, on s'est servi des données du fichier sur «l'état de la demande» applicable aux périodes de chômage depuis 1986. Ce fichier nous donne des renseignements exacts sur l'admissibilité, le montant des prestations reçues et la durée éventuelle des prestations pour ceux qui présentent une demande de prestations.

La nature non aléatoire de l'échantillon pose un problème plus fondamental. Idéalement, l'étude devrait s'appuyer sur un échantillon représentatif mais aléatoire de chômeurs, de telle sorte que les différences au niveau de l'efficacité de la recherche puissent être entièrement attribuées à la variation relative des prestations d'assurance-chômage. Dans l'échantillon d'EIC cependant, tous les participants s'étaient rendus à un CEC — en fait, c'est parce qu'ils s'étaient adressés à un tel centre qu'ils ont participé à l'enquête. Les clients du CEC constituent donc déjà un groupe loin d'être aléatoire et on peut s'attendre à ce que la sélection endogène d'un tel échantillon fausse les résultats.

On pourrait soutenir de façon plausible que ceux qui se rendent à un CEC souhaitent ardemment trouver un emploi et(ou) sont plus susceptibles de tirer parti des programmes d'emploi et de la recherche d'un emploi subventionnée par des prestations ordinaires d'assurance-chômage. Dans un tel cas, la méthode utilisée ici sous-estimerait vraisemblablement l'efficacité de la recherche. Néanmoins, on pourrait aussi émettre l'hypothèse que les personnes qui se rendent au CEC s'efforcent de maximiser la durée de leurs prestations et veulent donner l'impression qu'elles cherchent activement un emploi ou s'informent sur l'assurance-chômage. Les données de l'enquête révèlent que 53 p. 100 des personnes de l'échantillon ont visité un CEC pour trouver du travail alors que 26 p. 100 l'ont fait pour des raisons se rapportant à l'assurance-chômage.

Pour éliminer le biais qui pourrait résulter du profil particulier de ce groupe, il

6 La troncature non aléatoire continue néanmoins de poser un problème, en particulier pour l'estimation du nouveau salaire lorsqu'on utilise une régression comme celle estimée par Addison et Portugal (1989). Dans ce cas, la troncature est identique à l'échantillon car, en raison de la construction de ce dernier, on ne peut analyser que les périodes complètes pour la régression du nouvel emploi. Les équations ajustées du premier stade de l'estimation ne peuvent être appliquées à tous les participants de l'enquête parce que les sujets non tronqués ne sont pas représentatifs de l'ensemble de la population. En d'autres termes, au lieu d'obtenir un salaire estimatif ajusté sans conditions, on peut trouver un salaire ajusté conditionnel à certaines caractéristiques engendrant la troncature. Dans le cas présent, une correction pour la troncature ou la sélection similaire à celle effectuée par Addison et Portugal s'impose. Essentiellement, on se sert d'un modèle à probits pour estimer la probabilité qu'il y aura troncature d'une période, étant donné les caractéristiques observables. On peut ensuite se servir de la régression pour générer un rapport de Mill reposant sur la probabilité d'une troncature de la période pour chaque sujet analysé dans le cadre de la régression de la modification salariale. L'inclusion de cette variable fait en sorte que les coefficients des variables incluses ne sont pas faussés par la sélection des observations.

Pour la régression du taux de probabilité ou de l'intensité de la recherche, la sélectivité n'entraîne aucun biais en soi, car les observations sont incluses, même tronquées. Pour l'intensité de la recherche, l'inscription d'une personne comme observation tronquée — c'est-à-dire supprimée de l'échantillon — ne se fait pas de façon aléatoire. Toutefois, l'absence de caractère aléatoire ne devrait entraîner que des effets de second ordre. La série d'observations utilisée correspond donc aux périodes de chômage pour lesquelles ne manque aucune des variables utilisées dans les régressions. Les personnes qui ont traversé plusieurs périodes de chômage peuvent donc apparaître plusieurs fois dans la base de données.

7 L'étude sur l'intensité de la recherche prend l'enquête comme unité d'observation, à raison d'une observation par enquête. L'étude sur les salaires ne peut utiliser qu'une seule observation par période de chômage, puisque le nouveau salaire n'est relevé qu'une fois, à la fin de la période en question.

faut modéliser la probabilité que les membres de la population générale s'adressent à un CEC. Malheureusement, les données nécessaires pour effectuer une telle analyse n'étaient pas disponibles. La meilleure solution consistait donc à utiliser les résultats d'une étude d'Osberg (1988) établissant la probabilité que la population de l'Enquête sur l'activité recoure aux services d'un CEC en les adaptant d'après un certain nombre de paramètres observables. Les résultats de cette analyse peuvent nous aider à interpréter les constatations de la présente étude, en fonction des données de l'enquête d'EIC⁴.

Enfin, le désir d'une personne de participer à tous les volets de l'enquête peut être lié à l'enquête en soi (à savoir pourrait susciter un problème de «sélection endogène de l'échantillon»), donc fausser les résultats. Les sujets qui veulent subventionner leurs loisirs, par exemple, pourraient vouloir participer davantage à l'enquête de crainte qu'un refus de leur part débouche sur la suppression des prestations⁵. Ceci pourrait les amener à sous-estimer l'utilité des services d'emploi.

Il y a quelques raisons de s'inquiéter du problème. Sur les 5 500 sujets du CEC que la cohorte comptait au départ, 1 231 seulement ont terminé l'enquête. Pareillement, la deuxième cohorte a connu une assez forte érosion, puisqu'elle est passée de 5 765 répondants à 1 472. Plus précisément, 4 989 membres de la deuxième cohorte étaient présents à l'entrevue de deux mois, 3 104 à celle de six mois, 2 375 à celle de 12 mois et 1 472 à la fin du cycle de 24 mois. Le taux de présence aux entrevues de suivi s'établissait respectivement à 86,5 p. 100, 62,2 p. 100, 76,5 p. 100 et 62,0 p. 100. Ces résultats semblent indiquer qu'il ne s'agit pas d'une continuation aléatoire.

Le problème de sélection endogène de l'échantillon ne peut être résolu correctement que par spécification d'un modèle théorique décrivant la probabilité qu'une personne se rende à un CEC, accepte de participer à l'enquête et continue d'y participer tout au long des deux ans. Un tel projet monopoliserait malheureusement plus de ressources que celles disponibles pour celui-ci. Quoiqu'il en soit, on peut atténuer dans une certaine mesure la difficulté, puisqu'on dispose d'observations pour les membres de la deuxième cohorte qui n'ont pas complété le cycle de 24 mois, et que la période de chômage de certains répondants a pu prendre fin avant que les sujets abandonnent l'enquête. Les périodes de chômage interrompues en raison du retrait de l'échantillon sont enregistrées comme une période tronquée à la dernière entrevue. De toute évidence, on n'a pas noté les périodes d'emploi qui ont débuté après la date du retrait. L'utilisation partielle des observations incomplètes augmente la taille de l'échantillon et modifie le problème de sélection pour le transformer en problème moins grave de troncature non aléatoire dans certains cas, mais pas dans tous⁶. Malheureusement, on ne disposait pas d'observations partielles pour la première cohorte. Par conséquent, la présente étude ne porte que sur les membres de la seconde.

Trois autres questions concernant les données doivent être soulevées. Tout d'abord, puisque la constitution de l'échantillon a donné lieu à des erreurs de spécification entre les deux premières études (variation du salaire et intensité de la recherche)⁷ et puisque de nombreuses valeurs manquent, les analyses qui apparaissent aux parties 3 et 4 ne reposent pas sur des sous-échantillons identiques. La fusion des



*Chercher un
emploi exige
fondamentalement
deux décisions de la
part du chômeur :
quels efforts consacrer
à la recherche et à
combien établir le
salaire d'acceptation.*

deux estimations pour étudier la durée du chômage entraîne donc une diminution du nombre total d'observations.

En second lieu, on ne fournit pas de renseignements sur l'intensité de la recherche des travailleurs qui ont connu une période de chômage entre deux entrevues. Ces périodes ne font donc pas partie de l'étude sur l'intensité de la recherche, ni de l'étude finale sur la durée du chômage.

Enfin, l'absence de toute fluctuation du salaire au réemploi outre celle attribuable au salaire avant le déplacement rend l'interprétation des effets sur le salaire, la durée ou l'intensité de la recherche particulièrement hasardeuse. Pour éviter une interprétation erronée de ce qui pourrait n'être qu'une fausse corrélation, nous avons écarté cette variable de l'analyse. L'économétrie ne peut fournir des réponses que dans la mesure où les variables utilisées ne sont pas immuables.

3. L'assurance-chômage et la recherche d'un emploi

Chercher un emploi exige fondamentalement deux décisions de la part du chômeur : quels efforts consacrer à la recherche et à combien établir le salaire d'acceptation. Ces décisions sont corrigées avec le temps (chaque semaine, par exemple) tant et aussi longtemps que la recherche n'aboutit pas à un nouvel emploi. Par conséquent, les efforts de recherche et le salaire d'acceptation sont des facteurs déterminants dans la probabilité de trouver un emploi («taux de probabilité du réemploi»), avec la distribution des possibilités salariales et le comportement des employeurs potentiels.

Comme il est indiqué à la partie 2, l'échantillon de clients du CEC interrogés ne fournit pas l'information requise pour suivre et analyser directement l'évolution du salaire d'acceptation durant la période de chômage. Toutefois, le salaire du nouvel emploi nous permet de mesurer indirectement le salaire d'acceptation à la fin de la période de chômage. Cet aspect est examiné à la partie 4.

Ici, nous nous intéresserons plutôt à l'effort de recherche (ou intensité de la recherche) qui, contrairement au salaire d'acceptation, a été soigneusement mesuré à chaque entrevue. Il y a deux objectifs principaux à cela.

En premier lieu, le comportement de recherche est intéressant en soi. Plus précisément, la façon dont l'intensité de la recherche évolue dans le temps, durant une période de chômage et d'une entrevue à l'autre, fait l'objet d'un contrôle méticuleux. Nous intéressent particulièrement l'incidence de l'admissibilité à l'assurance-chômage sur les efforts de recherche et le moment où ceux qui ne parviennent pas à trouver du travail interrompent leurs recherches. L'importance de ces deux questions pour les politiques relatives à l'assurance-chômage et le meilleur moment d'une intervention est manifeste.

En second lieu, il est nécessaire de prévoir l'intensité de la recherche pour analyser la durée du chômage à la partie 5, car les efforts de recherche et la probabilité de réemploi sont endogènes au processus de recherche d'un emploi : non seulement le fait de chercher plus fort augmente-t-il la probabilité de trouver un emploi, mais plus grande est la probabilité (souhaitée et réelle) de trouver du travail et plus on recherche intensément un emploi. L'analyse de l'intensité de la recherche dans cette partie et l'analyse du salaire au réemploi à la partie 4 nous fourniront deux des éléments nécessaires à l'identification des paramètres de la durée du chômage à la partie 5. Les variables utilisées dans le modèle d'estimation sont décrites à l'annexe D.

Lorsqu'on interprète les résultats du modèle, il convient de se rappeler que l'échantillon n'est vraisemblablement pas tout à fait représentatif de la population canadienne. De plus, les coefficients estimatifs pourraient inclure un biais cohérent avec un échantillon plus jeune et plus pauvre, où les hommes sont surreprésentés. Plusieurs constatations se dégagent :

- Les prestataires de 25 à 44 ans cherchent significativement plus un emploi que

les autres groupes d'âge.

- Les hommes cherchent significativement plus un emploi que les femmes.
- Les personnes qui ont terminé leur cours secondaire cherchent plus fort, et il en va de même pour ceux qui possèdent un diplôme universitaire, comparativement aux répondants qui n'ont pas terminé leur cours secondaire.
- Les membres des minorités visibles sont beaucoup plus actifs que les autres groupes.
- La recherche d'un emploi est sensiblement moins intense dans les provinces de l'Atlantique (sauf en Nouvelle-Écosse), au Québec et au Manitoba, et un peu moins intensive dans l'ouest du Canada, par rapport à l'Ontario.
- Comparativement aux petites villes, on cherche moins intensément un emploi dans les régions rurales, mais les efforts sont plus intenses à Montréal, Winnipeg, Edmonton et Calgary, alors que la recherche est moins intensive à Ottawa.
- Les personnes syndiquées lors de leur dernier emploi ne cherchent pas autant que les autres prestataires. Cette remarque est valable même lorsque l'échantillon exclut les personnes qui s'attendent à être rappelées par l'employeur.
- La durée du dernier emploi n'a pas une incidence significative sur l'intensité de la recherche.
- La rémunération antérieure ne joue pas un rôle déterminant dans l'effort de recherche.
- Ceux qui dépendent principalement du revenu familial ont tendance à moins chercher que les autres sujets.
- L'intensité de la recherche ne dépend pas de façon significative de l'admissibilité aux prestations. Le seul effet observable de l'assurance-chômage est que les chômeurs qui ont droit à des prestations de 40 à 49 semaines paraissent chercher plus fort que ceux admissibles à 50 semaines, mais l'effet est relativement faible.

L'incidence assez faible de l'admissibilité aux prestations et de la durée potentielle des prestations sur l'effort de recherche n'est pas incohérente avec la théorie économique selon laquelle des subventions plus élevées nuisent à la recherche d'un emploi, mais rendent aussi cette dernière moins coûteuse, donc plus efficace et utile. Le verdict des clients des CEC échantillonnés dans le cadre de l'étude est que ces deux effets s'annulent dans la plupart des cas. Cette constatation concorde avec les observations d'une étude récente sur le comportement d'un groupe de chômeurs du sud-est de Montréal à l'égard de la recherche d'un emploi (Fortin et Prévost, 1993).

Les résultats indiquent également que la recherche débute rapidement après le licenciement et demeure à un niveau presque constant durant les neuf mois suivants. Par la suite, l'intensité de la recherche diminue de façon soutenue et finit

8 Un troisième résultat se rapporte à la méthodologie : les coefficients estimatifs de l'équation réduite qui apparaissent au tableau D-1 (colonne 1) permettent de calculer la valeur de l'indice de l'intensité de la recherche. Ces coefficients serviront à l'analyse de la durée du chômage à la partie 5.

par se stabiliser à un niveau beaucoup plus bas au bout de 18 mois. À toutes fins pratiques, le chômeur cesse alors de chercher un emploi. Cette évolution de l'intensité de la recherche dans le temps diffère de celle relevée par Fortin et Prévost (1993) avec l'échantillon de chômeurs à long terme de Montréal, en ce sens que les chômeurs de l'échantillon des CEC semblent abandonner plus tôt après le début de la recherche.

Deux résultats majeurs semblent émerger de notre analyse de la recherche d'un l'emploi. Tout d'abord, l'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage et la durée potentielle des prestations n'influent pas de façon significative sur l'intensité de la recherche. Il semble exister une «valeur ajoutée» puisque l'effet net de l'admissibilité sur le comportement du chômeur est théoriquement incertain et ne peut être estimé que de façon empirique. En second lieu, les personnes qui cherchent un emploi ont tendance à abandonner leur quête après 18 mois d'échec environ⁸.



La recherche productive d'un emploi dépend étroitement du salaire du nouvel emploi, car celui-ci mesure avec quelle maîtrise le chômeur réussit à sauvegarder son capital humain.

4. *L'assurance-chômage et le salaire au réemploi*

Quel effet les prestations d'assurance-chômage ont-elles sur la recherche productive d'un emploi, telle que mesurée par le salaire obtenu après une période de chômage? Nos constatations reposent sur une analyse statistique du nouveau salaire compte tenu de plusieurs caractéristiques du sujet et de la norme d'admissibilité aux prestations ordinaires d'assurance-chômage (POAC). La recherche productive d'un emploi dépend étroitement du salaire du nouvel emploi, car celui-ci mesure avec quelle maîtrise le chômeur réussit à sauvegarder son capital humain. Un des buts du régime d'assurance-chômage est d'aider le chômeur pendant qu'il cherche un emploi, cela afin de lui permettre de choisir l'emploi le plus approprié même s'il doit pour cela prolonger son chômage. Il s'ensuit un effet positif non seulement pour le chômeur qui réussit ainsi à préserver son revenu, mais aussi pour la société puisqu'une recherche fructueuse donne lieu à une valeur ajoutée et à une productivité supérieures.

L'unité observée dans cette analyse est la période de chômage. Les variables comprennent les caractéristiques personnelles du travailleur, le salaire avant et après le licenciement et la durée du chômage.

Manifestement, les prestations d'assurance-chômage influent de façon positive sur le nouveau salaire, mais l'effet est assez faible. Ce dernier a été mesuré au moyen des variables nominales pour le nombre de semaines de prestations réparties comme suit : 1) non admissible aux prestations; 2) moins de 30 semaines de prestations; 3) 30 à 39 semaines de prestations; 4) 40 à 49 semaines de prestations; et 5) 50 semaines de prestations.

L'usage de variables nominales est préférable au nombre réel de semaines de prestations, car ainsi on n'impose pas de relation de plus en plus grande entre les semaines de prestations et le nouveau salaire. De fait, les données ne supportent pas une telle relation. Au contraire, le nouveau salaire semble correspondre à une fonction «en escalier» du nombre de semaines de prestations. On trouvera à l'annexe E une analyse de la méthode économétrique utilisée pour estimer l'incidence des prestations sur le salaire.

Résultats

Une des principales préoccupations que soulève un régime d'assurance-chômage en matière de politiques est que les prestations fassent plus de tort que de bien en raison d'une dévalorisation, d'une stigmatisation ou d'une érosion des compétences. En apprenant au chômeur à être patient et à se montrer sélectif dans la recherche d'un emploi, les prestations d'assurance-chômage pourraient bien engendrer de tels effets négatifs et déboucher sur l'acceptation d'un salaire plus bas. Rien ne confirme l'hypothèse cependant qu'une période de chômage prolongée entraîne une réduction du salaire au réemploi. On pourrait l'expliquer par l'absence de dévalorisation, de stigmatisation ou d'érosion des compétences dans l'échantillon ou par l'annulation de l'effet négatif par un effet positif qui rend la recherche pro-

ductive, c'est-à-dire en vertu duquel une plus longue période de chômage indique que le travailleur attend patiemment une offre intéressante.

Les résultats présentés au tableau E-1 suggèrent que les travailleurs inadmissibles obtiennent un nouveau salaire de 7 à 9 p. 100 plus faible approximativement que les personnes qui reçoivent 50 semaines de prestations. Les personnes admissibles à moins de 30 semaines de prestations connaissent généralement une baisse de salaire de 5 p. 100, remarque également valable pour celles qui reçoivent de 30 à 40 semaines de prestations. Les personnes qui reçoivent de 40 à 50 semaines de prestations ont pratiquement le même salaire que celles qui touchent 50 semaines de prestations.

Le calcul dévoile d'autres résultats intéressants. Ainsi, les personnes mariées, celles qui gardent longtemps leur emploi et les travailleurs les plus jeunes sont les plus susceptibles de retrouver un emploi. Paradoxalement, le niveau de scolarité ne semble pas jouer un rôle significatif dans la hausse ou la diminution des chances de trouver un nouvel emploi. Enfin, l'équation sur les salaires révèle quelques-unes des observations caractéristiques aux études sur les travailleurs déplacés : ce sont les femmes et les travailleurs en poste depuis longtemps ou les travailleurs syndiqués qui ont le plus à perdre d'un changement d'emploi, même lorsqu'on tient compte de la raison à l'origine du changement. La seule différence notable dans notre estimation en ce qui concerne les résultats habituels obtenus avec les travailleurs déplacés, est que les travailleurs plus jeunes perdent davantage lorsqu'ils changent d'emploi. On pourrait le devoir à la composition particulière de l'échantillon.

Quelques essais de résistance

Pour mieux comprendre les résultats de la partie qui suit, il serait bon d'analyser dans une certaine mesure la sensibilité des résultats aux variations de l'échantillon et aux déterminants du salaire de l'emploi perdu.

Femmes

Toutes choses égales d'ailleurs, le fait que les hommes détiennent un meilleur salaire que les femmes au réemploi indique que les déterminants du salaire du nouvel emploi doivent être examinés séparément pour les femmes. Les résultats relatifs aux femmes (tableau E-4) révèlent que ces dernières ont tendance à recevoir un salaire inférieur à l'ancien lorsqu'elles trouvent un nouvel emploi. Les femmes semblent aussi enregistrer une érosion plus rapide du salaire lors d'une période de chômage. Parallèlement, certaines variables — état civil et syndicalisation du nouvel emploi — ont pratiquement le même effet sur les hommes et les femmes. L'assurance-chômage ne semble guère avoir d'effets favorables sur le nouveau salaire des femmes pour qui apparemment, une période de prestations plus courte s'avérerait bénéfique. Combinés, ces résultats donnent à penser que les conditions de recherche d'un emploi pourraient être fort différentes pour les femmes, du moins celles de l'échantillon.

Provinces de l'Atlantique

On admet généralement que le régime d'assurance-chômage joue deux rôles : subventionner la recherche d'un emploi et stabiliser le revenu. Il est donc raisonnable de supposer que le régime aura une moins grande incidence sur le nouveau



Les travailleurs sans emploi — en particulier ceux qui, à cause d'un appariement particulièrement heureux, ou pour une autre raison, gagnaient un salaire supérieur au salaire moyen des autres travailleurs présentant des caractéristiques identiques — s'efforcent de «garder» leur ancien salaire, donc restent plus longtemps au chômage.

salaire des personnes qui se servent simplement des prestations pour boucler leur budget en «morte saison», notamment dans le cas des travailleurs saisonniers. Cette situation pourrait faussement réduire la véritable utilité des prestations pour ceux qui se servent du programme comme d'une assurance. On a déterminé cet effet par analyse de régression des données des provinces de l'Atlantique, cette région connaissant une forte concentration des emplois saisonniers. Les résultats de l'analyse apparaissent au tableau E-5.

L'aspect sans doute le plus intéressant des résultats est que seul l'ancien salaire semble influencer sur le nouveau. On pourrait le devoir en partie au fait que l'échantillon est assez restreint (140 cas). Notons néanmoins que le coefficient du salaire disparu est pratiquement identique à celui obtenu pour la population en général. La durée du chômage exerce toutefois une influence beaucoup plus marquée, bien qu'on n'ait pu l'estimer avec précision. L'effet des prestations d'assurance-chômage ne semble pas radicalement différent dans cette région. Quoiqu'on ait écarté le groupe de 0 à 30 semaines en raison du manque d'observations, on ne peut dire que les personnes inadmissibles au régime sont plus mal loties que celles qui touchent 50 semaines de prestations.

Déterminants du salaire de l'emploi perdu

On a procédé à une dernière analyse des déterminants du salaire de l'emploi perdu. Cette analyse s'avère intéressante, car elle apporte certaines lueurs sur les caractéristiques de l'échantillon. Si on détermine l'ancien salaire en grande partie de la même façon qu'on le fait pour la population générale, l'applicabilité des résultats relatifs aux nouveaux salaires à l'ensemble de la population suscitera davantage la confiance. Les résultats qui apparaissent au tableau E-6 démontrent un relèvement des profils âge/salaire et âge/durée de l'emploi cohérent avec la théorie habituelle du capital humain. Le niveau de scolarité a néanmoins une influence relativement faible. Le résultat sans doute le plus surprenant demeure que les variables régionales atteignent leur valeur la plus faible en Ontario et la plus forte dans les Prairies, la première province ayant profité d'une économie relativement dynamique à l'époque, alors qu'on assistait à la situation inverse dans les Prairies. Ce résultat pourrait signaler l'existence d'un biais au niveau de la sélection de l'échantillon, en ce sens que les personnes qui se rendent à un CEC sont souvent celles qui éprouvent de la difficulté à trouver un nouvel emploi. Il se pourrait qu'en Ontario, il s'agissait surtout de travailleurs marginaux, tandis que dans les Prairies, ce sont les travailleurs compétents qui ont pu éprouver des difficultés de ce genre. Pareil phénomène expliquerait les résultats présentés ici. Outre cela, rien n'indique que l'échantillon n'est pas représentatif.

5. Déterminants de la durée de recherche d'un emploi

Pour effectuer une analyse statistique de la probabilité de trouver un emploi, on a associé diverses caractéristiques personnelles à la durée du chômage et à l'intensité de la recherche calculée à la partie 3, ainsi qu'au nouveau salaire prévu obtenu à la partie 4. La méthode retenue pour l'analyse (voir annexe F) facilite l'étude des liens entre les politiques d'assurance-chômage et la durée du chômage ainsi que l'incidence du salaire d'acceptation et de l'intensité de la recherche.

Résultats empiriques

Les résultats montrent qu'un taux de chômage régional élevé réduit considérablement la probabilité de trouver un emploi. On constate aussi que les travailleurs sans emploi — en particulier ceux qui, à cause d'un appariement particulièrement heureux, ou pour une autre raison, gagnaient un salaire supérieur au salaire moyen des autres travailleurs présentant des caractéristiques identiques — s'efforcent de «garder» leur ancien salaire, donc restent plus longtemps au chômage. La seule explication est que ces travailleurs tentent d'obtenir le même salaire, supérieur à la moyenne, pour leur nouvel emploi.

Les résultats révèlent également qu'au cours de la période examinée, certains travailleurs sans emploi n'ont accusé qu'une faible diminution de salaire et de brèves périodes de chômage, alors que d'autres ont souffert de lourdes pertes et ont mis beaucoup de temps à retrouver un emploi. Cette dernière constatation pourrait être expliquée par le fait que les compétences recherchées sur le marché du travail ont changé et que les effets résultants étaient supérieurs aux effets d'une recherche productive.

L'analyse permet de quantifier l'effet du nombre de semaines de prestations d'assurance-chômage sur la probabilité de trouver un nouvel emploi. Il est ensuite possible de transformer les résultats pour déterminer l'effet sur la durée du chômage et sur le taux de chômage (voir partie 6). Le fait que l'intensité de la recherche et le salaire n'expliquent pas la totalité de l'effet sur la probabilité de retrouver un emploi signifie qu'il n'existe pas de relation directe entre les effets des prestations d'assurance-chômage sur le taux de chômage et les effets du salaire du nouvel emploi et de l'intensité de la recherche. Bref, un autre aspect des prestations d'assurance-chômage intervient en exerçant un effet à la baisse sur la probabilité de trouver un nouvel emploi.

Essais de résistance

Les essais de résistance effectués à la partie précédente ont été repris dans cette partie. On a donc divisé les hommes et les femmes de l'échantillon et procédé à un calcul distinct pour les provinces de l'Atlantique. De plus, on a procédé à une estimation différente pour les personnes admissibles aux prestations et celles qui



Une version extrémiste de ce point de vue est que les prestataires ne chercheront pas du travail avant d'avoir pratiquement épuisé leurs prestations.

ne l'étaient pas.

Les résultats des deux premiers essais (voir tableaux F-3 et F-4) suggèrent qu'il existe relativement peu de différences entre les hommes et les femmes, ainsi qu'entre les provinces de l'Atlantique et le reste du Canada en ce qui concerne l'effet de la durée des prestations sur les possibilités de réemploi. Pour les personnes admissibles et non admissibles, les résultats (voir tableau F-5) donnent à penser que les personnes non admissibles sont plus hétérogènes que les personnes admissibles aux prestations, bref que les premières constituent un groupe particulier, au Canada, sans doute un mélange de cas atypiques.

Dans l'ensemble, les résultats des essais de stabilité révèlent qu'il existe des variations entre certains sous-groupes de la population et que ces variations semblent apparentées à des degrés de diversité différents chez les groupes. Ces effets ont une plus grande incidence sur les variables du salaire ajusté et du salaire perdu que sur la variable de l'intensité de la recherche.

9 Lire, par exemple, Davidson et Woodbury (1993).

6. Implications pour les politiques d'assurance-chômage

Les résultats de l'étude intéresseront à plusieurs égards ceux qui élaborent les politiques. Tout d'abord, l'analyse des relations entre l'intensité de la recherche et les prestations d'assurance-chômage s'attaque à l'une des principales critiques formulées au sujet du régime d'assurance-chômage, à savoir que l'existence des prestations incite les chômeurs à chercher moins activement un emploi et, par conséquent, augmente le taux de chômage. Selon un tel point de vue, les prestations d'assurance-chômage aggravent le problème au lieu de le résoudre. Une version extrémiste de ce point de vue est que les prestataires ne chercheront pas du travail avant d'avoir pratiquement épuisé leurs prestations. Les expériences sur l'assurance-chômage effectuées aux États-Unis⁹ semblent confirmer dans une certaine mesure cette opinion et donnent à penser que les personnes sans emploi pourraient réduire leur période de chômage sans subir de diminution de salaire.

Notre étude a dévoilé un effet relativement bénin des prestations d'assurance-chômage sur l'intensité de la recherche d'un emploi. Elle aurait manifestement pu montrer que la durée de la recherche varie avec son intensité, car les répondants ont fourni des détails sur la stratégie qu'ils utilisaient pour trouver un emploi à plusieurs occasions. Pourtant, les résultats ne confirment pas l'existence du type extrême de recherche précitée, soit une recherche anémique jusqu'à l'épuisement des prestations suivie d'efforts frénétiques pour trouver un emploi. On peut en conclure que la politique qui a pour but d'atténuer les effets nuisibles du chômage n'aggrave pas le problème en supprimant l'incitation de chercher un emploi chez les chômeurs. Néanmoins, il semble que le découragement gagne les personnes sans emploi depuis plus de 12 mois, ce qui débouche sur un ralentissement des efforts. Cette constatation conduit à penser qu'un programme visant à aider les personnes au chômage depuis longtemps à chercher un emploi serait plus que souhaitable.

Bien qu'on possède peu de renseignements sur ce qu'il advient des personnes sans emploi depuis plus de 12 mois (elles représentent environ 1 p. 100 de l'échantillon), il se peut que bon nombre d'entre elles finissent par quitter la population active et par se tourner vers l'aide sociale. Ces personnes ont typiquement tendance à rester plus longtemps aux crochets de l'assistance publique et à éprouver plus de difficultés à rentrer dans la population active. En les amenant à ralentir leurs efforts de recherche, les prestations d'assurance-chômage pourraient aggraver le problème des personnes qui chôment depuis longtemps, raison supplémentaire pour instaurer un programme exclusivement destiné aux chômeurs à long terme, en vue de leur éviter le passage de l'assurance-chômage à l'aide sociale.

L'étude sur le salaire au réemploi présente également un certain intérêt étant donné le point de vue largement répandu que les prestations d'assurance-chômage ne font qu'inciter les bénéficiaires à retarder la recherche d'un emploi. On pourrait en déduire que les personnes touchant des prestations pendant une longue période de temps ne parviendront pas à obtenir un meilleur salaire que les personnes

qui chôment brièvement quand elles trouvent un nouvel emploi. Cela ne semble cependant pas le cas. Une période de prestations prolongée paraît bien agir sur le nouveau salaire. L'effet n'est pas nécessairement constant à tous les taux de prestations, et tout indique que les effets bénéfiques de l'assurance-chômage sur le nouveau salaire se réalisent pratiquement tous avant 50 semaines de prestations. En outre, la moitié au moins des effets bénéfiques des prestations d'assurance-chômage semblent se produire entre la 30^e et la 40^e semaine de prestations. Toutes choses égales d'ailleurs, l'écart entre l'absence de prestations et des prestations de 50 semaines est de l'ordre de 7 à 9 p. 100 à l'égard du nouveau salaire. Bref, un chômeur obtiendrait un nouveau salaire horaire de 8 \$ au bout de 50 semaines de prestations comparativement à environ 7,32 \$, en l'absence de prestations.

Pour cerner les implications directes d'un tel résultat à l'égard des politiques, une analyse des coûts par rapport aux avantages s'impose. Si 50 semaines de prestations augmentent le salaire d'une personne de 0,68 \$ l'heure, on obtient une amélioration de 27,20 \$ par semaine de 40 heures et de 1 360 \$ par année, pour 50 semaines de travail. Cette prime pourrait être perçue pendant plusieurs années de telle sorte qu'il faudrait en calculer la valeur actuelle. Cet avantage doit être opposé au coût de 50 semaines de prestations, à raison de 176 \$ par semaine (8 \$ x 40 x 0,55) ou 8 800 \$. Il s'agit là d'un plafond car la plupart des chômeurs n'utilisent pas la totalité de leurs prestations; de fait, bon nombre de ces personnes ne sont jamais parvenues à la troisième phase des prestations entre 1986 et 1988. Une période de récupération de 10 ans pourrait suffire à rendre un tel investissement valable pour un particulier, et éventuellement du point de vue social.

Parallèlement, les résultats suggèrent que beaucoup de ces résultats positifs pourraient être atteints avec un plus petit nombre de semaines de prestations. Un maximum de 40 semaines de prestations ou moins pourraient notamment donner la même impulsion au niveau du salaire, mais à un coût global inférieur, ce qui raccourcirait la période de récupération. La durée de la période de récupération peut être capitale. En effet, si les primes d'assurance-chômage ne sont perçues que temporairement ou si l'employé a tendance à garder son emploi moins de dix ans, la subvention que représente l'assurance-chômage pourrait s'avérer trop coûteuse.

L'étude des effets des prestations sur l'intensité de la recherche d'un emploi montre que l'admissibilité à l'assurance-chômage n'a guère d'incidence directe sur le comportement des chômeurs qui recherchent un emploi. Pourtant, on constate aussi que la durée du chômage a de sérieuses répercussions sur la recherche d'un emploi. Dans la mesure où elles ont tendance à prolonger la durée du chômage, les prestations pourraient directement affaiblir l'intensité de la recherche. Nous reviendrons à cet aspect par la suite.

À certains égards, les implications de l'étude sur la probabilité de trouver un nouvel emploi sont tributaires des deux premières études. Bien que la durée des prestations d'assurance-chômage réduise la probabilité de trouver un nouvel emploi, il pourrait simplement s'agir d'une conséquence de l'effet sur l'intensité de la

10 Lire Gunderson et Riddell (1993), qui rapportent une probabilité moyenne de réemploi de 0,22 pour la période 1976-1991; cette probabilité devrait augmenter à 0,29 si les prestations passent de 50 à 0 semaines.

11 Comme indiqué par Gunderson et Riddell (1993); voir tableau 24.3.



recherche ou du relèvement du salaire d'acceptation, à l'origine du salaire plus élevé au réemploi observé dans la deuxième partie de l'étude.

En réalité cependant, l'analyse n'appuie pas cette interprétation. Quand on ajoute les variables qui contrôlent l'intensité de la recherche et les attentes à l'égard du nouveau salaire à l'équation servant à calculer la probabilité de trouver un nouvel emploi, on constate qu'elles ont effectivement un effet significatif. Toutefois, les variables qui déterminent la durée des prestations ont elles aussi un effet lorsqu'on les ajoute séparément.

Les résultats conduisent à penser que la probabilité de trouver un nouvel emploi est de 33 p. 100 plus élevée pour une personne qui ne touche pas de prestations que pour la même personne disposant de 50 semaines de prestations, quand on ne tient compte que des effets directs. Lorsqu'on applique ce résultat à la probabilité moyenne de réemploi signalée pour le Canada entre 1976 et 1991¹⁰, on obtient une durée de chômage estimative de 3,76 mois (0 semaine de prestations) au lieu de 4,55 mois (50 semaines de prestations). Partant de cette approximation, on estime que le taux de chômage correspond à l'incidence du chômage multipliée par sa durée moyenne (en mois), ce qui donne une incidence hebdomadaire moyenne (par mois) d'environ 3,1 p. 100¹¹, soit un taux de chômage de 14 p. 100 pour la période de prestations la plus longue et de 11,7 p. 100 pour la plus courte. Ces résultats sont manifestement approximatifs et ne servent qu'à quantifier grossièrement l'incidence d'un régime où chacun disposerait de 50 semaines de prestations et celle d'un régime où les prestations n'existeraient pas. L'effet mesuré ne tient pas compte des prestations complémentaires pour la région, ni des effets de l'intensité de la recherche ou du salaire au réemploi. De plus, le calcul suppose qu'on peut extrapoler les réactions comportementales observées ici à l'ensemble de la population — ce qui est loin d'être évident en soi.

Une des conséquences des résultats est que la probabilité de trouver un nouvel emploi est aussi bonne pour les personnes recevant des prestations pendant moins de 30 semaines — mais pendant quelques-unes néanmoins — que pour les personnes non admissibles. La probabilité pour ce groupe dépasse celle des chômeurs qui touchent 50 semaines de prestations de 31 p. 100. Le groupe qui a reçu moins de 30 semaines de prestations ne représentait toutefois que 2 p. 100 de l'échantillon, si bien que les résultats pourraient ne pas être fiables. Les personnes qui faisaient partie des groupes touchant de 30 à 40 semaines et de 40 à 50 semaines de prestations connaissent une moins bonne probabilité de trouver un nouvel emploi que les personnes non admissibles au régime. Il existe donc bien des indices voulant que les prestations d'assurance-chômage aient un effet significatif sur la durée du chômage, étant donné l'effet de ce paramètre sur le taux de chômage.

Les prestations d'assurance-chômage ont une incidence négative non négligeable sur la probabilité de réemploi, incidence qui se traduit par un effet positif sur le taux de chômage.



7. Conclusion

Plusieurs conclusions intéressantes ressortent de l'étude. Tout d'abord, les prestations ne semblent pas avoir d'incidence négative significative sur la recherche productive d'un emploi telle que mesurée par l'*intran*t des chômeurs, c'est-à-dire leurs efforts de recherche. Ce résultat peut paraître surprenant, étant donné les résultats des expériences sur l'assurance-chômage entreprises aux États-Unis. Pour l'instant, ces résultats reposent sur des méthodes trop dissemblables pour qu'on établisse une concordance directe. Éventuellement, on pourrait néanmoins entreprendre des travaux pour déterminer l'intensité de la recherche d'un emploi un peu comme on l'a fait avec l'ensemble de données des CEC.

On a également établi la productivité de la recherche d'un emploi d'après les *extrants* de la recherche, c'est-à-dire le salaire du nouvel emploi et la probabilité de retrouver un emploi. À cet égard, l'étude révèle que les prestations d'assurance-chômage peuvent augmenter le salaire après une période de chômage donnée. Cet effet n'est toutefois peut-être pas aussi important que les coûts engagés. Une analyse de rentabilité plus poussée à partir des résultats de l'étude pourrait éclaircir la situation.

Enfin, le fait que la relation entre la durée des prestations et le nouveau salaire n'est pas constante laisse croire qu'une période de prestations maximale inférieure à 50 semaines pourrait constituer la durée optimale du point de vue de la rentabilité.

L'incidence des prestations sur la probabilité de trouver un emploi donnent à penser que les prestations ont aussi un effet significatif sur le taux de chômage global, mais cet effet ne semble pas s'étendre à l'intensité de la recherche d'un emploi et au salaire du nouvel emploi. Les résultats sont légèrement déroutants, car le modèle de recherche d'un emploi utilisé ici paraît complet. Il se peut qu'aucune incidence négative des prestations sur l'intensité de la recherche n'ait été relevée parce que les participants à l'enquête n'ont pas osé avouer aux représentants d'EIC qu'elles ne cherchaient pas de travail. Incontestablement, la durée des prestations agit d'une manière indéterminée sur la durée du chômage. L'existence des prestations complémentaires pour la région pourrait être une possibilité, puisqu'elles servent d'approximation aux conditions de la demande locale. Cette possibilité a cependant été éliminée lorsqu'on a ajouté séparément les prestations complémentaires pour la région. L'effet direct de la durée de la période de prestations ne disparaît pas à l'addition de ce facteur.

La conclusion finale de l'étude est que les prestations d'assurance-chômage ont une incidence négative non négligeable sur la probabilité de réemploi, incidence qui se traduit par un effet positif sur le taux de chômage. Parallèlement à cet effet, la durée des prestations semble avoir un effet positif sur le salaire quand elle prolonge la recherche d'un emploi. Cet effet positif n'est guère important et pourrait être réalisé avec une période maximale de prestations plus courte. Lorsqu'on évaluera l'utilité des prestations, il conviendrait de comparer cette incidence positive de la recherche aux coûts du régime représentés par les prestations versées et le relèvement du taux de chômage.

Annexe A — La théorie de la recherche d'un emploi

On trouvera une excellente introduction à la théorie de la recherche d'un emploi dans Devine et Kiefer (1991). Le deuxième chapitre de l'ouvrage décrit les paramètres essentiels de l'environnement économique, qui sont approximativement les suivants.

- 1 Le modèle est appliqué à une période discrète. Après τ périodes de recherche, la probabilité qu'une personne i trouve un emploi est $\delta_{i,\tau} = d(e_{i,\tau}, a_{i,\tau})$. Cette probabilité dépend des efforts de recherche de l'individu $e_{i,\tau}$ et de la combinaison entre l'efficacité du processus d'appariement et le désir d'embaucher des employeurs, représentée par le taux de base à l'arrivée $a_{i,\tau}$. Cette probabilité pourrait varier dans le temps si les employeurs hésitent à engager les personnes au chômage depuis longtemps ou si l'intensité de la recherche fluctue avec la durée du chômage, par exemple. Le coût de la recherche pour un chômeur est représenté par la fonction $c(e_{i,\tau})$.
- 2 On représente la distribution des offres salariales par la fonction de densité $f_{i,\tau}(w)$ spécifique à chaque cas. Cette fonction peut en elle-même varier avec la durée de la recherche, peut-être à cause de la dépréciation du capital humain ou de la stigmatisation attribuable au chômage.
- 3 Une offre d'emploi peut être rejetée, par exemple quand elle est inférieure au salaire d'acceptation $w^r_{i,\tau}$ du chômeur. Le choix d'un salaire d'acceptation dépend de la façon dont le chômeur perçoit la répartition des salaires et de l'intérêt qu'il porte à rester au chômage.
- 4 Les prestations d'assurance-chômage durent un temps limité et correspondent à une fonction non décroissante du salaire avant la perte de l'emploi. La personne qui cherche un emploi peut avoir d'autres sources de revenu qu'elle peut utiliser pour financer la recherche d'un emploi. On suppose qu'une personne i reçoit un revenu total $b_{i,\tau}$ par période, après avoir cherché un emploi pendant τ périodes.
- 5 On suppose que les personnes maximisent la valeur estimative actualisée de leur revenu pour toute la durée de leur vie et utilisent le taux d'intérêt r pour l'actualisation.
- 6 Les caractéristiques personnelles $e_{i,\tau}$, $a_{i,\tau}$, $f_{i,\tau}(w)$, $w^r_{i,\tau}$ et $b_{i,\tau}$ peuvent ou non être entièrement expliquées par un vecteur des caractéristiques observables \mathbf{X}_i .

En vertu de ce modèle, les chômeurs déterminent une intensité de recherche et un salaire d'acceptation qui varient avec $f_{i,\tau}(w)$, $b_{i,\tau}$, et l'offre de base au départ $a_{i,\tau}$. 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 recherche sont constantes dans le temps, le salaire d'acceptation est implicitement donné par l'équation :



$$w_i^r = b_i - c(e_i) + \frac{\delta_i}{r} \int_{w_i^r}^{\infty} (w - w_i^r) f_i(w) dw \quad (1)$$



On détermine l'intensité de recherche en appliquant une condition simple de premier degré qui fait correspondre l'avantage marginal de la recherche à son coût marginal :

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

Dans le cas général cependant, le salaire d'acceptation peut varier dans le temps en raison des modifications subies par $a_{i,\tau}$, $f_{i,\tau}(w)$, ou $b_{i,\tau}$. Le revenu qui vient d'une autre source que le travail pourrait varier avec le temps lorsque les prestations prennent fin ou que les économies s'épuisent. La probabilité de trouver un emploi pourrait diminuer avec τ si l'employeur voit dans une plus longue période de chômage un signe alarmant. La répartition des offres salariales pourrait se déplacer vers la gauche avec le temps si les compétences du travailleur s'érodent durant la période de chômage ou si l'employeur suppose qu'une période de chômage prolongée indique un travailleur de qualité inférieure méritant un plus bas salaire. Dans ce cas général, il est beaucoup plus difficile de calculer le salaire d'acceptation et l'effort de recherche, car la solution repose sur une valeur estimative et la somme change avec chaque période.

Dans l'un ou l'autre cas, pour la période de chômage complétée, la distribution du salaire au réemploi est décrite par la fonction de densité conditionnelle suivante :

$$f_{i,\tau}(w \mid w \geq w^{r_{i,\tau}}) \quad (3)$$

La distribution de la période d'attente précédant la découverte et l'acceptation d'un emploi peut être établie si on tient compte du fait que, pour chaque période, la probabilité de quitter le chômage est la suivante :

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

Annexe B — Caractéristiques de l'échantillon utilisé pour l'estimation du taux de probabilité

Tableau B-1
Valeur des variables sélectionnées

Variable	%
Sexe masculin	63
Région rurale	15
Groupe minoritaire	3
Marié	44
Chef de famille	30
Obtention d'un nouvel emploi	48
Réputé admissible aux prestations	—

Tableau B-2
Valeurs maximale, minimale et moyenne des variables sélectionnées

Variable	Minimum	Maximum	Moyenne
Heures par semaine			
ancien emploi	1	90	35,4
nouvel emploi	0	85	37,1
Salaire horaire			
ancien emploi	0,62 \$	62,5 \$	8,28 \$
nouvel emploi	1,25 \$	70,0 \$	8,57 \$
Écart salarial	-2,59 \$	3,27 \$	0,05 \$
Durée du chômage	1 mois	118 mois	13,23 mois
Durée des prestations ¹	0 semaine	52 semaines	33 semaines
Taux de prestations réel	17 %	60 %	58 %
Prestations complémentaires pour la région	0 semaine	32 semaines	23,3 semaines

¹ Comprend les deux premières semaines pour lesquelles les prestations ne sont pas versées.



Tableau B-3A
Variables nominales : âge, scolarité, raison de l'abandon de l'ancien emploi

Variable	%
Groupe d'âge	
15-19	6,3
20-24	28,2
25-44	53,7
45-64	11,7
65 et plus	0,0
Niveau de scolarité le plus élevé	
Primaire	5,1
Secondaire	60,9
Postsecondaire ou universitaire	32,0
Autre	2,0
Raison de l'abandon de l'ancien emploi	
Perte de l'emploi/licenciement	57,1
Déménagement, maladie/invalidité, motif personnel, retour aux études/formation, insatisfaction, départ volontaire, retraite	25,8
Autre	17,2

Table B-3B
Variables nominales : région

Région	Ancien emploi (%)	Nouvel emploi (%)
Atlantique	9,0	10,2
Québec	29,5	31,3
Ontario	41,0	42,6
Prairies	11,7	7,5
Colombie-Britannique et Yukon	8,8	8,4

Tableau B-3C
Variables nominales : industrie

Code à un chiffre de la CTI : industrie du nouvel emploi	Ancien emploi (%)	Nouvel emploi (%)
Agriculture	6,1	4,5
Secteur primaire (sauf agriculture)	4,7	6,7
Fabrication	9,0	8,0
Construction	21,4	18,3
Transport, communications, et services publics	4,9	6,6
Commerce	16,2	16,5
Finances, assurances et immobilier	7,4	8,8
Services	13,8	15,5
Fonction publique	16,7	15,0



Tableau B-4
Statistiques descriptives des variables utilisées pour estimer l'intensité de la recherche mais pas le taux de probabilité

Variable	Moyenne	Minimum	Maximum
Durée de l'ancien emploi (semaines)	73,94	0	1728
Intensité de la recherche ¹	10,62	0	40,14
Pourcentage de l'échantillon			
Entrevue			
Première		50,0	
Deux mois		32,7	
Six mois		7,6	
12 mois		7,5	
24 mois		2,1	
Principale source de revenu			
Aide sociale		6,3	
Assurance-chômage		59,3	
Famille		19,4	
Autre		15,0	
Province de résidence			
Terre-Neuve		1,8	
Nouvelle-Écosse		3,6	
Nouveau-Brunswick		4,2	
Île-du-Prince-Édouard		1,0	
Québec		32,1	
Ontario		38,3	
Manitoba		2,1	
Saskatchewan		0,3	
Alberta		7,4	
Colombie-Britannique et Yukon		9,2	
Ville de résidence			
Montréal		14,1	
Winnipeg		1,3	
Calgary		1,0	
Edmonton		4,3	
Vancouver		4,1	
Ottawa		0,5	
Toronto		3,0	
Admissibilité à l'a.-c. au début du chômage (semaines)			
Aucune		25,0	
De 0 à 30		2,0	
De 30 à 40		8,8	
De 40 à 50		24,0	
50 et plus		40,0	
Durée du chômage (mois)			
0		6,1	
De 0 à 1		15,7	
De 1 à 2		13,3	
De 2 à 3		13,2	
De 3 à 4		11,3	
De 4 à 6		14,0	
De 6 à 9		12,4	
De 9 à 12		6,0	
De 12 à 15		3,3	
De 15 à 18		1,6	
De 18 à 24		0,9	
Plus de 24		2,3	

¹ Voir aussi le diagramme D-1.

Annexe C — Construction de l'indice d'intensité de la recherche

L'indice d'intensité de la recherche repose sur les réponses données par des personnes en quête d'un emploi lorsqu'on les a interrogées au sujet de leurs efforts et de leurs méthodes de recherche. Au cours des quatre premières entrevues, chaque participant a été prié d'indiquer quelles méthodes de recherche il utilisait, combien de fois il avait recouru à chaque méthode et combien de personnes il avait pu rejoindre grâce à chaque méthode par téléphone, par la poste et en personne. Enfin, on a demandé aux répondants combien d'offres d'emploi ils avaient reçues dans chaque cas. Puisque le nombre d'offres d'emploi dépend dans une large mesure des besoins des employeurs, on a préféré utiliser le nombre de contacts avec un employeur comme mesure exogène établissant l'efficacité de la méthode. Les huit méthodes de recherche étudiées étant fort différentes quant au coût et à l'efficacité, chacune a dû être pondérée. Les facteurs de pondération attribués à chaque méthode dépendent du nombre d'employeurs rejoints. Les facteurs de pondération n'ont été calculés qu'au moyen des résultats des quatre premières entrevues, car l'entrevue effectuée à 24 mois ne comportait aucune question à ce sujet.

Grâce au nombre total de chômeurs recensés au cours des quatre premières entrevues, on a pu calculer le nombre moyen de fois où la méthode i a été utilisée (M_i) et le nombre moyen de contacts (C_i) établis grâce à cette méthode, par téléphone/courrier ou visite en personne. Ensuite, l'efficacité (facteur de pondération) de chaque méthode est déterminée de la façon suivante :

$$eff_i = C_i / M_i.$$

Plus la méthode est efficace, plus la valeur eff_i est grande puisque C_i augmente avec le nombre de fois où la méthode i est utilisée. Chaque méthode a donc obtenu un indice différent pour son efficacité moyenne (facteur de pondération), variant de 0,58 pour «parler à des amis et à des parents» à 1,18 pour «s'adresser à une agence afin de trouver un emploi».

À partir des facteurs de pondération obtenus, on a normalisé chaque méthode pour chaque personne et chaque entrevue. Supposons que T_{ijk} corresponde au nombre de fois où la personne i a recouru à la méthode j à l'entrevue k . Alors :

$$inten_{ijk} = T_{ijk} * eff_j$$

correspond à l'intensité pondérée de l'utilisation de la méthode i par la personne j à l'entrevue k . L'indice final de l'intensité de la recherche correspond à la somme des intensités pondérées pour les différentes méthodes de recherche :

$$inten_{jk} = \sum_{i=1}^8 inten_{ijk}$$

1 Soulignons que collectivement, les variables indiquant le lieu de résidence et la date de l'entrevue saisissent la majorité des variations du marché, sur les marchés locaux et dans le temps.

-
- 2 Les statistiques du tableau B-1 comptent une observation par répondant, pour chaque entrevue.
 - 3 Les deux premières semaines au cours desquelles les prestations ne sont pas versées comptent dans les semaines admissibles. La durée maximale des prestations est donc de 52 semaines plutôt que 50.

Annexe D — Modèle économétrique utilisé pour estimer l'intensité de la recherche

L'analyse de l'intensité de la recherche d'un emploi (partie 3) et du salaire au réemploi (partie 4) nous donne deux des intrants nécessaires pour établir les déterminants de la durée du chômage mesurée à la partie 5. Étant donné l'objectif recherché, on estime deux équations économétriques pour mesurer l'intensité de la recherche. La première équation est la forme réduite de l'équation qui associe l'intensité de la recherche au plus grand nombre de variables explicatives exogènes de l'échantillon. On compte 49 variables explicatives. Les résultats serviront notamment à évaluer l'incidence finale de l'admissibilité aux prestations sur l'intensité de la recherche et fourniront les valeurs prévues de l'indice d'intensité que l'on utilisera dans l'équation sur le taux de probabilité de l'annexe F.

La deuxième équation est structurelle. Elle rattache l'intensité de la recherche à un sous-ensemble restreint de variables exogènes et à la variable endogène «durée du chômage» en vue de saisir l'effet de dépendance pur relatif à la durée, s'il existe. Dans cette équation, la durée du chômage dérive du même ensemble de 49 variables explicatives.

Variabes exogènes

Le modèle théorique d'intensité de la recherche d'un emploi repose sur le modèle Devine-Kiefer décrit à l'annexe A. Dans ce modèle, les variables exogènes qui interviennent sur le processus de recherche d'un emploi sont les suivantes : 1) perception du marché par le chômeur (déterminants de a); 2) répartition subjective des possibilités salariales (déterminants de la fonction de densité f); 3) prestations d'assurance-chômage et autres sources de revenu (déterminants de b); et 4) taux d'actualisation personnel (r).

Comme on l'explique à la partie 2, l'intensité de la recherche d'un emploi correspond au nombre pondéré de contacts établis par téléphone/courrier ou en personne avec les employeurs au moyen d'une des huit méthodes mentionnées dans le questionnaire : parler à des amis, communiquer directement avec l'employeur, répondre à des petites annonces, recourir aux services des CEC, fréquenter les bureaux de recrutement syndicaux, recourir à une agence privée, publier une petite annonce ou utiliser une autre méthode. Notre indice d'intensité de la recherche pondère

4 Il s'agit d'un résultat capital pour cette étude. On a déterminé la signification de l'admissibilité en comparant le coefficient de la variable «0 semaine admissible» à zéro (coefficient de la variable de référence omise) et aux coefficients de chacune des trois autres variables relatives à l'admissibilité. La valeur t obtenue est très inférieure à 2,0 dans tous les cas. La déclaration pour la comparaison entre les prestataires qui avaient droit à 40-49 semaines de prestations et ceux admissibles à 50 semaines (variable omise) traduit la réfutation de l'hypothèse que le coefficient de régression est égal à zéro à un seuil de confiance de 4 p. 100 ($t=2,19$).

Diagramme D-1
Distribution de l'intensité de la recherche

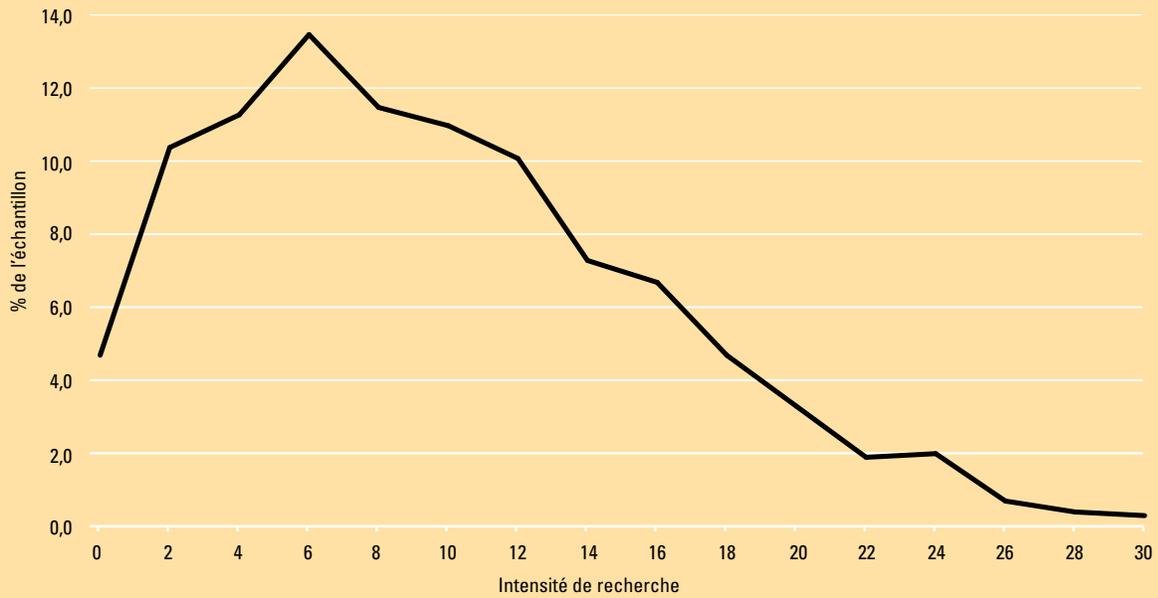


Diagramme D-2
Régression de Kaplan-Meier du taux de probabilité de la durée de chômage



chaque méthode d'après l'efficacité avec laquelle elle débouche sur des entrevues avec l'employeur, pour la totalité de l'échantillon (voir annexe C).

Un vaste ensemble de 49 variables exogènes décrivant le milieu macro-économique et les caractéristiques personnelles saisissent aussi la situation sur le marché mondial, les possibilités individuelles, le niveau de revenu et le taux d'actualisation personnel. Ces variables, définies plus bas, constituent la série de variables explicatives utilisées dans l'équation de forme réduite qui mesure l'intensité de la recherche. La variable de référence omise (le cas échéant) pour chaque série d'attributs apparaît en italique et le nombre de variables explicatives est indiqué.

- 1 *Âge* : variable nominale pour le groupe d'âge (15-19, 20-24, 25-44 ou 45-64); trois variables explicatives.
- 2 *Sexe* : variable nominale pour le sexe (masculin ou *féminin*); une variable explicative.
- 3 *Scolarité* : variable nominale pour le niveau de scolarité (*primaire*, secondaire, universitaire); deux variables explicatives.
- 4 *État civil* : variable nominale pour l'état civil (marié ou *non*), pour la position dans la famille (chef ou *non*) et pour l'existence d'enfants (oui ou *non*); trois variables explicatives.
- 5 *Groupe minoritaire* : variable nominale pour les autochtones (oui ou *non*), les handicapés (oui ou *non*) et les minorités visibles (oui ou *non*); trois variables explicatives.
- 6 *Lieu de résidence* : variable nominale pour la province (Terre-Neuve, Île-du-Prince-Édouard, ..., *Ontario*, ..., Alberta ou Colombie-Britannique/Yukon) et la région rurale ou urbaine (région rurale, *petite ville*, Montréal, Toronto, Vancouver, Ottawa, Winnipeg, Edmonton ou Calgary); 17 variables explicatives.
- 7 *Situation syndicale* : variable nominale pour la syndicalisation du dernier emploi (oui ou *non*); une variable explicative.
- 8 *Durée de l'emploi* : nombre de semaines du dernier emploi (polynôme quadratique); deux variables explicatives.
- 9 *Date* : variable nominale pour la date de l'entrevue (première, deuxième ... cinquième); quatre variables explicatives¹.
- 10 *Rémunération* : variable nominale pour le revenu (INC) en 1986 pour les quatre premières entrevues et en 1988 pour la cinquième (*INC=0*; $0 < INC < 10\ 000\ \$$; $10\ 000\ \$ \leq INC < 15\ 000\ \$$; $15\ 000\ \$ \leq INC < 20\ 000\ \$$; $20\ 000\ \$ \leq INC < 30\ 000\ \$$; $30\ 000\ \$ \leq INC < 40\ 000\ \$$; $INC \geq 40\ 000\ \$$); six variables explicatives.
- 11 *Principale source de revenu* : variable nominale pour la principale source de revenu depuis la perte d'emploi (prestations d'assurance-chômage, aide sociale, revenu familial ou *autre revenu*); trois variables explicatives.
- 12 *Admissibilité à l'assurance-chômage* : variable nominale pour le nombre de semaines (WUI) ouvrant droit à l'assurance-chômage au début de la période de chômage (WUI=0; $0 < WUI < 30$; $30 \leq WUI < 40$; $40 \leq WUI < 50$; ou $WUI \geq 50$); quatre variables explicatives.

On a estimé l'équation de forme réduite qui détermine l'intensité de la recherche d'un emploi par application de la méthode de régression des moindres carrés ordinaires à l'indice d'intensité pour une constante et les 49 variables du bras droit, dans les 12 catégories qui viennent d'être définies. Les 49 variables explicatives excluent les variables de référence. On a recensé 3 648 observations valables, chacune correspondant à une entrevue avec un participant. Sur les 3 648 répondants, 46,9 p. 100 ont participé à une entrevue, 40,9 p. 100 à deux, 9,9 p. 100 à trois, 0,5 p. 100 à quatre et 0,2 p. 100 à cinq.

Étant donné le pourcentage très élevé des répondants interrogés une seule fois, l'utilisation d'un modèle à effets constants s'avérerait inappropriée. Avec un tel modèle, les variables nominales spécifiques à chaque personne devraient en réalité «expliquer» totalement le comportement de la personne en question quant à la recherche d'un emploi, pour l'entrevue, donc interdirait une instrumentation correcte de l'intensité de la recherche. Ces observations seraient inutilisables pour l'analyse de la probabilité de trouver un nouvel emploi présentée à la partie 5. C'est en partie pour l'éviter qu'on régresse de façon explicite la variable de l'intensité au moyen des 49 variables du côté droit, sans effets constants.

Le diagramme D-1 révèle que les valeurs de la variable d'intensité sont largement distribuées entre 0 et 40 (mais surtout entre 0 et 20) avec une moyenne de 10,6 pour l'échantillon. L'indice d'intensité est de 0 pour seulement 5 p. 100 des observations; il n'y a donc pas regroupement à 0. Ceci tend à confirmer le point de vue que la méthode des moindres carrés ordinaires constitue une méthode d'estimation raisonnablement correcte.

Le tableau B-1 de l'annexe B présente quelques-unes des statistiques descriptives habituelles pour les variables du côté droit de l'équation². Il vaut la peine de souligner les résultats suivants : 62 p. 100 des répondants sont de sexe masculin et 84 p. 100 ont de 20 à 44 ans; 53 p. 100 n'ont pas de diplôme d'études secondaires et 4 p. 100 seulement étaient diplômés de l'université. En ce qui concerne l'état civil, 48 p. 100 étaient mariés, 31 p. 100 étaient chef de famille et 92 p. 100 avaient des enfants. Environ 10 p. 100 des répondants faisaient partie d'une minorité : 3 p. 100 étaient des autochtones et 2 p. 100 des handicapés, et 5 p. 100 appartenaient à une minorité visible. Pour ce qui est de la région, 70 p. 100 des répondants habitaient dans les provinces centrales, 11 p. 100 dans la région de l'Atlantique et 19 p. 100 dans l'Ouest; 28 p. 100 vivaient dans une des sept plus grandes villes du Canada et 18 p. 100 dans une région rurale. Seulement 9 p. 100 détenaient un emploi syndiqué avant le chômage. Les répondants avaient travaillé en moyenne 17 mois à leur dernier emploi. Leur revenu moyen était inférieur à 10 000 \$ l'année précédant la première entrevue; cette année-là, 11 p. 100 seulement gagnaient plus de 20 000 \$. Depuis la perte de l'emploi, les prestations d'assurance-chômage constituaient leur principale source de revenu dans 59 p. 100 des cas, alors que 19 p. 100 vivaient d'un revenu familial et 6 p. 100 de l'aide sociale. Enfin, 25 p. 100 des répondants n'étaient pas admissibles aux prestations au début de la période de chômage, 11 p. 100 avaient droit à un maximum de 40 semaines de prestations, 24 p. 100 à des prestations pendant 40 à 50 semaines et 40 p. 100 à 50 semaines de prestations ou davantage³.

L'équation structurelle servant à mesurer l'intensité de la recherche d'un emploi est estimée par régression de l'indice d'intensité sur un sous-ensemble restreint

de variables exogènes et 11 variables nominales supplémentaires définies à partir de la variable dérivée de la durée du chômage. Les restrictions imposent la valeur nulle au coefficient des 22 variables exogènes concernant le lieu de résidence, la date de l'entrevue et la situation syndicale. Les variables nominales pour la durée du chômage sont définies comme suit :

13 *Durée du chômage* : variable nominale pour le nombre de mois (DUR) écoulés entre le début de la période de chômage et la date de l'entrevue ($DUR=0$; $0 < DUR \leq 1$; $1 < DUR \leq 2$; $2 < DUR \leq 3$; $3 < DUR \leq 4$; $4 < DUR \leq 6$; $6 < DUR \leq 9$; $9 < DUR \leq 12$; $12 < DUR \leq 15$; $15 < DUR \leq 18$; $18 < DUR \leq 24$; et $DUR > 24$); 11 variables explicatives.

Résultats de l'estimation et tests

La première colonne du tableau D-1 donne les estimations de l'intensité de la recherche d'un emploi obtenues au moyen de l'équation de forme réduite décrite précédemment. Le coefficient de détermination multiple (R^2) est de 11 p. 100. Une valeur aussi faible reflète la grande hétérogénéité habituelle des micro-ensembles de données.

Les résultats du modèle sont résumés à la partie 3. La principale constatation est que l'intensité de la recherche ne dépend pas de façon significative de l'admissibilité aux prestations⁴. Lorsqu'on interprète ces résultats, il convient de faire trois remarques. Tout d'abord, il faut se rappeler, comme on le soulignait à la partie 2, que l'échantillon n'est sans doute pas totalement représentatif de la population canadienne. De plus, les coefficients estimatifs pourraient inclure un biais attribuable à un échantillon plus jeune et plus pauvre que la population en général, où les hommes sont sous-représentés. En second lieu, l'incidence estimative des variables sur l'intensité de la recherche d'un emploi doit être considérée comme un écart par rapport à l'incidence des variables de référence omises (le cas échéant). Enfin, l'importance estimative des effets doit être comparée à l'erreur-type de l'indice d'intensité, qui est de 6,3. Même s'il s'agit d'une appréciation subjective, on peut dire qu'une variation d'un point dans l'indice d'intensité est «notable», alors qu'une fluctuation de deux ou trois points serait «appréciable» et une de cinq points, «considérable».



Tableau D-1
Régression de l'intensité de la recherche d'un emploi avec et sans chômage

Spécification	Avec chômage	Sans chômage
Nombre d'observations	3 648	3 648
R ²	0,0302	0,11
Coordonnée à l'origine	14,88 (2,26)	8,46 (1,05)
Âge (réf. : plus de 44 ans)		
15 à 19	-0,04 (0,63)	0,53 (0,58)
20 à 24	0,12 (0,43)	0,24 (0,40)
25 à 44	0,72 (0,36)	0,71 (0,34)
Sexe (masculine=1)	1,26 (0,23)	1,32 (0,23)
Scolarité (réf. : primaire)		
Secondaire	0,53 (0,22)	1,05 (0,22)
Universitaire	1,94 (0,54)	2,24 (0,53)
Chef de famille (oui=1)	0,22 (0,26)	-0,07 (0,24)
État civil (marié=1)	-0,09 (0,26)	0,07 (0,25)
Enfants (oui=1)	-1,07 (0,43)	-0,41 (0,41)
Autochtone (réf. : non minoritaire)	-0,72 (0,64)	-0,90 (0,62)
Handicapé	1,48 (0,86)	0,70 (0,83)
Minorité visible	3,02 (0,52)	1,82 (0,48)
Terre-Neuve (réf. : Ontario)		-3,86 (0,78)
Nouvelle-Écosse		0,04 (0,56)
Nouveau-Brunswick		-2,57 (0,53)
Île-du-Prince-Édouard		-4,92 (1,05)
Québec		-3,48 (0,31)
Manitoba		-6,39 (1,20)
Saskatchewan		-2,27 (1,85)
Alberta		-1,32 (0,71)
Colombie-Britannique et Yukon		-0,78 (0,48)
Montréal (réf. : petite ville)		1,58 (0,36)
Winnipeg		4,82 (1,47)
Calgary		2,34 (1,23)
Edmonton		1,53 (0,84)
Vancouver		0,82 (0,67)
Ottawa		-3,37 (1,47)
Toronto		-0,64 (0,61)
Région rurale		-0,90 (0,62)
Ancien emploi		
Syndiqué (oui=1)		-0,86 (0,36)
Durée (semaines)	$6,3 \times 10^{-3}$ ($1,9 \times 10^{-3}$)	$7,0 \times 10^{-4}$ ($1,3 \times 10^{-3}$)
Durée (au carré)	$-7,4 \times 10^{-5}$ ($2,9 \times 10^{-5}$)	$5,3 \times 10^{-6}$ ($2,4 \times 10^{-5}$)
Entrevue (réf. : suivi à 24 mois)		
Initiale		2,09 (0,71)
Deux mois		2,70 (0,72)
Six mois		1,16 (0,78)
12 mois		-0,24 (0,78)
Rémunération (réf. : rémunération=0)		
Moins de 10 000 \$	-4,68 (1,61)	-0,23 (0,52)
10 000 à 14 999 \$	-4,67 (1,72)	0,11 (0,55)
15 000 \$ à 19 999 \$	-5,25 (1,75)	-0,23 (0,59)
20 000 \$ à 29 999 \$	-5,50 (1,89)	-0,27 (0,62)
30 000 \$ à 39 999 \$	-4,93 (1,99)	0,14 (0,85)
40 000 \$ et plus	-3,73 (2,35)	1,33 (1,43)
Principale source de revenu (réf. : autre)		
Aide sociale	1,91 (0,77)	0,59 (0,49)
Prestations d'a.-c.	-0,38 (0,31)	0,02 (0,30)
Famille	-0,47 (0,40)	-0,77 (0,36)

Tableau D-1
Régression de l'intensité de la recherche d'un emploi avec et sans chômage
(suite)

Spécification	Avec chômage	Sans chômage
Admissibilité (réf. : plus de 50 semaines) ¹		
0	-0,27 (0,35)	0,37 (0,29)
De 0 à 30	1,41 (0,80)	0,94 (0,76)
De 30 à 40	0,58 (0,41)	0,57 (0,40)
De 40 à 50	0,31 (0,29)	0,60 (0,27)
Durée du chômage (en mois; réf. : durée=0)		
Moins de 1	-0,70 (1,14)	
1 à 2	0,07 (1,04)	
2 à 3	0,24 (1,02)	
3 à 4	0,30 (1,04)	
4 à 6	-0,17 (1,07)	
6 à 9	-0,60 (1,16)	
9 à 12	-2,78 (1,36)	
12 à 15	-3,83 (1,75)	
15 à 18	-4,17 (2,14)	
18 à 24	-6,19 (2,45)	
Plus de 24	-6,47 (3,27)	

¹ Comprend les deux premières semaines durant lesquelles le chômeur est admissible aux prestations mais n'en reçoit pas.

Annexe E — Modèle économétrique utilisé pour estimer l'effet des prestations d'assurance-chômage sur le salaire

Murphy et Welch (1990) ont montré qu'il est difficile d'interpréter les coefficients d'un polynôme de degré élevé dans une approximation, surtout quand les observations ne sont pas uniformément réparties dans la fourchette de valeurs de la variable indépendante. Tel est exactement la situation qui se présente ici. Il existe fort probablement une relation très peu linéaire entre la variable dépendante et le nombre de semaines de prestations admissibles. De plus, on possède très peu d'observations aux différents seuils d'admissibilité.

Malgré la simultanéité de la durée du chômage et du salaire au réemploi, divers auteurs ont essayé de déterminer l'effet de la durée du chômage sur le salaire au réemploi en estimant les modèles linéaires par la méthode des moindres carrés ordinaires. En particulier, Classen (1977) et Kahn (1978) ont adopté cette approche pour établir les liens existants entre l'assurance-chômage et l'issue de la recherche d'un emploi aux États-Unis. Récemment, Addison et Portugal (1989) se sont servis de l'analyse des moindres carrés ordinaires pour conclure qu'une période de chômage prolongée réduisait le salaire après le déplacement. Les auteurs ont examiné le salaire du travailleur i pour les emplois j et $j-1$:

$$\ln W_{i,j-1} = \alpha_0 + \alpha_1 X_i^I + \alpha_2 X_{i,j-1}^{IE} + u_{i,j-1} \quad (6)$$

$$\ln W_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 X_i^I + \beta_2 X_{i,j}^{IE} + \beta_3 \ln(dur_{i,j}) + u_{i,j} \quad (7)$$

On constate que le vecteur des propriétés observables du sujet i , X_i , est divisé en X_i^I , un vecteur des caractéristiques personnelles du sujet i , et $X_{i,j}^{IE}$, un vecteur des caractéristiques spécifiques à l'individu i et à l'emploi j . La variable $(dur_{i,j})$ indique la durée de la période de chômage du sujet i entre les emplois $j-1$ et j . La théorie courante du capital humain soutient que les variables comme l'âge, la scolarité, la durée de l'emploi et l'industrie devraient toutefois entrer dans l'équation.

Plusieurs théories pourraient expliquer l'intervention de la durée du chômage. Celles sur l'hystérésis du chômage, comme celle proposée par Blanchard et Summers (1986) s'appuient souvent sur une prétendue relation négative entre la probabilité de recevoir une offre d'emploi et la durée du chômage. On trouve des preuves empiriques de cette hypothèse dans les travaux de Jackman et Layard (1991), qui reposent sur des données britanniques. Dans ce modèle, les stigmates ou les cicatrices du chômage pourraient réduire la probabilité qu'une offre se concrétise lorsque le chômage persiste depuis longtemps. Les chômeurs stigmatisés seraient aux prises avec une plus faible probabilité de recevoir une offre et réduiraient leur salaire d'acceptation en conséquence. Ils auraient donc plus tendance à accepter un nouveau salaire plus bas. De même, une période de chômage pourrait avoir des effets plus tangibles sur les perspectives de réemploi si les compétences s'érodent au cours d'une période d'inactivité, ainsi que semble le suggérer le modèle élaboré par Pissarides (1992). Dans ce cas, la distribution des offres salariales pourrait varier avec le temps, ce qui réduirait le salaire

d'acceptation, donc le salaire prévu au réemploi, avec et sans conditions.

Addison et Portugal ont obtenu une valeur négative pour β_3 . Les résultats provenant de la méthode des moindres carrés en deux étapes et des variables instrumentales suggèrent qu'on le doit à la relation entre la durée du chômage et d'autres variables qui agissent à la fois sur la variation du salaire et la durée du chômage. Il est donc impossible de conclure à un effet pur de la durée du chômage sur le salaire attribuable à la dépréciation du capital humain, aux effets internes/externes, à la «stigmatisation» ou à d'autres facteurs pouvant déboucher sur une distribution des offres salariales qui tend vers la gauche dans le temps. Tout cela donne à penser qu'il faudrait procéder à une certaine correction en deux étapes pour quantifier exactement les liens entre la durée du chômage et la variation du salaire.

Enfin, on ne peut utiliser les périodes de chômage tronquées puisque, par définition, on ne possède pas de données sur le nouveau salaire. Par conséquent, la règle du rejet des observations tronquées ne s'applique pas de façon aléatoire, les personnes sans emploi depuis longtemps étant plus susceptibles de disparaître de l'échantillon. On a donc effectué une correction analogue à celle de l'approche «lambda» de Heckman pour rectifier la troncature.

Les résultats de l'estimation apparaissent au tableau E-1. Il faut tenir compte de l'incidence des deux sources de biais éventuelles. Tout d'abord, la sélection non aléatoire des chômeurs qui demeurent dans l'échantillon pourrait signifier que l'exclusion des périodes incomplètes ou tronquées fausse les résultats. Deuxièmement, la simultanéité entre le salaire au réemploi et la durée du chômage pourrait aussi poser des difficultés. Pour résoudre ces problèmes et permettre une certaine analyse de la sensibilité des résultats par rapport au biais causé par la simultanéité et la sélectivité, nous avons estimé l'équation en deux étapes après correction du biais résultant de la sélection de l'échantillon.

Le tableau E-2 présente les résultats d'une analyse de la probabilité qu'une période de chômage soit terminée, par la méthode des probits. Cette équation a servi à générer l'inverse du rapport de Mill ou le coefficient «lambda» ajouté à l'équation à variable instrumentale de l'équation sur le nouveau salaire qui apparaît au tableau E-3. Dans ce cas, la durée du chômage devient une variable instrumentale, la province de l'ancien emploi, l'état civil et la situation de chef de famille servant d'indicateurs pour le salaire. Le tableau donne une estimation de l'erreur-type des coefficients résistante à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. L'équation donne à peu près le même coefficient estimatif que celui obtenu avec la méthode des moindres carrés ordinaires, signe que les résultats quantitatifs pour le nouveau salaire sont très résistants à la méthode d'estimation employée.

20 Dummy variables for education, province of new job, job loss reason and year are also included.

Tableau E-1
Équations pour la fonction logarithmique du nouveau salaire

Variable ¹	Sans variables de l'a.-c.	Avec variables de l'a.-c.
Nombre d'observations	1 441	1 441
R ² corrigé	0,426	0,429
Constante	1,459 (0,100)	1,500 (0,102)
Sexe	0,121 (0,020)	0,126 (0,020)
Région rurale	0,011 (0,026)	0,012 (0,026)
log (ancien salaire)	0,284 (0,023)	0,280 (0,023)
log (durée)	-0,014 (0,018)	-0,015 (0,018)
Marié	0,052 (0,021)	0,053 (0,021)
Chef de famille	0,041 (0,022)	0,040 (0,022)
Durée de l'emploi	0,012 (0,008)	0,005 (0,009)
Durée de l'emploi (au carré)	-0,001 (0,0005)	-0,0004 (0,0005)
Ancien emploi syndiqué	-0,060 (0,027)	-0,059 (0,027)
Nouvel emploi syndiqué	0,292 (0,025)	0,287 (0,025)
Âge		
15 à 19	-0,197 (0,048)	-0,189 (0,048)
20 à 24	-0,080 (0,036)	-0,083 (0,036)
25 à 44	-0,025 (0,031)	-0,027 (0,031)
Industrie du nouvel emploi		
Secteur primaire (sauf agriculture)	0,032 (0,048)	0,031 (0,048)
Fabrication	0,062 (0,042)	0,061 (0,042)
Construction	0,224 (0,038)	0,228 (0,038)
Transport, communications et services publics	0,211 (0,032)	0,209 (0,032)
Commerce	0,128 (0,040)	0,126 (0,040)
Finances, assurances et immobilier	-0,036 (0,032)	-0,034 (0,031)
Services	0,084 (0,037)	0,087 (0,037)
Fonction publique	0,235 (0,032)	-0,027 (0,031)
Admissibilité à l'a.-c. (semaines)		
Non admissible	—	-0,072 (0,026)
De 0 à 30	—	-0,012 (0,055)
De 30 à 40	—	-0,030 (0,032)
De 40 à 50	—	-0,002 (0,024)

¹ Y compris les variables nominales pour le niveau de scolarité, la province du nouvel emploi, la raison de la perte de l'emploi et l'année.

Tableau E-2
Estimation du modèle à probits (erreur-type entre parenthèses)

Variable	Coefficient
Nombre d'observations	1 441
R ²	0,0725
Constante	1,248 (0,372)
Sexe	0,027 (0,059)
Région rurale	0,099 (0,076)
log (salaire de l'ancien emploi)	0,019 (0,070)
Chef de famille	0,002 (0,064)
Marié	0,170 (0,061)
Durée de l'emploi	0,038 (0,021)
Durée de l'emploi (au carré)	-0,003 (0,001)
Ancien emploi syndiqué	-0,052 (0,079)
Admissibilité à l'a.-c. (semaines)	
Non admissible	0,102 (0,080)
De 0 à 30	0,183 (0,183)
De 30 à 40	0,035 (0,094)
De 40 à 50	0,015 (0,070)
Âge	
15 à 19	0,162 (0,146)
20 à 24	0,086 (0,106)
25 à 44	0,040 (0,093)
Scolarité	
1	-0,076 (0,231)
2	0,144 (0,197)
3	0,300 (0,200)
Année où l'emploi a été perdu	
1	-1,845 (0,326)
2	-1,848 (0,307)
3	-1,568 (0,276)
4	-0,964 (0,280)

Tableau E-3
Équations à variable instrumentale de la fonction logarithmique
du nouveau salaire

Variable ¹	Sans variables de l'a.-c.	Avec variables de l'a.-c.
Nombre d'observations	1 441	1 441
R ² corrigé	0,257	0,354
Constante	1,620 (0,184)	1,498 (0,160)
Sexe	0,063 (0,046)	0,108 (0,044)
Région rurale	0,036 (0,043)	0,024 (0,033)
log (ancien salaire)	0,189 (0,060)	0,248 (0,054)
log (durée)	0,030 (0,040)	0,030 (0,029)
Durée de l'emploi	0,013 (0,013)	-0,002 (0,011)
Durée de l'emploi (au carré)	-0,0004 (0,0007)	0,0001 (0,0006)
Ancien emploi syndiqué	-0,240 (0,109)	-0,061 (0,109)
Nouvel emploi syndiqué	1,012 (0,356)	0,392 (0,367)
Lambda	-0,251 (0,132)	-0,289 (0,097)
Âge		
15 à 19	-0,219 (0,068)	-0,223 (0,052)
20 à 24	-0,102 (0,049)	-0,113 (0,040)
25 à 44	-0,075 (0,047)	-0,062 (0,037)
Industrie du nouvel emploi		
Secteur primaire (sauf agriculture)	-0,434 (0,346)	-0,166 (0,283)
Fabrication	0,311 (0,323)	0,027 (0,257)
Construction	0,465 (0,294)	0,489 (0,231)
Transport, communications et services publics	0,209 (0,188)	0,288 (0,153)
Commerce	0,416 (0,379)	0,249 (0,356)
Finances, assurances et immobilier	-0,269 (0,230)	-0,073 (0,185)
Services	0,359 (0,208)	0,391 (0,161)
Fonction publique	0,038 (0,184)	0,151 (0,153)
Admissibilité à l'a.-c. (semaines)		
Non admissible	—	-0,092 (0,036)
De 0 à 30	—	-0,052 (0,065)
De 30 à 40	—	-0,048 (0,039)
De 40 à 50	—	-0,008 (0,027)

¹ Y compris les variables nominales pour le niveau de scolarité, la province du nouvel emploi, la raison de la perte de l'emploi et l'année.



Tableau E-4
Équations de la fonction logarithmique du nouveau salaire (femmes seulement)

Variable ¹	Sans variables de l'a.-c.	Avec variables de l'a.-c.
Nombre d'observations	548	548
R ² corrigé	0,431	0,428
Constante	1,565 (0,154)	1,561 (0,156)
Région rurale	-0,014 (0,039)	-0,014 (0,039)
log (ancien salaire)	0,223 (0,035)	0,223 (0,036)
log (durée)	-0,039 (0,028)	-0,040 (0,028)
Marié	0,053 (0,030)	0,053 (0,030)
Chef de famille	-0,020 (0,035)	-0,021 (0,035)
Durée de l'emploi	-0,0007 (0,011)	0,0005 (0,012)
Durée de l'emploi (au carré)	0,0002 (0,0007)	0,0001 (0,0007)
Ancien emploi syndiqué	-0,043 (0,044)	-0,045 (0,045)
Nouvel emploi syndiqué	0,285 (0,042)	0,284 (0,041)
Âge		
15 à 19	-0,152 (0,073)	-0,152 (0,073)
20 à 24	-0,053 (0,057)	-0,055 (0,058)
25 à 44	0,039 (0,051)	0,037 (0,051)
Industrie du nouvel emploi		
Secteur primaire (sauf agriculture)	0,028 (0,086)	0,029 (0,087)
Fabrication	-0,055 (0,059)	-0,055 (0,059)
Construction	0,242 (0,066)	0,248 (0,067)
Transport, communications et services publics	0,146 (0,060)	0,144 (0,060)
Commerce	0,274 (0,071)	0,273 (0,071)
Finances, assurances et immobilier	-0,039 (0,042)	-0,037 (0,042)
Services	0,0146 (0,046)	0,147 (0,046)
Fonction publique	0,295 (0,041)	0,297 (0,041)
Admissibilité à l'a.-c. (semaines)		
Non admissible	—	-0,002 (0,040)
De 0 à 30	—	0,012 (0,082)
De 30 à 40	—	0,002 (0,045)
De 40 à 50	—	0,022 (0,036)

¹ Y compris les variables nominales pour le niveau de scolarité, la province du nouvel emploi, la raison de la perte de l'emploi et l'année.

Tableau E-5
Équations de la fonction logarithmique du nouveau salaire
(provinces de l'Atlantique)

Variable ¹	Sans variables de l'a.-c.	Avec variables de l'a.-c.
Nombre d'observations	140	548
R ² corrigé	0,297	0,271
Constante	0,614 (0,741)	0,711 (0,790)
Sexe	0,089 (0,084)	0,094 (0,086)
Région rurale	-0,005 (0,076)	-0,011 (0,080)
log (ancien salaire)	0,290 (0,100)	0,283 (0,105)
log (durée)	-0,087 (0,083)	-0,100 (0,087)
Marié	0,101 (0,097)	0,083 (0,104)
Chef de famille	-0,002 (0,097)	0,003 (0,100)
Durée de l'emploi	0,006 (0,046)	-0,003 (0,052)
Durée de l'emploi (au carré)	-0,002 (0,003)	-0,001 (0,004)
Ancien emploi syndiqué	0,107 (0,170)	0,103 (0,174)
Nouvel emploi syndiqué	0,503 (0,162)	0,500 (0,168)
Âge		
15 à 19	-0,360 (0,297)	-0,366 (0,304)
20 à 24	-0,161 (0,255)	-0,192 (0,264)
25 à 44	-0,074 (0,234)	-0,087 (0,240)
Industrie du nouvel emploi		
Secteur primaire (sauf agriculture)	0,227 (0,202)	0,240 (0,208)
Fabrication	0,491 (0,245)	0,491 (0,251)
Construction	0,394 (0,198)	0,397 (0,203)
Transport, communications et services publics	0,232 (0,147)	0,231 (0,151)
Commerce	0,479 (0,175)	0,499 (0,186)
Finances, assurances et immobilier	0,118 (0,138)	0,126 (0,143)
Services	0,282 (0,174)	0,322 (0,188)
Fonction publique	0,327 (0,140)	0,335 (0,147)
Admissibilité à l'a.-c. (semaines)		
Non admissible	—	-0,035 (0,107)
De 0 à 30	—	—
De 30 à 40	—	-0,171 (0,251)
De 40 à 50	—	-0,021 (0,114)

¹ Y compris les variables nominales pour le niveau de scolarité, la province du nouvel emploi, la raison de la perte de l'emploi et l'année.

1 Les variables explicatives sont habituellement prises comme un écart par rapport à la moyenne de l'échantillon, de telle sorte que la probabilité de base correspond à la probabilité d'un sujet «moyen» de l'échantillon.

Tableau E-6
Équations de la fonction logarithmique de l'ancien salaire

Variable ¹	Coefficient
Nombre d'observations	2 383
R ² corrigé	0,297
Constante	1,648 (0,086)
Sexe	0,147 (0,017)
Région rurale	0,019 (0,022)
Marié	0,056 (0,017)
Chef de famille	0,085 (0,018)
Durée de l'emploi	0,028 (0,005)
Durée de l'emploi (au carré)	-0,0003 (0,0002)
Ancien emploi syndiqué	0,325 (0,022)
Âge	
15 à 19	-0,246 (0,041)
20 à 24	-0,105 (0,030)
25 à 44	0,018 (0,027)
Scolarité	
Primaire	-0,049 (0,065)
Secondaire	-0,029 (0,056)
Postsecondaire	0,078 (0,057)
Industrie du nouvel emploi	
Secteur primaire (sauf agriculture)	0,077 (0,046)
Fabrication	0,154 (0,040)
Construction	0,242 (0,036)
Transport, communications et services publics	0,088 (0,046)
Commerce	-0,076 (0,037)
Finances, assurances et immobilier	0,116 (0,042)
Services	0,194 (0,038)
Fonction publique	-0,093 (0,037)
Province	
Québec	0,084 (0,030)
Ontario	0,058 (0,029)
Prairies	0,179 (0,035)
Colombie-Britannique	0,143 (0,037)

¹ Y compris les variables nominales pour le niveau de scolarité, la province du nouvel emploi, la raison de la perte de l'emploi et l'année.

Annexe F — Modèle économétrique utilisé pour estimer la durée du chômage

La méthode des moindres carrés utilisée jusqu'à présent ne peut être appliquée à la durée du chômage. Même après correction du biais attribuable à la sélection et à la simultanéité, la méthode des moindres carrés ne peut résoudre correctement le problème de la troncature dans l'évaluation de la durée.

Van Audenrode et Storer (1993) ont examiné une autre méthode qui contourne le problème et règle par la même occasion la question de la simultanéité et le biais dû à la sélection de l'échantillon. Cette approche aborde la relation entre la modification de la durée et du salaire en fonction du taux de probabilité de trouver un nouvel emploi, étant donné la variation de salaire. Dans un premier temps, une régression estime la fluctuation du salaire en fonction des variables exogènes antérieures à la recherche, un peu comme dans l'équation des doubles moindres carrés. Cette régression permet aussi de corriger le biais attribuable à la sélection de l'échantillon. Dans un deuxième temps, on obtient une variable ajustée pour le salaire, pour l'ensemble des observations, y compris les observations tronquées. Ceci résout deux problèmes d'un seul coup : la simultanéité, qui est contrôlée, et la sélection non aléatoire, qui est éliminée.

Pour appliquer la méthode de Van Audenrode et Storer, on a procédé comme suit :

- 1 On effectue une estimation de la probabilité de trouver un emploi par la méthode des probits et on calcule l'inverse du rapport de Mill.
- 2 On divise le vecteur des caractéristiques observables X_i en deux sous-vecteurs, $X_{1,i}$ et $X_{2,i}$. Le premier sous-vecteur, $X_{1,i}$, comprend les variables à effets constants qui ne sont pas affectées par les événements subséquents à la perte de l'emploi. On analyse le nouveau salaire par régression en fonction des caractéristiques de $X_{1,i}$ qui ne sont pas liées à l'issue de la recherche d'un emploi. En d'autres termes, on se sert de l'industrie, de l'âge, de la durée de l'emploi, de la scolarité, de l'ancien salaire et du facteur «lambda» qui corrige le biais dû à la sélection pour expliquer le nouveau salaire, sans recourir à d'autres variables comme l'intensité de la recherche. Cette régression peut être exprimée comme suit :

$$w_{n,i} = \alpha X_{1,i} + \beta w_{0,i} + \gamma \hat{\lambda} + u_i$$

où $w_{0,i}$ et $w_{n,i}$ représentent le salaire du sujet i avant et après une période de chômage. Cette régression peut être vue comme la première étape d'une équation à doubles moindres carrés permettant de corriger les coefficients estimatifs pour la simultanéité d'une variation du salaire et de la durée du chômage.

- 3 En troisième lieu, on calcule le nouveau salaire ajusté d'après l'équation suivante :

$$\bar{w}_{n,i} = \hat{\alpha} X_{1,i} + \hat{\beta} w_{0,i} + \hat{\gamma} \hat{\lambda}$$

On peut calculer le nouveau salaire ajusté de tous les sujets, y compris ceux dont la période de chômage était incomplète. Le nouveau salaire prévu est ensuite pris

comme le nouveau salaire «normal» ou «moyen», compte tenu des caractéristiques précédant la perte de l'emploi du sous-vecteur $X_{i,i}$.

- 4 Enfin, on procède à l'estimation d'un modèle du taux de probabilité incluant le nouveau salaire ajusté de l'étape 3 et d'autres variables pertinentes de X_i , parmi lesquelles l'intensité de la recherche venant de l'annexe D, bien qu'on se serve d'une valeur ajustée pour contrôler une éventuelle simultanéité entre la durée du chômage et l'intensité de la recherche. À cette étape, on tient également compte de la variable du nouveau salaire ajusté et d'autres indicateurs de la participation au programme des POAC, pour déterminer comment les participants s'écartent de la relation fondamentale entre la durée du chômage et le nouveau salaire.

Dans le cadre de la dernière étape, l'approche consiste à estimer la relation qui existe entre la durée du chômage et la variation du salaire d'après les probabilités conditionnelles de perdre ou de trouver un emploi à un moment quelconque. Quand on examine l'influence des variables sur la durée du chômage, on suppose fréquemment que la probabilité instantanée de trouver un emploi après τ périodes de recherche — ce qui correspond au taux de probabilité du réemploi $\lambda(\tau, Z_{i,\tau})$ — est mesurée par une équation de ce genre :

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

où $Z_{i,\tau}$ est un vecteur des covariables qui pourraient fluctuer dans le temps, et $\lambda_0(\tau)$, la probabilité de base. Le vecteur $Z_{i,\tau}$ inclut le vecteur X_i ainsi que le salaire ajusté, l'intensité de la recherche ajustée et les variables relatives à la participation au programme. On obtient la probabilité de base lorsque toutes les variables de $Z_{i,\tau}$ sont égales à zéro¹. On peut donc considérer la probabilité de base comme un facteur qui augmente ou diminue graduellement la probabilité de trouver un emploi quand les covariables atteignent une valeur donnée. La probabilité de base peut varier avec le temps consacré à la recherche d'un emploi si les taux de probabilité communs à l'ensemble des sujets suivent un schéma de dépendance temporelle.

L'avantage du modèle à probabilités proportionnelles de la durée du chômage sur les autres modèles comme celui d'une «accélération de l'échec» est qu'il donne une explication non paramétrique de la probabilité de base. On y parvient au moyen de la méthode de vraisemblance partielle de Cox, qui permet d'obtenir une fonction de vraisemblance indépendante de la probabilité de base. On peut donc estimer les paramètres β qui peuvent ensuite servir à établir la probabilité de base proprement dite.

Une fois de plus, l'unité d'observation est la période de chômage. Toutefois, puisqu'on mesure l'intensité à chaque enquête, on dispose de renseignements plus détaillés sur le comportement des chômeurs à l'égard de la recherche d'un emploi. On calcule la valeur corrigée de l'intensité de la recherche à chaque enquête effectuée durant la période de chômage. Cette valeur ajustée est traitée comme une covariable variant avec le temps dans la régression de Cox.

Le logiciel d'économétrie STATA s'avère idéal pour estimer ce modèle. Il intègre en effet une routine COX qui applique la méthode de vraisemblance partielle de Cox pour estimer les probabilités proportionnelles. Cette méthode permet aussi

l'utilisation de variables explicatives variant dans le temps similaires à celles utilisées dans l'étude sur l'intensité de la recherche.

Les tableaux F-1 et F-2 présentent les résultats obtenus grâce à cette méthode. Comme prévu, l'intensité de la recherche d'un emploi a un effet positif sur la fourchette de valeurs de l'échantillon, bien que le coefficient négatif de l'intensité entré au carré suggère un effet décroissant.

Les résultats indiquent également que le taux de chômage régional réduit considérablement la probabilité de trouver un emploi. Le signe négatif du coefficient de l'ancien salaire révèle que les chômeurs s'efforcent de «garder» celui-ci. Comme la plupart des variables explicatives de l'ancien salaire font également partie de l'estimation, soit directement, soit au moyen du nouveau salaire ajusté, on doit ce résultat à l'élément aléatoire de l'ancien salaire. Le signe du coefficient indique que les chômeurs qui recevaient un salaire supérieur à celui du travailleur moyen présentant des caractéristiques identiques en raison d'un appariement particulièrement heureux ou d'une hétérogénéité invisible chômeront plus longtemps. On ne peut l'expliquer que par le fait que ces travailleurs s'efforcent d'obtenir un salaire supérieur à la moyenne dans leur nouvel emploi.

Le signe positif du coefficient du nouveau salaire ajusté est particulièrement intéressant. Pour l'interpréter, il faut se rappeler que le nouveau salaire ajusté a été «dépouillé» de tout facteur aléatoire, d'hétérogénéité invisible et de simultanéité. Le coefficient positif signifie donc qu'au cours de la période examinée, certains chômeurs n'ont connu qu'une perte de salaire minime et une brève période de chômage, alors que d'autres ont essuyé une lourde réduction et ont mis beaucoup de temps avant de retrouver un emploi. On pourrait l'expliquer par le fait qu'au cours de cette période, les compétences recherchées sur le marché du travail ont subi trop de changements qui n'ont pu être compensés par les effets d'une recherche productive.

Les variables nominales relatives au maximum de semaines de prestations ont également un effet résiduel sur la probabilité de trouver un nouvel emploi, même quand on contrôle l'intensité de la recherche, dans l'estimation tenant compte des covariables qui varient dans le temps, du salaire prévu au réemploi et de l'ancien salaire. On pourrait croire que ces variables explicatives capturent l'intensité de la recherche et les effets du salaire d'acceptation résultant de l'assurance-chômage sur l'issue de la recherche d'un emploi, mais ce n'est apparemment pas le cas.

Notre méthode d'estimation permet néanmoins de quantifier l'effet des semaines de prestations sur la probabilité de retrouver un emploi. Le fait que l'intensité de la recherche et le salaire n'expliquent pas tous les effets de la probabilité de réemploi signifie que les effets des prestations sur le taux de chômage ne sont pas directement associés au salaire du nouvel emploi et aux effets de l'intensité de la recherche. En d'autres termes, un autre facteur lié aux prestations d'assurance-chômage agit à la baisse sur le taux d'obtention d'un nouvel emploi.



Tableau F-1
Régressions simples du salaire ajusté

Variable ¹	Log (nouveau salaire)
Nombre d'observations	1 441
R ² corrigé	0,307
Constante	1,381 (0,269)
Sexe	0,156 (0,023)
Région rurale	0,020 (0,045)
log (ancien salaire)	0,329 (0,041)
Marié	0,088 (0,068)
Chef de famille	0,033 (0,023)
Durée de l'emploi	0,008 (0,017)
Durée de l'emploi (au carré)	-0,0008 (0,0013)
Ancien emploi syndiqué	0,045 (0,039)
Lambda	0,327 (0,701)
Admissibilité à l'a.-c. (semaines)	
Non admissible	-0,075 (0,047)
De 0 à 30	-0,004 (0,091)
De 30 à 40	-0,034 (0,035)
De 40 à 50	0,012 (0,027)

¹ Y compris les variables explicatives pour l'âge, le niveau de scolarité, l'industrie de l'ancien emploi, la province de l'ancien emploi, la raison de la perte de l'emploi et l'année.

Tableau F-2
Équation du taux de probabilité

Variable ¹	Effet sur la probabilité
Nombre d'observations	4 188
Valeur P de chi ²	< 0,0001
Sexe	-0,281 (0,132)
Région rurale	0,070 (0,116)
log (ancien salaire)	-0,722 (0,256)
Variation de salaire ajustée	2,184 (0,653)
Marié	0,052 (0,094)
Chef de famille	-0,071 (0,094)
Prestations complémentaires pour la région	-0,016 (0,006)
Non admissible	0,333 (0,126)
De 0 à 30 semaines	0,308 (0,278)
De 30 à 40 semaines	0,121 (0,144)
De 40 à 50 semaines	-0,049 (0,105)
Intensité de recherche ajustée	0,752 (0,216)
(Intensité de recherche ajustée, au carré)	-0,030 (0,010)

¹ Y compris les variables explicatives pour l'âge, le niveau de scolarité, la province de l'ancien emploi et la raison de la perte de l'emploi.



Tableau F-3
Équation du taux de probabilité par sexe

Variable ¹	Femmes	Hommes
Valeur P de chi ²	< 0,0001	< 0,0001
Région rurale	0,136 (0,195)	0,043 (0,146)
log (ancien salaire)	-0,223 (0,423)	-1,276 (0,339)
Nouveau salaire ajusté	0,980 (1,07)	3,492 (0,871)
Marié	-0,160 (0,152)	0,126 (0,246)
Chef de famille	-0,472 (0,184)	0,031 (0,131)
Prestations complémentaires pour la région	-0,023 (0,011)	-0,016 (0,007)
Non admissible	0,346 (0,233)	0,393 (0,153)
De 0 à 30 semaines	-0,046 (0,455)	0,579 (0,358)
De 30 à 40 semaines	0,327 (0,217)	-0,141 (0,197)
De 40 à 50 semaines	0,010 (0,177)	-0,124 (0,131)
Intensité de recherche ajustée	0,862 (0,358)	0,676 (0,275)
(intensité de recherche ajustée) ²	-0,036 (0,017)	-0,026 (0,013)

¹ Y compris les variables explicatives pour l'âge, le niveau de scolarité, la province de l'ancien emploi et la raison de la perte de l'emploi.

Tableau F-4
Équation du taux de probabilité pour la région de l'Atlantique

Variable ¹	Autres provinces	Atlantique
Valeur P de chi ²	< 0,0001	0,775
Région rurale	0,043 (0,129)	0,190 (0,310)
log (ancien salaire)	-0,740 (0,263)	-0,970 (1,264)
Nouveau salaire ajusté	2,192 (0,671)	3,874 (3,435)
Marié	0,064 (0,097)	-0,016 (0,447)
Chef de famille	-0,082 (0,099)	-0,095 (0,352)
Prestations complémentaires pour la région	-0,017 (0,006)	0,016 (0,041)
Non admissible	0,349 (0,132)	0,466 (0,499)
De 0 à 30 semaines	0,285 (0,279)	
De 30 à 40 semaines	0,091 (0,148)	1,137 (0,756)
De 40 à 50 semaines	-0,080 (0,111)	0,158 (0,347)
Intensité de recherche ajustée	0,781 (0,229)	1,024 (1,040)
(intensité de recherche ajustée, au carré)	-0,031 (0,010)	-0,044 (0,052)

¹ Y compris les variables explicatives pour l'âge, le niveau de scolarité, la province de l'ancien emploi et la raison de la perte de l'emploi.

Tableau F-5
Équation du taux de probabilité selon l'admissibilité à l'assurance-chômage

Variable ¹	Admissible	Non admissible
Valeur P de chi ²	< 0,0001	< 0,0001
Sexe	-0,256 (0,144)	-0,680 (0,358)
Région rurale	0,108 (0,129)	-0,126 (0,301)
log (ancien salaire)	-0,599 (0,279)	-1,553 (0,704)
Nouveau salaire ajusté	1,957 (0,711)	4,161 (1,806)
Marié	0,006 (0,104)	0,126 (0,246)
Chef de famille	-0,120 (0,105)	0,004 (0,229)
Prestations complémentaires pour la région	-0,010 (0,007)	-0,033 (0,012)
De 0 à 30 semaines	0,447 (0,285)	
De 30 à 40 semaines	0,187 (0,149)	
De 40 à 50 semaines	-0,009 (0,107)	
Intensité de la recherche ajustée	0,551 (0,225)	2,335 (0,749)
(intensité de la recherche ajustée, au carré)	-0,021 (0,010)	-0,103 (0,035)

¹ Y compris les variables explicatives pour l'âge, le niveau de scolarité, la province de l'ancien emploi et la raison de la perte de l'emploi.

Bibliographie

- Addison, J.T. et P. Portugal : «Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment», *Journal of Labour Economics*, 7, 1989, pp. 281-302.
- Blanchard, O.J. et L.H. Summers : «Hysteresis and the European Unemployment Problem», *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 1986, pp. 15-78.
- Classen, K.P. : «The Effect of Unemployment Insurance on the Duration of Unemployment and Subsequent Earnings», *Industrial and Labour Relations Review*, 30(4), 1977, pp. 438-444.
- Davidson, Carl et Stephen Woodbury : «The Displacement Effect of Reemployment Bonus Programs», *Journal of Labour Economics*, 11, 1993, pp. 575-605.
- Devine, T.J. et N.M. Kiefer : *Empirical Labour Economics: The Search Approach*, Oxford University Press, New York, 1991.
- Fortin, Pierre et Simon Prévost : «Search Intensity of the Long-Term Unemployed: Evidence from a Panel of Southeast Montréal Workers», *Cahier de Recherche du CERPE*, n° 22, 1993.
- Gunderson, M. et W.C. Riddell : *Labour Market Economics*, McGraw-Hill, Toronto, 1993).
- Ham, J.C. et S. Rea : «Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada», *Journal of Labour Economics*, 5, 1987, pp. 325-353.
- Jackman, R. et R. Layard : «Does Long-term Unemployment reduce a Person's Chance of a Job? A Time-series Test», *Economica*, 58, 1991, pp. 93-106.
- Kahn, L.M. : «The Returns to Job Search: A Test of Two Models», *The Review of Economics and Statistics*, 60, 1978, pp. 496-503.
- Murphy, Kevin M. et Finis Welch : «Empirical Age-Earnings Profile», *Journal of Labor Economics*, 8, 1990, pp. 202-229.
- Osberg, Lars : «An Evaluation of the Efficiency and Equity Implications of CEC use in Job Search Activity», *Program Evaluation Report, National Employment Services Evaluation: Labour Force Survey-Based Analysis of CEC Use*, Emploi et Immigration Canada, Ottawa, 1990.
- Pissarides, C. : «Loss of Skills During Unemployment and the Persistence of Employment Shocks», *Quarterly Journal of Economics*, 108, 1992, pp. 1371-1392.