

# **Comptes rendus sur le recours fréquent à l'assurance-emploi**

**Sous la direction de**

**Saul Schwartz**

**Abdurrahman Aydemir**

**SRSA  
SOCIÉTÉ DE  
RECHERCHE  
SOCIALE  
APPLIQUÉE**

**Octobre 2001**

La Société de recherche sociale appliquée (SRSA) est un organisme sans but lucratif créé en 1991 avec l'aide de Développement des ressources humaines Canada (DRHC) pour élaborer, mettre à l'essai sur le terrain et évaluer selon une méthode rigoureuse des programmes sociaux destinés à assurer le mieux-être de tous les Canadiens, plus particulièrement les Canadiens défavorisés. La SRSA a pour mission de fournir aux décideurs et aux intervenants des données fiables sur l'utilité de divers programmes du point de vue des budgets gouvernementaux, des participants aux programmes et de la société dans son ensemble. Dans l'accomplissement de sa mission, la SRSA évalue des programmes sociaux existants et met à l'essai des projets de programmes sociaux à l'échelle et dans divers endroits, avant qu'ils ne soient incorporés à l'action gouvernementale et appliqués à plus grande échelle.

Le Projet de supplément de revenu est financé en vertu d'une entente de contribution avec Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Les constatations et conclusions présentées dans le rapport qui suit ne reflètent pas nécessairement les positions ni les politiques officielles de DRHC.

Tous droits réservés © 2001 par la Société de recherche sociale appliquée.

Deuxième édition revue et corrigée.

The English version of this document is available on request.

## Table des matières

<b>Avant-propos</b>	v
<b>Remerciements</b>	vii
<b>Introduction</b>	1
<b>Analyse typologique des utilisateurs du régime canadien d'assurance-emploi : mesures de fréquence et de saisonnalité</b> David Gray et Arthur Sweetman	15
<b>Salaires d'acceptation et comportement de recherche d'emploi : données de l'Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi</b> Stephen R. G. Jones	65
<b>Incidence sur la réception de prestations d'assurance-emploi des liens régionaux et des attitudes des travailleurs à l'égard de la recherche d'emploi</b> David Gray	95
<b>Les immigrants et l'assurance-emploi</b> Arthur Sweetman	131
<b>Activités bénévoles des prestataires de l'assurance-emploi</b> Rafael Gomez et Morley Gunderson	165



## Avant-propos

Le présent document fait partie d'une série de rapports produite dans le cadre du Projet de supplément de revenu (PSR).

Le PSR a été créé pour éprouver une façon novatrice d'utiliser les fonds de l'assurance-emploi (a.-e.) — offrir aux travailleurs en chômage un revenu de remplacement partiel et temporaire s'ils retournaient sur le marché du travail rapidement et devaient, de ce fait, subir une baisse de revenu. Le nouveau programme a été offert à deux groupes de prestataires : les travailleurs déplacés qui, après une importante période de travail, avaient subi une perte d'emploi permanente et les réitérants de l'assurance-emploi, qui avaient pris l'habitude de recevoir des prestations d'assurance-emploi pendant au moins une partie de chaque année.

Des publications antérieures sur le PSR ont fait connaître les résultats des expériences menées pour mettre le nouveau programme à l'épreuve. Le PSR a eu un impact restreint et de courte durée sur le réemploi des travailleurs déplacés, mais a entraîné des coûts supplémentaires pour le gouvernement. Dans le cas des réitérants de l'assurance-emploi, l'intérêt envers le PSR a été faible et le programme n'a eu aucun effet sur leur comportement à l'égard du marché du travail.

Pour mieux comprendre la situation et les besoins éventuels, en matière de programmes, de ceux qui ont eu fréquemment recours à l'assurance-emploi, un sondage auprès des prestataires d'assurance-emploi a été ajouté au programme de recherche du PSR. Ce sondage, appelé *Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAE), a été mené à l'échelle nationale auprès d'un échantillon représentatif de personnes ayant reçu des prestations régulières d'assurance-emploi en 1996. Pour rehausser l'utilité des données aux fins de l'analyse du recours fréquent à l'assurance-emploi, les réitérants (définis comme ceux qui ont reçu des prestations durant au moins trois ans au cours des cinq années de la période de 1992 à 1996) étaient surreprésentés dans l'échantillonnage.

Le présent ouvrage est un recueil de comptes rendus basés sur les données de l'enquête et rédigés par des universitaires canadiens. Un ouvrage d'accompagnement, *Le recours fréquent à l'assurance-emploi au Canada*, présente une analyse descriptive des répondants à l'ERAE. Ensemble, ces deux ouvrages permettent de mieux comprendre le phénomène du recours fréquent à l'assurance-emploi et d'obtenir une vision plus nuancée d'un groupe important de bénéficiaires de ce régime.

John Greenwood  
Directeur exécutif



## Remerciements

Nous désirons remercier Développement des ressources humaines Canada (DRHC) pour son parrainage et son appui soutenu. Nous sommes redevables en particulier à Louis Grignon et à Alex Grey, de la Direction générale de la recherche appliquée, pour les conseils et l'aide qu'ils nous ont continuellement prodigués pendant l'élaboration du présent volume.

Nous témoignons aussi toute notre gratitude à Jeff Smith, à Todd Stinebrickner et à Frances Wooley, qui ont examiné les versions provisoires des différents comptes rendus du volume et fait part de leurs précieuses observations aux auteurs.

Mentionnons enfin Barbara Greenwood Dufour, de la SRSA, qui nous a aidés à mettre en forme les manuscrits et à les réunir dans ce recueil.





## Introduction

Comment peut-on assurer à tous les Canadiens un revenu suffisant, et ce, en tenant compte des valeurs des contribuables canadiens et des exigences d'un système industriel concurrentiel? Cette question se situe au cœur d'un débat qui dure depuis un siècle au sujet des programmes gouvernementaux de sécurité du revenu.

Dans ce débat, il ne s'agit pas d'établir si une aide devrait être fournie, mais plutôt quels sont les Canadiens qui devraient bénéficier d'un soutien de revenu et quelle devrait être l'ampleur de ce soutien. Nul doute que, pour certains groupes — les jeunes enfants, les personnes âgées, les personnes souffrant de graves handicaps ou les travailleurs ayant perdu leur emploi par suite d'aléas économiques —, les Canadiens appuient pour la plupart un régime relativement généreux de transfert de revenu. Ces groupes « méritants » ont depuis longtemps droit au soutien offert par les programmes provinciaux d'aide sociale, les régimes fiscaux fédéral et provinciaux, et les régimes de pension et le régime d'assurance-emploi fédéraux.

Le débat porte plutôt sur les groupes dont on remet les besoins en question, notamment les mères seules bénéficiant de l'aide sociale, les travailleurs qui sont des prestataires habituels de l'assurance-emploi et les Canadiens dont les déficiences sont plus difficiles à démontrer.

Les preuves anecdotiques sont légion, peu importe où on se situe dans ce sempiternel débat. Les prestataires de l'aide sociale qui dépendent des banques alimentaires pour subvenir à leurs besoins et à ceux de leurs enfants ne font aucunement défaut, on ne manque certainement pas de travailleurs qui seraient prêts à prendre n'importe quel emploi et qui n'ont recours aux prestations d'assurance-emploi qu'en dernier recours seulement, et on trouve facilement des Canadiens souffrant de sévères déficiences pour le moins visibles.

Dans ce débat, le camp adverse dit soupçonner que l'existence de ces transferts et leur générosité ont amené bien des gens à éviter de travailler afin d'obtenir des prestations. Bien que les cas manifestes de fraude soient rares — et bien qu'on compte peu de prestataires de l'aide sociale qui aient beaucoup d'argent à la banque et de prestataires de l'assurance-invalidité qui soient d'une santé rayonnante —, on fait valoir que le régime de sécurité du revenu a un net effet dissuasif sur les Canadiens dans la recherche d'un travail, tout en incitant les entreprises à exploiter les transferts disponibles.

Les essais qui composent cette publication sont issus d'un projet portant sur un aspect particulièrement débattu, celui de l'usage répété ou habituel du régime d'assurance-emploi. Ce volet du débat sur la sécurité du revenu se trouve inexplicablement lié à un débat tout aussi ancien sur la question de savoir dans quelle mesure les Canadiens devraient quitter leur lieu de résidence pour se trouver un emploi.

Un des traits fondamentaux de l'économie canadienne est que nombre d'industries sont de nature très saisonnière, qu'il s'agisse de la construction, de l'enseignement primaire et secondaire, du tourisme, de la pêche ou de l'exploitation forestière, pour ne citer que ces exemples. Nombreux sont les gens qui, dans ces secteurs d'activité, ne travaillent qu'une

partie de l'année. Chaque été, le personnel enseignant cesse de travailler et, chaque hiver, la demande des chantiers extérieurs de construction fléchit. Certains se sont demandé si on pouvait réellement parler d'insécurité du revenu pour les travailleurs saisonniers, citant l'exemple des travailleurs de la construction qualifiés qui reçoivent un salaire relativement élevé en période active, assez peut-être pour leur procurer un revenu qui avoisine ou dépasse le revenu annuel médian correspondant, et qui pourtant demandent des prestations d'assurance-emploi en période de relâche. Dans ce débat, l'autre camp évoque cependant le cas des travailleurs marginalisés qui, malgré leur volonté d'accepter n'importe quel travail qui s'offre, trouvent seulement des emplois de courte durée et peu rémunérés, et qui auraient de la difficulté à survivre sans les prestations d'assurance-emploi.

Autre trait de l'économie canadienne : l'économie de certaines régions du pays — le nord de l'Ontario, le Québec rural et les provinces de l'Atlantique — est dominée par des industries saisonnières, si bien que peu de solutions de rechange à l'emploi saisonnier existent vraiment. Par le passé, les travailleurs de ces régions les ont quittées en grand nombre, migrant vers d'autres parties du territoire où les taux de chômage sont moindres et où on peut travailler toute l'année. Beaucoup sont néanmoins restés, et ils considéreraient comme une atteinte directe à la viabilité économique de leur région toute modification du régime d'assurance-emploi ayant pour effet de limiter les prestations destinées aux travailleurs saisonniers. On peut ajouter qu'il n'est pas du tout sûr que, dans l'ensemble, les Canadiens veuillent que les gens aient plus de difficulté à vivre et à travailler là où ils sont nés.

La solution de ces problèmes de taille n'est pas en vue. L'objectif des auteurs des essais de cette publication est bien plus modeste. Ils s'attachent aux données empiriques pour que le débat délaisse les principes politiques abstraits et les données fragmentaires choisies à dessein pour en venir à une vision plus nuancée d'une réalité complexe.

Tous les exposés ont pour base une enquête spéciale réalisée au début de 1998 par Statistique Canada et financée par Développement des ressources humaines Canada. L'Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi (ERAE) a été commandée à la suite d'une expérience à caractère aléatoire menée dans le cadre d'un projet témoin ayant pour but d'encourager l'emploi hors saison chez les réitérants du régime d'assurance-emploi. Cette expérience de la Société de recherche sociale appliquée (SRSA) a indiqué que moins de la moitié des réitérants étaient prêts à simplement examiner l'offre qui leur était faite et que seulement 5 % de ceux et celles qui ont participé ont profité de l'occasion (Tattrie, 1996). Ces résultats ont mis en évidence une fois de plus le peu de compréhension qu'avaient les analystes du comportement économique des réitérants, d'où la tenue de l'ERAE. Le présent volume d'essais et le volume descriptif qui l'accompagne tentent de mieux mettre ce comportement en lumière.

Dans le premier essai, David Gray et Arthur Sweetman font un grand pas en avant en scrutant la complexité de l'utilisation du régime d'a.-e.<sup>1</sup> En combinant les données ERAE à des données administratives pour la période 1992-1997, ils établissent une typologie descriptive simple des prestataires. Ils rompent ainsi avec la tradition consistant à définir deux types de prestataires seulement, à savoir les utilisateurs occasionnels et les utilisateurs

---

<sup>1</sup>Le 1<sup>er</sup> juillet 1996, l'assurance-chômage (a.-c.) était rebaptisée assurance-emploi (a.-e.). Par souci de simplicité, nous parlons dans cette introduction du régime d'assurance-emploi (régime d'a.-e.).

fréquents. Ils dégagent plutôt ce qu'ils considèrent comme quatre catégories distinctes de prestataires fréquents :

- prestataires saisonniers;
- prestataires éternels;
- prestataires fréquents mais non saisonniers;
- autres prestataires fréquents.

La plupart des prestataires appartiennent à l'une de ces catégories. D'après la classification Gray-Sweetman, il n'y a que 36,1 % des prestataires de sexe masculin et 44 % des prestataires de sexe féminin qui *ne soient pas* utilisateurs fréquents, c'est-à-dire qui n'aient présenté qu'une ou deux demandes de 1992 à 1997 ou qui aient nouvellement accédé à l'activité pendant cette période.

Étonnamment peu d'utilisateurs correspondent au stéréotype du travailleur saisonnier qui, chaque année, travaille un certain nombre de mois et cesse environ à la même époque pour ensuite demander des prestations<sup>2</sup>. En proportion, seulement 6,3 % des prestataires de sexe masculin et 4,1 % des prestataires de sexe féminin répondent aux critères stricts fixés par Gray et Sweetman pour ce groupe, soit présenter une demande dans les mêmes huit semaines de 1992 à 1997.

Si on étend la définition aux prestataires « surtout saisonniers » (définis comme ceux qui ont présenté une demande dans les mêmes huit semaines quatre ou cinq ans dans la période de six ans 1992-1997), on se trouve à ajouter 10,8 % d'hommes et 10,5 % de femmes à la catégorie « prestataires saisonniers ». Même si on combine les catégories « prestataires strictement saisonniers » et « prestataires surtout saisonniers », il n'y a que 17,1 % des prestataires de sexe masculin et 14,6 % des prestataires de sexe féminin qui semblent correspondre au stéréotype du travailleur saisonnier. Si on ajoute à ces pourcentages relativement modestes ceux des prestataires non fréquents, on peut voir qu'environ 40 % des femmes et 45 % des hommes sont prestataires fréquents, mais sans coller à ce stéréotype.

Partant de là, Gray et Sweetman dégagent plusieurs autres types de prestataires fréquents. Les *prestataires éternels* sont ceux qui réussissent à garder éternellement actif leur dossier de prestations. Ils auront ainsi été en participation active pendant 280 et plus des 313 semaines comprises entre 1992 et 1997. En temps normal, le droit aux prestations s'épuise dans les 40 semaines suivant l'admission, mais les utilisateurs éternels parviennent à demeurer bénéficiaires actifs à cause des dispositions du régime d'assurance-emploi qui permettent de suspendre les prestations dans les semaines où le prestataire travaille.

Le troisième type d'utilisateurs fréquents est celui des prestataires fréquents mais non saisonniers. Ce sont ceux qui ont présenté une demande quatre ans et plus sur les six ans de la période 1992-1997, mais non dans les mêmes huit semaines. Une proportion relativement faible de prestataires (3,4 % des hommes et 2,4 % des femmes) présente une demande les six ans de la période, mais une proportion bien supérieure (19 % des hommes et 12,8 % des femmes) le fait à diverses époques dans quatre ou cinq de ces mêmes six ans. Si on combine

---

<sup>2</sup>Les données administratives exploitées par Gray et Sweetman permettent à l'analyste de constater les périodes de prestations, mais non pas toutes les périodes d'emploi ou de chômage hors prestations. Il reste que, comme les travailleurs sont admissibles à l'assurance-emploi seulement s'ils travaillent, il est parfois possible de déduire leur comportement de travail à partir de leurs antécédents de prestations.

ces deux groupes d'utilisateurs fréquents mais non saisonniers, on constate que 22,4 % des prestataires de sexe masculin et 15,2 % des prestataires de sexe féminin appartiennent à cette catégorie.

Même avec ces distinctions typologiques entre prestataires fréquents, Gray et Sweetman se retrouvent avec une catégorie relativement importante d'autres prestataires fréquents, c'est-à-dire de bénéficiaires qui ont présenté des demandes précisément dans trois des six ans de la période 1992-1997. C'est une catégorie où on retrouve environ 20 % des prestataires des deux sexes.

La taille des catégories « prestataires fréquents mais non saisonniers » et « autres prestataires fréquents » témoigne de l'hétérogénéité de la catégorie d'ensemble « prestataires fréquents ». Le grand intérêt de la typologie de Gray et Sweetman, c'est qu'elle oblige tout analyste sérieux du régime d'assurance-emploi à y songer à deux fois avant de s'en tenir à la dichotomie simpliste « occasionnel - fréquent ». Les analystes en politiques peuvent aussi être amenés à remettre en question les généralisations tirées de données fragmentaires mises de l'avant par l'un ou l'autre des camps dans le débat sur la sécurité du revenu.

Avec cette typologie, on peut espérer que s'amorcera une démarche longtemps attendue d'examen attentif de l'expérience professionnelle de ces divers types de prestataires fréquents. En poussant la recherche, on pourra sans doute affiner les diverses catégories que proposent Gray et Sweetman. Ainsi, ceux-ci font observer que le fondement économique de la définition de la toute dernière catégorie établie, celle des prestataires fréquents mais non saisonniers, demeure peu clair. Il s'agit de bénéficiaires qui, au dire de ces auteurs, « sont extrêmement rationnés sur un marché du travail en proie au marasme et occupent des emplois peu rémunérés par intermittence ou à l'occasion et sans grande sécurité » (p. 50). Autre possibilité : ils « connaissent des interruptions fréquentes d'emploi qui sont prévisibles et récurrentes, bien que n'ayant aucun caractère saisonnier » (p. 50).

L'ERAE nous renseigne un peu sur cet aspect, ayant demandé aux répondants au travail en 1997 (et qui avaient reçu des prestations d'a.-e. en 1996) si, les années précédentes, ils avaient travaillé pour un ou plusieurs de leurs employeurs de 1997. Tel était le cas d'une très forte proportion tant de prestataires saisonniers que de prestataires fréquents mais non saisonniers (plus de 80 %).

Gray et Sweetman ne font pas que créer une typologie utile des prestataires; ils mettent aussi en lumière les grandes différences de recours à l'assurance-emploi entre les sexes. Voici certaines des différences que dégage aussi le volume descriptif accompagnant les essais :

- moments très différents d'utilisation saisonnière du régime : les taux de réception des femmes culminent à l'été et ceux des hommes, à l'automne;
- montants différents de prestations : les hommes reçoivent bien plus en prestations que les femmes, ce qui s'explique sans doute par les écarts salariaux hommes-femmes; Gray et Sweetman décrivent le degré de variation de ces écarts selon les types de prestataires fréquents;
- plus grande facilité apparente de ranger les prestataires de sexe masculin dans les catégories déjà établies par ces auteurs.

Les différences de participation au régime entre les sexes ont été plus marquées à la suite des réformes de 1996 du régime, et certains observateurs soupçonnent que cette révision a eu pour effet de diminuer le nombre de femmes admises aux prestations. Les essais du présent volume n'abordent pas cette question, mais il est nettement d'une grande importance à nos yeux que l'on cerne mieux les différences hommes-femmes.

Ce survol rend peu compte de l'ampleur de l'essai de Gray et Sweetman. Et on ne s'étonnera donc pas que ces auteurs n'aient pu pleinement traiter des nombreuses questions que soulève leur étude. Si l'analyse suscite autant de questions qu'elle n'en règle, c'est que Gray et Sweetman explorent un territoire inconnu. On peut espérer que, grâce à leur travail, on en viendra à remettre en cause les stéréotypes dont usent les deux camps dans ce débat sur les prestataires, « méritants » ou non, du régime d'assurance-emploi.

Dans le deuxième essai, Stephen Jones examine une question directement liée à l'efficacité des incitatifs financiers comme moyen d'incitation au travail hors saison ou toute l'année pour les réitérants. Il s'attache à cette fin aux données ERAE sur les *salaires d'acceptation*, notion de première importance en économie moderne du travail. Selon la conception du salaire d'acceptation, chaque travailleur à la recherche d'un nouvel emploi aurait à l'esprit le salaire le plus bas qu'il est disposé à accepter dans un nouveau travail.

Les salaires d'acceptation ne sont pas directement observables, mais les répondants ont semblé pouvoir répondre sans trop de mal à des questions comme la suivante : quel est le plus faible salaire que vous accepteriez pour prendre un emploi? Les répondants ERAE se sont vu poser précisément cette question et l'essai de Jones analyse leurs réponses. Cet auteur étudie les salaires d'acceptation surtout dans leur rapport avec le salaire antérieur le plus élevé qui ait été déclaré à l'enquête. Un rapport de salaire d'acceptation (RSA) de 0,90 indique, par exemple, que le répondant est disposé à prendre un nouvel emploi dont le salaire correspondrait à 90 % de son salaire le plus élevé avant son licenciement.

Il est bon de voir l'essai de cet auteur comme traitant de différentes hypothèses en relation avec l'expérience menée auprès des réitérants (Projet de supplément de revenu PSR), où on a offert des incitatifs financiers au travail à des gens choisis au hasard qui avaient présenté une demande d'a.-e. après l'avoir fait chacune des trois années précédentes. L'incitatif destiné à tous ceux qui trouvaient un nouvel emploi dans les 12 semaines suivant la réception de cette offre consistait en un supplément salarial qui venait combler à 75 % la différence entre le salaire (inférieur) du nouvel emploi et celui de l'emploi occupé avant le licenciement. Les bénéficiaires avaient droit au supplément jusqu'à deux ans, mais celui-ci n'entrait pas dans la rémunération assurable si l'intéressé en venait à présenter une demande de prestations fondée sur le salaire de son nouvel emploi. Comme nous l'avons signalé, moins de la moitié des gens jugés admissibles se sont montrés intéressés par l'expérience et, de tous ceux qui se sont prêtés à l'exercice et ont été assignés au hasard au « groupe du supplément », 5 % seulement ont bel et bien reçu ce sursalaire, le reste n'ayant pas accepté de nouvel emploi dans les 12 semaines prévues ou en ayant trouvé un qui était aussi rémunérateur ou plus encore que l'emploi occupé avant leur licenciement.

Les concepteurs (et les bailleurs de fonds) du volet « réitérants » du PSR pensaient que cet incitatif financier abaisserait le salaire d'acceptation du groupe du supplément, ce qui amènerait ses membres à prendre un nouvel emploi qu'ils n'auraient sans doute pas accepté sans cet appoint salarial. Jones fait cependant cette remarque : « Le projet n'aurait donc pas

réussi à amener un rajustement suffisant des salaires d'acceptation ni à faire prendre un nombre appréciable de nouveaux emplois par les intéressés » (p. 67).

On n'a pas d'indications directes sur le *changement* de salaire d'acceptation causé par le « traitement » PSR. Il reste que les données ERAE — fondées sur les réponses à l'enquête d'un groupe entièrement différent de prestataires — permettent à Jones de sonder plusieurs hypothèses intéressantes au sujet du volet « réitérants » du PSR.

On peut d'abord supposer que l'incitatif prévu a été insuffisant du fait que les réitérants du régime d'a.-e. avaient à l'esprit un salaire d'acceptation particulièrement élevé et qu'ils étaient peu désireux de prendre un nouvel emploi même si celui-ci (assorti du supplément PSR) était presque aussi rémunérateur que l'emploi occupé avant le licenciement.

À l'aide des données ERAE, Jones s'attache à cette hypothèse en calculant des rapports de salaire d'acceptation pour les réitérants et les non-réitérants, définissant ainsi pour chaque répondant un rapport salaire d'acceptation-salaire le plus élevé<sup>3</sup>.

Chez tous les répondants ERAE à la recherche d'un emploi en période de chômage en 1997, le RSA moyen s'établissait à 0,895, ce qui indique que ces chômeurs étaient disposés en moyenne à prendre un nouvel emploi dont le salaire correspondait à environ 90 % du salaire le plus élevé avant licenciement. Lorsqu'il compare les RSA des réitérants et des non-réitérants, Jones relève toutefois un fait empirique intéressant. Il constate en effet que le RSA moyen des réitérants est *inférieur* à celui des non-réitérants. Il se rend compte que, si cette différence existe, c'est uniquement que, chez les hommes, les RSA sont bien moindres pour les réitérants que pour les non-réitérants. Chez les femmes, les RSA sont les mêmes, qu'il s'agisse de réitérants ou non.

Dans un autre volet de l'expérience PSR, on a offert un incitatif financier quelque peu différent à un certain type de non-réitérants, c'est-à-dire aux travailleurs qui avaient constamment travaillé dans les trois ans ayant précédé la production d'une demande d'a.-e. L'incitatif était différent parce qu'on accordait 26 semaines — au lieu de 12 — à ces travailleurs pour trouver un emploi donnant droit au supplément. Contrairement à l'attitude de l'échantillon de réitérants, la vaste majorité de ces travailleurs déplacés se sont portés volontaires et un peu plus de 20 % ont été admis au supplément et l'ont effectivement reçu. Si ces mêmes travailleurs déplacés, comme semblent l'indiquer les résultats de Jones, avaient des rapports de salaire d'acceptation égaux ou supérieurs à ceux des réitérants, on peut penser que le peu de réaction des réitérants à l'offre PSR ne tenait pas à des RSA « trop élevés » chez les intéressés<sup>4</sup>.

Des RSA moindres dans le cas des réitérants n'impliquent pas que le *niveau* de salaire d'acceptation de ceux-ci était inférieur à celui des travailleurs déplacés. Un autre point empirique mis en relief par Jones est que les réitérants de l'ERAЕ avaient et un salaire antérieur et un salaire d'acceptation supérieurs à ceux des non-réitérants. Le tableau 5 de l'essai indique que, en moyenne, le salaire horaire antérieur des réitérants dépassait d'environ 2,20 \$ celui des non-réitérants et que le salaire d'acceptation des premiers excédait de 1,62 \$ en moyenne celui des seconds. En d'autres termes, le salaire d'acceptation des réitérants avait

---

<sup>3</sup>Jones définit et analyse de la sorte un RSA où on trouve au dénominateur le dernier salaire avant licenciement.

<sup>4</sup>Il est possible que le grand facteur de différenciation des réponses respectives des réitérants et des travailleurs déplacés soit les 26 semaines de recherche d'un emploi accordées aux seconds. Ce délai plus long n'explique toutefois pas la différence de taux d'acceptation de l'offre PSR entre les deux groupes.

beau être plus élevé que celui des non-réitérants, leur salaire antérieur l'était encore plus, si bien que les RSA étaient moindres chez les premiers.

Jones présente ensuite diverses variables de contrôle de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) où le salaire d'acceptation ou le salaire antérieur est la variable dépendante. Dans toutes les spécifications, « le coefficient de la situation de réitérant représente toujours un déterminant significativement positif du salaire d'acceptation et du salaire antérieur. L'effet est toujours moindre pour le salaire d'acceptation que pour le salaire antérieur » (p. 86).

D'après ce résultat, bien que les réitérants aient été prêts à accepter une perte salariale relativement égale en pourcentage dans un nouvel emploi — les RSA étant à peu près égaux —, « il reste la question de savoir si, dans ces données, les RSA des premiers [réitérants] n'en sont pas moins démesurément élevés par rapport à une évaluation réaliste des perspectives d'emploi qui s'offrent aux intéressés » (p. 89). En d'autres termes, il se peut que les réitérants reçoivent en moyenne un salaire élevé lorsqu'ils travaillent et que, bien que disposés à prendre un nouvel emploi dont le salaire n'est que de 90 % de leur salaire antérieur, ils ne puissent trouver de tels emplois sur le marché. Si des emplois moins rémunérateurs sont disponibles, ils pourraient être acceptables aux non-réitérants (dont le salaire d'acceptation est moindre), mais non pas aux réitérants.

Si on constate empiriquement que les RSA des réitérants sont égaux ou inférieurs à ceux des non-réitérants, mais que leur salaire d'acceptation et leur salaire antérieur sont supérieurs, une interprétation paraît s'offrir de l'expérience « réitérants » du PSR. L'idée était d'encourager les réitérants à prendre un emploi hors saison ou à l'année, mais si ceux-ci recevaient un salaire élevé dans l'emploi qu'ils occupaient normalement en saison et que les seuls autres emplois disponibles étaient bien moins rémunérateurs, ils n'allaient pas prendre ces nouveaux emplois même avec le supplément de deux ans. Les concepteurs du volet « réitérants » du PSR ont peut-être sous-estimé les salaires antérieurs de ce groupe et tenu pour moins certaines qu'elles ne l'étaient en réalité les possibilités de rappel au travail.

Comme pour l'essai de Gray et Sweetman, ce petit résumé ne rend pas compte de toute la richesse de l'essai de Jones. Celui-ci analyse non seulement les salaires d'acceptation des 70 % de travailleurs de l'échantillon ERAE qui étaient en chômage et à la recherche d'un emploi en 1997, mais aussi ceux des 38 % qui étaient en quête d'un nouveau travail la même année pendant qu'ils occupaient un emploi. Ajoutons qu'il ne se contente pas de mesures de tendance centrale (comme les moyennes ou les médianes), puisqu'il examine les répartitions de salaire d'acceptation.

Fait intéressant, il note que, à la suite de Holzer (1987), on pourrait étendre cette analyse essentiellement descriptive des salaires d'acceptation pour voir si les différences de salaire d'acceptation des répondants avaient des conséquences sur leur futur comportement économique. Jones ne pousse pas l'analyse dans cette direction, mais le troisième essai du présent volume s'attache à une de ces conséquences sur les comportements (réception de prestations d'a.-e. dans les années postérieures à 1996).

Ce troisième essai de David Gray a un caractère prospectif en ce qu'il met en corrélation les caractéristiques de l'échantillon ERAE de prestataires de 1996 et la réception de prestations en 1998. À un examen *rétrospectif* où on établit une typologie de prestataires ou

étudie les salaires d'acceptation, il préfère un examen *prospectif* de l'incidence des activités et des caractéristiques antérieures sur la réception postérieure de prestations.

Il analyse ainsi deux variables dépendantes, soit une variable 0-1 indiquant si le répondant a reçu ou non des prestations en 1998 — on se rappellera que tous les répondants avaient présenté une demande d'a.-e. en 1996 — et une variable décrivant le nombre de semaines de prestations en 1998 avec la valeur « néant » le cas échéant. Comme variables explicatives, il retient la province de résidence, l'industrie et la profession du principal emploi en 1997, ainsi qu'une grande diversité de caractéristiques individuelles.

Dans cet essai, la grande nouveauté est l'inclusion de données sur les attitudes sollicitées des répondants ERAE. Avec ces variables, on s'enquiert des attitudes en matière d'utilisation de l'assurance-emploi (aujourd'hui et demain), ainsi que de la propension des répondants à accepter divers types d'emplois. Gray prévoit en outre plusieurs mesures types de ce qu'il appelle les « liens régionaux », c'est-à-dire des mesures de la durée d'occupation et de la propriété du lieu de résidence.

Dans l'ensemble de cet essai, il applique les mêmes spécifications de modèle à divers sous-groupes de répondants ERAE, et notamment aux groupes pris isolément des prestataires de sexe masculin et féminin et des prestataires habituels et occasionnels. Ses résultats empiriques sont faciles à résumer : ni les variables des attitudes ni celles des liens de résidence ne sont en étroite corrélation avec la participation au régime d'a.-e. en 1998. L'essai soutient que ces variables mesurent le « capital social », l'accès à l'information sur le régime d'a.-e. ou le degré de « découragement » des répondants quant à leur capacité de trouver des emplois sans nécessiter un recours répété à l'assurance-emploi. Que ces variables représentent ou non des mesures valables de ces idées théoriques (et inobservables), les résultats empiriques n'indiquent pas qu'elles soient liées au phénomène de la future participation au régime. La plupart des coefficients ne sont pas significativement différents de zéro et, si quelques-uns sont statistiquement significatifs, ils restent modestes par rapport à l'incidence marquée de la province, du nombre de demandes d'a.-e. antérieures et du prestige professionnel qui s'attache à l'emploi occupé en 1997<sup>5</sup>.

Ainsi, l'importance de l'essai de Gray tient à la constatation essentiellement négative que, en ajoutant des variables d'attitudes aux modèles de participation à l'a.-e., on ne se trouve pas à diminuer l'importance des variables auparavant jugées de grand intérêt, et que les variables d'attitudes n'ont pas en elles-mêmes une forte incidence. Avant de conclure au caractère plutôt négligeable de ces mêmes variables, il faut reconnaître que les enquêtes sociales ne sont pas particulièrement habiles à mesurer des concepts aussi complexes et subjectifs. En poussant la recherche, peut-être à l'aide de méthodes qualitatives, on pourrait mieux juger de l'importance possible de ces facteurs.

Les deux derniers essais du présent volume portent sur des questions précises qui intéressent tous les prestataires d'a.-e., et donc moins sur le comportement économique des réitérants. Arthur Sweetman compare les usages respectifs que font du régime les immigrants et les Canadiens de souche. Enfin, Raphael Gomez et Morley Gunderson analysent les activités bénévoles des prestataires.

---

<sup>5</sup>Gray signale toutefois que « les effets des variables de capital social et d'attitudes... pourraient être en partie appréhendés par les estimations des variables provinciales » (p. 125). De l'examen de cette possibilité (où il refait les équations sans les variables provinciales et observe l'effet sur les variables de capital social et d'attitudes), il tire la conclusion que, chez les réitérants du moins, il peut y avoir conjonction de cet effet et de ceux des indicateurs provinciaux.



La politique de l'immigration a récemment retenu l'attention tant dans les grands médias que dans les milieux de la recherche. On s'est attaché à l'assimilation salariale des immigrants en s'appuyant sur les idées de Chiswick (1978) et son hypothèse selon laquelle les immigrants en sol américain recevront moins en salaire, peu après leur arrivée, que les Américains de souche de même catégorie. Au fil des ans cependant, les immigrants font un rattrapage salarial pour peut-être ainsi devancer les Américains de souche, car ils ont pu être admis à l'immigration précisément parce qu'on pensait qu'ils tireraient leur épingle du jeu dans leur pays d'accueil.

On a consacré bien moins de recherches à d'autres aspects de l'assimilation des immigrants. L'essai de Sweetman nous fournit des éclaircissements à ce sujet en comparant les usages que font respectivement la population immigrée et la population de souche du régime d'assurance-emploi. Ces constatations nous aident grandement à comprendre si les immigrants représentent un « fardeau » économique du fait qu'ils recourent démesurément au filet de sécurité sociale au Canada (ce qui comprend le régime d'a.-e.).

Sweetman se reporte aux données ERAE et, en complément, aux données administratives de l'a.-e. pour analyser les différences entre immigrants et Canadiens de souche pour ce qui est du degré d'utilisation du régime non seulement en 1996, année où tous les répondants ERAE ont présenté une demande de prestations, mais aussi en 1997 et en 1998. Il regarde en outre les résultats de réemploi et se demande si les immigrants et les Canadiens de souche diffèrent en 1997 quant à leur activité (sur le marché du travail). Il procède enfin à une comparaison de la nature de la recherche d'emploi en période de chômage de ces deux mêmes groupes.

L'ERAÉ nous indique si un prestataire était un immigré ou non et, si tel est le cas, combien d'années se sont écoulées depuis son arrivée en sol canadien. Ainsi, Sweetman est en mesure d'estimer la proportion d'immigrants chez ceux qui ont demandé des prestations d'a.-e. en 1996. Il constate ainsi que de 7 % à 8 % des prestataires cette année-là étaient issus de l'immigration, bien que les immigrants comptent pour environ 10 % de la population active canadienne. Ceux-ci se trouvaient donc sous-représentés chez les prestataires (voir le tableau 1 de l'essai de Sweetman).

Non seulement étaient-ils moins susceptibles de recevoir des prestations, mais ils en recevaient moins et pendant moins de semaines. À mesure que s'allongeait leur séjour au Canada, leurs caractéristiques d'utilisation en venaient à ressembler à celles des Canadiens de souche<sup>6</sup>.

Il reste que les prestataires issus de l'immigration sont fort différents des prestataires de souche du point de vue de leurs caractéristiques démographiques et économiques. Comparés aux seconds, les premiers sont âgés d'environ quatre ans de plus en moyenne. Ils ont plus de chances d'habiter en région urbaine et sont concentrés en Ontario et en Colombie-Britannique. L'examen des emplois qu'ils occupaient en 1997 semble indiquer que les industries et les professions où ils travaillaient étaient différentes de celles de la population de souche.

---

<sup>6</sup>Comme Sweetman le fait remarquer à plusieurs reprises, le caractère transversal des données ERAE empêche de savoir si les tendances observées chez les immigrants de diverses époques s'expliquent (a) par la durée de leur séjour au Canada ou (b) les caractéristiques collectives des contingents qui se sont succédé. Toute différence relevée pourrait tenir au nombre d'années écoulées ou aux traits distinctifs — pays d'origine, titres scolaires ou langues — des cohortes annuelles d'immigrants.

Si on tient compte de ces caractéristiques (voir le tableau 16 de l'essai de Sweetman), les différences disparaissent entre immigrants et Canadiens de souche pour ce qui est du nombre de semaines de prestations en 1996 et, le cas échéant, en 1997 et 1998. « Si on introduit les variables de contrôle de l'âge, de l'instruction et de la région, on se trouve à éliminer l'écart d'utilisation entre population immigrée et population de souche... On peut penser que, comme les immigrants étaient plus urbanisés, qu'ils étaient concentrés dans des provinces de moindre utilisation du régime /.../, la population immigrée a eu moins besoin du régime (p. 158). »

Ce n'est pas dire que l'expérience du marché du travail est la même dans la population immigrée et la population de souche. Sweetman indique que les immigrants avaient environ la moitié plus de chances d'être restés chômeurs tout au long de 1997 que les prestataires de souche, même une fois prises en compte les différences de caractéristiques (voir le tableau 5 de l'essai). Les immigrants plus récents sont particulièrement plus susceptibles de demeurer chômeurs, alors que les moins récents ressemblent davantage aux Canadiens de souche. Ajoutons que les immigrants en chômage s'efforcent plus de trouver de l'emploi que les Canadiens de souche. Si on tient compte là encore des différences observables entre les deux groupes, « les immigrants ont, en moyenne, passé plus d'heures à chercher du travail que les Canadiens de souche » (p. 153). Mentionnons enfin que les salaires d'acceptation des premiers étaient bien inférieurs à ceux des seconds. Sweetman nous dit : « En moyenne, les immigrants plus récents étaient disposés à accepter bien moins comme salaire que les Canadiens de souche aux mêmes caractéristiques observables ou encore les immigrants plus anciens (p. 154). »

Les conclusions sont claires. Les immigrants ont moins recours au régime d'assurance-emploi, bien que l'écart soit en majeure partie à mettre au compte de différences d'âge, de région de résidence et de nature des emplois occupés par la population immigrée. Une différence particulièrement importante est que les immigrants ont bien moins de chances d'être licenciés en s'attendant à être rappelés au travail. En d'autres termes, ils ont tendance à recourir à l'assurance-emploi après un licenciement définitif, alors que les Canadiens de souche utilisent plus souvent le régime après un licenciement provisoire.

En période de chômage, les premiers se sont mis plus résolument en quête de travail que les seconds. Selon Sweetman, l'effet est que « le surcroît d'intensité de leur recherche semble avoir comblé en majeure partie l'écart créé par leur situation plus sérieuse » (p. 160). Les immigrants plus récents recourent plus au régime que les autres, mais toujours moins que les Canadiens de souche. Sweetman ajoute : « Comme tout immigrant, ils paraissent avoir eu un défi encore plus rude à relever en matière de réemploi et avoir travaillé plus fort en ce sens (p. 160). »

Dans le dernier essai du présent volume dont les auteurs sont Raphael Gomez et Morley Gunderson, il est question des activités bénévoles des répondants ERAE. Il s'agit « d'analyser les facteurs déterminants de l'activité bénévole reconnue chez les prestataires » (p. 165). Ce sont là des activités qui s'exercent pour un organisme, un groupe, une œuvre de charité reconnue<sup>7</sup> : organisation et surveillance de manifestations, démarchage, sollicitation ou recherche de fonds, participation aux travaux de comités ou de conseils, etc.

---

<sup>7</sup>Les activités bénévoles non reconnues sont celles qui visent simplement à « rendre service » (visites rendues aux personnes âgées, emplettes, travaux autour de la maison, tâches ménagères, etc.). Les activités non reconnues sont plus répandues que les activités reconnues.

À l'annexe B du volume descriptif qui accompagne le présent volume d'essais, on analyse aussi les activités bénévoles de ces répondants par de simples totalisations croisées. La conclusion tirée dans cette annexe est la suivante :

*Le taux de participation aux activités bénévoles chez les prestataires d'assurance-emploi en 1997 étaient seulement légèrement supérieur au taux national pour les Canadiens cette année-là. Parmi les prestataires d'assurance-emploi, autant les réitérants que les prestataires occasionnels étaient environ deux fois plus susceptibles de faire du bénévolat par voies officieuses plutôt que par voies officielles. Il n'y a pas de différences systématiques entre le comportement de bénévolat chez les réitérants par opposition aux prestataires occasionnels, et tous les groupes de prestataires étaient moins susceptibles de faire du bénévolat pendant le chômage. (voir la p. 128 du volume descriptif).*

Gomez et Gunderson situent leur analyse empirique de l'activité bénévole dans le contexte d'un modèle théorique d'optimisation d'utilité par les familles, l'utilité en question étant fonction non seulement des biens et des loisirs, mais aussi de l'activité de bienfaisance. Ce modèle évalue les activités en question pour une longue liste de motifs : « enrichissement personnel... cohésion sociale... altruisme... amélioration des antécédents professionnels et des compétences » (pp. 166-167). Il prévoit que, dans leur vie, les gens feront plus de bénévolat en période de faible rémunération, situation plus fréquente chez les plus jeunes ou les plus âgés (et notamment chez les retraités ou ceux qui approchent de la retraite). Le membre d'une famille dont le coût de renonciation au temps est moindre s'adonnera plus volontiers à des activités bénévoles. On peut donc s'attendre à ce que les femmes fassent plus de bénévolat, leur salaire relatif étant moindre.

Sur le plan empirique, Gomez et Gunderson estiment un modèle à plusieurs variables où la variable dépendante prend la valeur 1 en cas d'activité bénévole reconnue et la valeur 0 dans le cas contraire<sup>8</sup> et où les variables indépendantes sont toutes les variables démographiques et économiques de l'enquête. On peut penser que ce modèle est une version réduite du modèle théorique esquissé dans cet essai. Vu la diversité des effets possibles dans le modèle théorique, il est toutefois difficile de trouver des hypothèses infirmables que l'on puisse vérifier avec le modèle réduit.

Ayant présenté les résultats du modèle à plusieurs variables (voir le tableau 3 de l'essai), Gomez et Gunderson se demandent dans le reste de leur exposé pourquoi chaque caractéristique pourrait être en corrélation avec le taux d'activité bénévole reconnue de la manière indiquée par ces résultats. Comme dans l'annexe descriptive, mais hors du contexte d'une analyse à plusieurs variables, on ne constate aucun lien entre l'utilisation répétée du régime d'assurance-emploi et les probabilités d'activité bénévole reconnue. Au contraire de l'annexe, l'essai indique néanmoins qu'il n'y avait « pas de différence significative de probabilités de bénévolat entre les chômeurs toute l'année ou une partie de l'année et les salariés toute l'année » (p. 185)<sup>9</sup>. Les travailleurs indépendants étaient plus susceptibles de faire du bénévolat que les autres.

---

<sup>8</sup>En cas de participation quelconque à des activités bénévoles reconnues, on constatait que le nombre des activités exercées par les répondants ne variait guère. L'enquête n'a pas recueilli de données sur le temps consacré à de telles activités. Gomez et Gunderson font donc porter leur analyse sur la variable de participation 0-1.

<sup>9</sup>Ils signalent que, en général, l'analyse à plusieurs variables ne vient pas modifier les conclusions tirées des totalisations croisées de deux variables. Leur essai ne présente pas de données de totalisation croisée de l'activité bénévole reconnue et de l'activité professionnelle, aussi ignore-t-on pourquoi on relève cette différence particulière dans les résultats.

Certaines des prévisions tirées de la théorie ne sont pas confirmées par les résultats empiriques. On peut voir en particulier que les prestataires plus instruits et ceux dont la profession était plus prestigieuse faisaient plus de bénévolat, au contraire même des prestataires à faible revenu une année quelconque. On constate à l'appui de ces prévisions théoriques que les femmes s'adonnent plus au bénévolat que les hommes.

Les résultats qui vont à l'encontre des prévisions issues de la théorie appellent de nouvelles explications de l'activité bénévole. Ainsi, on pourrait évaluer différemment un surcroît de revenu apporté par les femmes dans un ménage à bas revenu et un ménage à haut revenu. Autre exemple : l'activité bénévole, qui pourrait représenter un luxe dans une famille à bas revenu, devient quelque chose de normal (comme le suppose la théorie) une fois que le revenu familial dépasse un certain niveau. Enfin, comme en conviennent Gomez et Gunderson, leur analyse se situe du côté de l'offre, et il est probable que l'on découvrirait d'importants déterminants de l'activité bénévole par une analyse du comportement des organismes qui demandent des bénévoles.

## **CONSÉQUENCES SUR LES FUTURES RECHERCHES**

Les divers essais du présent volume contribuent à l'analyse empirique des gens qui ont recours au régime d'assurance-emploi au Canada. Ils le font chacun à leur manière. Dans cette section, nous parlerons des axes que crée chaque essai pour les futures recherches.

Si Gomez et Gunderson ont voulu étudier l'activité bénévole des prestataires d'a.-e., c'est en partie qu'ils jugeaient possible que les travailleurs saisonniers prestataires soient particulièrement actifs dans le domaine du bénévolat, disposant de loisirs hors saison pour exercer une activité bénévole. On ne trouve ni dans leur essai ni dans l'annexe B du volume descriptif des données qui viendraient étayer cette idée. Il reste qu'il est difficile de mesurer l'activité bénévole et que, dans l'ERAE, cette mesure n'était qu'un des nombreux objectifs visés. On n'avait donc pour l'analyse que des indications grossières sur la nature et l'intensité de cette activité.

Avec les données ERAE, on peut simplement conclure que les prestataires n'ont pas plus de chances de faire du bénévolat que le reste de la population et que les prestataires habituels (réitérants) ne font sans doute pas plus de bénévolat que les prestataires occasionnels. Précisons néanmoins que, vu le caractère si rudimentaire de la mesure de la variable dépendante, d'importantes différences risquent d'avoir été laissées dans l'ombre.

Une étude méthodique d'emploi du temps avec des interviews directes — plutôt que téléphoniques — et avec un champ d'observation comprenant non seulement des prestataires, mais aussi d'autres membres de la population nous permettrait de brosser un tableau plus nuancé et plus fidèle de l'activité des prestataires en période de chômage. On pourrait ainsi analyser le temps consacré respectivement à l'activité bénévole et à la recherche d'un nouvel emploi.

Avec le Projet de supplément de revenu (PSR), on entendait surtout essayer de trouver une façon différente de procurer une sécurité de revenu aux chômeurs. L'essai d'Arthur Sweetman sur l'usage que font les immigrants du régime d'assurance-emploi est intimement lié à cet objectif, puisque cet auteur se demande si la population immigrée a des besoins particuliers du fait qu'elle soit plus susceptible de recourir au régime ou qu'on doive

prévoir dans son cas des incitatifs supérieurs à la recherche d'un nouvel emploi. Sweetman constate que les immigrants ne présentent aucun besoin particulier pour un programme comme le PSR : ils utilisent déjà moins le régime que les Canadiens de souche de même catégorie, ils s'emploient déjà plus à chercher de l'emploi que ces derniers et leurs salaires d'acceptation sont inférieurs au départ à ceux de la population de souche.

Son essai a plutôt trait à un domaine entièrement différent de la politique publique : celui des mesures d'adaptation économique des immigrants à la vie canadienne. D'autres auteurs se sont attachés à la façon dont les salaires des immigrants approchent de ceux des Canadiens de souche en fonction des périodes et des motifs d'immigration au Canada. Sweetman enrichit les recherches bien plus modestes ayant porté sur les aspects de l'adaptation économique plutôt que sur les salaires. Dans de futures recherches sur la question, on devra se demander dans quelle mesure la rapidité d'adaptation est uniquement fonction du nombre d'années passées au Canada ou si la « qualité des cohortes » entre aussi en jeu, ce qu'on ne peut faire avec de simples données transversales comme celles de l'ERAE. Il reste que, dans son essai, Sweetman jette les bases empiriques des analyses de séries chronologiques qui s'imposent.

En faisant porter l'analyse sur les prestataires des deux sexes, cet auteur fait ressortir l'importance des différences hommes-femmes dans le comportement économique des immigrants. Il ne relève pas d'écart considérables entre les sexes, mais une certaine variation qui appelle un complément d'analyse. La tendance souvent observée des immigrantes qui se mettent au travail pendant que leur mari acquiert les compétences professionnelles qui l'aideront à faire son chemin sur le marché du travail canadien a sûrement une incidence sur l'usage que font les immigrants du régime d'assurance-emploi.

Les trois premiers essais du volume, ceux de David Gray, de Stephen Jones et de David Gray et Arthur Sweetman, traitent directement des questions de sécurité du revenu qui se situent au cœur même du PSR. Tous trois s'attachent en particulier aux causes de l'utilisation du régime d'assurance-emploi, ainsi qu'aux variables qui sont en corrélation avec cette participation.

Comme l'ERAE pose un certain nombre de questions sur les attitudes que l'on ne retrouve pas dans les ensembles de données déjà analysés (on y découvre en plus une plus grande diversité de caractéristiques démographiques), Gray est en mesure de constater si ces nouvelles variables sont en corrélation avec les tendances de l'utilisation du régime après 1996. S'il y avait corrélation, de nouvelles voies de recherche s'ouvriraient à nous. Ainsi, les chercheurs pourraient étudier la place que tiennent le capital social, les échanges d'information et certaines variables psychologiques des attitudes dans tout ce qui est encouragement à l'utilisation du régime. Ce sont autant d'éléments qui n'ont pas été considérés jusqu'ici comme des causes de participation.

Que Gray ait en général constaté que les nouvelles variables n'étaient pas en étroite corrélation avec la participation après 1996 peut être de nature à décourager de telles investigations. Il reste que, comme pour l'observation de l'activité bénévole, l'enquête téléphonique pourrait ne pas être un très bon moyen de mesurer de telles notions vagues et complexes. C'est particulièrement vrai dans le présent contexte, l'ERAE n'étant pas conçue pour une mesure du capital social et de l'accès à l'information sur le régime. Gray n'a eu d'autre choix que d'exploiter les quelques variables disponibles.

Dans son propre essai, Stephen Jones trace en réalité une voie pour les futures recherches. Il se proposait simplement de décrire les salaires d'acceptation des répondants et d'examiner leurs caractéristiques démographiques et économiques en corrélation. Comme il le mentionne, il reste à déterminer si les salaires d'acceptation déclarés par les répondants ont un lien quelconque avec leur comportement économique futur. De variable dépendante, le salaire d'acceptation deviendrait variable indépendante dans les modèles d'utilisation (du régime) et d'activité (sur le marché du travail) futures.

Autre question intéressante : est-ce le *rapport* ou le *niveau* de salaire d'acceptation qui mesure le mieux la propension des prestataires à accepter un nouvel emploi? Le projet PSR vise à encourager les réitérants à prendre un emploi hors saison ou à l'année, mais si les emplois offerts sont bien moins rémunérateurs que ceux qu'occupaient les intéressés avant leur licenciement, même un rapport de salaire d'acceptation relativement bas pourrait ne pas l'être assez.

L'essai qui ouvre le plus l'horizon à de futures recherches est nettement celui où Gray et Sweetman proposent une typologie des prestataires fréquents, laquelle pourrait encore être affinée si les chercheurs essayaient différents algorithmes de caractérisation individuelle des prestataires. Les chercheurs pourraient se demander si les prestataires fréquents mais non saisonniers sont véritablement différents des prestataires saisonniers et s'il s'agit précisément de ceux qui ont vraiment besoin du régime.

Dans de futurs travaux, on pourrait joindre les implications de ces trois derniers essais. On pourrait, par exemple, répartir un échantillon représentatif de prestataires selon une délimitation plus fine des catégories de Gray et Sweetman, mesurer les rapports (ou les niveaux) de salaire d'acceptation comme le fait Jones et voir si ce salaire influe sur le comportement économique futur — utilisation future du régime ou réemploi après participation —, ainsi que l'analysent Gray et Sweetman.

Enfin, il ne faut pas perdre de vue une importante leçon tirée des études passées de l'utilisation répétée du régime. Le recours à l'assurance-emploi n'est pas seulement une question d'offre où on se demande comment les travailleurs réagissent individuellement aux incitatifs fournis. Le côté de la demande sur le marché du travail — nature des emplois offerts ou non — est aussi d'une extrême importance. Des enquêtes auprès des prestataires comme l'ERAE ne peuvent que livrer des renseignements restreints sur les influences qui jouent du côté de la demande. Avec des enquêtes auprès des employeurs ou peut-être des analyses des relevés d'emploi (produits par ces mêmes employeurs pour chaque cessation d'emploi), on pourrait mieux traiter ces questions.

Les essais du présent volume n'en procurent pas moins une richesse encore inégalée de détails empiriques sur les divers aspects de l'utilisation habituelle du régime. Sans s'en remettre à des méthodes statistiques trop complexes, leurs auteurs ont répandu un important éclairage sur ces aspects, et on peut espérer que leurs travaux inspireront de futures recherches aussi riches en nouveaux enseignements.

# **Analyse typologique des utilisateurs du régime canadien d'assurance-emploi : mesures de fréquence et de saisonnalité**

**David Gray**  
Département d'économique  
Université d'Ottawa

**Arthur Sweetman**  
School of Policy Studies  
Université Queen's

## **INTRODUCTION**

Le solde du compte courant du régime d'assurance-chômage canadien, aujourd'hui appelé régime d'assurance-emploi (a.-e.), est nettement excédentaire à l'heure actuelle, mais le débat politique sur les tendances de l'utilisation de ce régime se poursuit. Les recherches consacrées à ce dernier au pays démontrent que, quel que soit le stade du cycle économique où on se trouve, le gros de l'activité dans l'assurance-emploi est généré par les utilisateurs fréquents ou habituels (réitérants), que l'on définit normalement comme ceux qui ont présenté au moins trois demandes de prestations sur une période de cinq ans. Les analystes en politiques s'accordent largement à dire que le recours répété à ce régime a des effets d'affectation perturbateurs sur les marchés du travail canadiens. Plusieurs auteurs ont analysé le fonctionnement du régime canadien du point de vue de l'assurance et font valoir que celui-ci fait généralement fonction de régime de maintien du revenu à long terme dans les régions marquées par la faiblesse de leur marché du travail<sup>1</sup>. Ces critiques en matière de politiques sont appuyées par des recherches empiriques qui démontrent que l'assurance-emploi a une incidence sur l'aspect demande du marché du travail vu l'influence qu'elle exerce sur les décisions de mise à pied des entreprises (Green et Riddell, 1997; Green et Sargent, 1998), ainsi que par d'autres études de même nature indiquant qu'il y a aussi incidence sur les choix de certains travailleurs du côté de l'offre parce que le régime augmente la propension aux prestations après une première période de réception (Lemieux et MacLeod, 2000).

L'existence du phénomène de l'utilisation répétée ou habituelle est bien connue depuis longtemps, et son ampleur n'avait pas été jaugée ni décrite avant la publication des études de Corak (Corak, 1993a, 1993b). Wesa (1995) a aussi fourni des indications à ce sujet grâce à des données à jour sur les tendances de l'utilisation. Pour leur part, Lemieux et MacLeod (2000) ont livré des éléments d'analyse économétrique.

---

<sup>1</sup>Par exemple, Green (1994), May et Hollett (1995), Nakamura, Cragg et Sayers (1994), Nakamura (1995, 1996) et Nakamura et Diewert (1997).

Le présent essai rédigé dans le cadre du Projet de supplément de revenu (PSR) de la Société de recherche sociale appliquée examine sous certains rapports l'utilisation habituelle de l'assurance-emploi et la dépendance à l'égard de ce régime. Ses auteurs se reportent à un nouvel échantillon de prestataires a.-e. de 1996 et exploitent une version spéciale d'un fichier administratif longitudinal appelé Profil vectoriel (PROVEC) de Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Des données très fines sur les antécédents de prestations des travailleurs — dont une partie n'a pas été utilisée outre mesure par les chercheurs — sont disponibles. L'analyse, qui vise généralement à répandre un nouvel éclairage sur les tendances de l'utilisation du régime, comporte deux grands volets :

1. **Examen de la fréquence d'utilisation du régime :** Nous commençons par une analyse comparative des diverses mesures de la fréquence d'utilisation ou de participation par les différentes catégories de prestataires de 1992 à 1997, exercice qui permet de relever des divergences très marquées. Les études existantes privilégient généralement une mesure particulière de l'utilisation fréquente, à savoir le dénombrement des demandes présentées dans un certain laps de temps (nombre de demandes de prestations), mais notre étude soumet à une analyse quantitative d'autres aspects moins étudiés de la participation, qu'il s'agisse du nombre de semaines de prestations (dénombrement en semaines de l'utilisation du régime) ou de la valeur des paiements reçus dans un certain laps de temps. Ces dernières mesures se font aussi par demande de prestations, ce qui, autant que nous sachions, est tout à fait nouveau.
2. **Analyse typologique des prestataires :** Dans les études déjà consacrées au régime canadien d'assurance-emploi, on classe normalement les prestataires en deux catégories, celles des utilisateurs occasionnels et des utilisateurs fréquents, et le gros de l'analyse qui suit est fondé sur ce clivage dichotomique. Nous poussons l'exercice de décomposition en divisant la population de prestataires en neuf catégories schématiques d'après les antécédents de prestations observés de 1992 à 1997. À l'aide de statistiques de fréquence et de saisonnalité d'utilisation, nous dressons un profil pour chaque catégorie.

Dans notre méthodologie, nous faisons appel à des statistiques descriptives, à des totalisations croisées et à des analyses graphiques. L'objectif étant de cerner, de décrire et de présenter les tendances de la fréquence d'utilisation, une analyse économétrique avec modélisation des facteurs déterminants de ces tendances dépasse notre propos.

En règle générale, nos constatations font voir le caractère simpliste de l'appréhension habituelle des prestataires en une opposition prestataires occasionnels (qui sont licenciés en période de récession ou sont victimes par intermittence du chômage structurel) — prestataires fréquents (qui reviennent chaque année à un même emploi saisonnier et touchent des prestations hors saison). Le prestataire fréquent appartient à plusieurs types, et une majorité des utilisateurs fréquents ne se distinguent pas par une participation stable, répétée et saisonnière. Par opposition aux prestataires saisonniers types au comportement d'emploi stable au fil des ans, on peut définir un groupe de « prestataires fréquents mais non saisonniers » que nous appellerons prestataires ou utilisateurs FNS. Il s'agit de gens au comportement d'emploi instable qui ont tendance à combiner en série des emplois occupés à court terme et par intermittence pour se rendre admissibles au régime d'assurance-emploi. Autant que nous sachions, ce groupe n'a jamais été distingué ni examiné dans le contexte de la politique de l'assurance-emploi.



Notre analyse s'emboîte avec d'autres études qui tendent à montrer l'existence d'une étroite et longue dépendance chez un groupe de prestataires. En matière de tendances de l'interaction emploi-participation, les études spécialisées n'insistent généralement pas sur deux points particuliers. D'abord, ces éléments d'interaction sont extrêmement hétérogènes, ce qui vient compliquer une analyse de politiques et une conception et une réforme fécondes du régime. Ensuite, les tendances de l'utilisation du régime se caractérisent par une répartition franchement inégale des prestations entre les prestataires. Nos constatations étayaient aussi l'hypothèse selon laquelle, en moyenne et principalement dans la catégorie des utilisateurs fréquents, les hommes tirent un plus grand avantage du régime que les femmes. Enfin, on peut relever de très nettes tendances saisonnières dans l'activité du régime pour tous les types de prestataires fréquents, bien que, individuellement, la majorité des gens qui font partie de ces catégories n'occupent pas vraiment d'emplois saisonniers.

## DESCRIPTION DE L'ENSEMBLE DE DONNÉES

L'échantillon d'estimation vient du fichier Profil vectoriel (PROVEC) de Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Il s'agit d'un ensemble de données administratives qui suit l'activité du régime d'après un échantillon de 10 % de toute la population de prestataires. Notre échantillon correspond à tout l'échantillon d'une enquête spéciale de Statistique Canada qui a vu le jour en 1998 sous l'appellation *Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAE). On vise ici un groupe d'environ 22 000 répondants dont on sait par observation qu'ils ont présenté une demande de prestations en 1996 pour ensuite recevoir au moins un dollar en prestations ordinaires. Les gens qui, ayant produit une demande en 1996, ont trouvé du travail avant que ne se termine le délai de carence réglementaire de deux semaines n'ont pas été échantillonnés. Une fois l'échantillon constitué, on a fait le lien avec les antécédents de prestations des gens sélectionnés de 1992 à 1997 inclusivement en se reportant aux données PROVEC<sup>2</sup>. Le plan de pondération de l'ERAE vaut pour toute l'analyse empirique livrée dans le présent essai. Le but étant de rendre l'échantillon d'estimation représentatif de la population de prestataires en 1996, les résultats doivent être interprétés dans ces limites. Le marché du travail était en progression en 1996, mais il ne faudrait pas voir dans cette année ou toute autre année d'ailleurs une année type de participation au régime. Pour bien marquer la distinction entre les versions non pondérée et pondérée de l'échantillon d'estimation, nous parlons dans ce dernier cas de la « population ».

Notre analyse empirique est tirée d'une version dérivée du fichier PROVEC qui est le produit de dépouillements et d'agrégations permettant de mettre l'accent sur certains aspects seulement des tendances de participation au régime. Sa structure consiste en un ensemble longitudinal de 313 semaines comprises entre janvier 1992 et décembre 1997, d'où la possibilité d'observer tous les mouvements d'entrée et de sortie qu'a connus le régime pendant cette période. Sauf pour quelques questions administratives de codage qui restent d'une importance secondaire et qui intéressent une très faible partie de l'échantillon, cet

---

<sup>2</sup>Au moment de cette recherche empirique, on n'avait pas encore mis totalement à jour les données du fichier PROVEC pour 1998; voilà pourquoi notre période d'analyse empirique des antécédents de prestations se termine en 1997.

ensemble de données offre toutes les garanties d'exhaustivité et de précision. Il comprend les variables suivantes :

- variable binaire qui indique si la participation était active pendant la semaine, que des prestations aient été versées ou non;
- variable binaire qui indique si des prestations ont été versées dans la semaine;
- variable binaire qui indique si le prestataire a déclaré un revenu de travail dans la semaine;
- variable qui indique la valeur nominale des prestations ordinaires qui ont été versées;
- variable de codage à deux chiffres qui indique la nature des prestations versées (ordinaires ou non);
- variable qui indique la valeur nominale des prestations non ordinaires qui ont été versées.

Les prestations non ordinaires ou spéciales auxquelles nous nous reportons visent la maladie, la formation, la retraite, la maternité, les congés parentaux, la création d'emplois et le travail indépendant. Souvent, de telles prestations sont versées après la période d'admissibilité aux prestations ordinaires. Dans bien des cas, les deux types de prestations sont réunis dans ce que l'on appelle des demandes mixtes. On peut constater dans l'ensemble que, pour les hommes et les femmes, plus de la moitié des demandes présentent ce caractère mixte, bien que les périodes de prestations ordinaires soient bien plus longues que les périodes de prestations spéciales. D'autres prestations spéciales ne sont pas entièrement prises en compte dans notre ensemble de données, qu'il s'agisse des prestations aux pêcheurs ou des prestations pour travail partagé. Comme nous l'avons signalé, un travailleur doit pour être sélectionné avoir reçu au moins un dollar en prestations ordinaires après avoir présenté une demande en 1996. Après sélection, il y a observation de tous les antécédents de prestations de 1992 à 1997, et ce, quelle que soit la nature des prestations en cause. Si en 1996 un travailleur a eu droit à des prestations spéciales (aux pêcheurs ou pour travail partagé) qui ne se combinent pas à des prestations ordinaires, il n'est pas échantillonné. C'est précisément dans ces cas que les périodes de prestations non ordinaires ne figureront pas dans notre échantillon d'estimation, qui n'est donc pas représentatif de la population de « prestataires spéciaux ».

Les périodes visées par notre mesure de fréquence d'utilisation sont les années civiles de la période 1992-1997. Il est possible d'établir par sommation des mesures annuelles de l'activité du régime (nombre de semaines de prestations ou valeur des prestations reçues dans une année, etc.). On peut tout autant estimer une variable de dénombrement des années civiles de participation active des répondants.

Malgré la structure simple de l'ensemble de données, une première recherche a révélé que, pour bien des gens, la structure longitudinale des antécédents de prestations demeure très complexe. Ainsi, nombreux sont les travailleurs pour qui on ne peut observer d'intervalles tranchés de réception ininterrompue suivis de longues périodes continues de non-réception. Pour une nette minorité de travailleurs, on voit de nombreuses périodes de réception en alternance avec de brèves périodes de non-réception. Il est impossible avec notre ensemble de données de distinguer les parties de ces périodes qui correspondent à des

situations d'emploi, d'inactivité ou de chômage hors prestations. Comme il existe une tendance à l'utilisation répétée ou habituelle, on peut en déduire que les intéressés ont passé une partie des périodes de non-réception à travailler et donc à recouvrer leur admissibilité. Autre complication, les dossiers peuvent demeurer actifs même en période d'interruption des prestations. Avec ces nombreuses interruptions et reprises de prestations, il devient extrêmement difficile de mener une analyse fondée sur la durée des périodes de participation. Il n'est pas simple non plus de dénombrer précisément les demandes présentées pendant une certaine période. En revanche, les mesures qui portent sur les semaines ou les valeurs de prestations au cours d'une période sont des plus précises et se prêtent à une interprétation limpide.

Les données de fréquence hebdomadaire de la version dérivée du fichier PROVEC sont idéales pour une analyse de la saisonnalité des tendances de participation. Nous consacrerons une partie de notre exposé à la constatation et à la comparaison de ces tendances saisonnières (ou de leur absence) pour les différentes catégories de prestataires pendant les six années comprises entre 1992 et 1997. Notre ensemble de données convient tout à fait à une analyse de tendances d'utilisation en séries chronologiques à l'échelle *intra-annuelle*, mais se prête moins bien à une évaluation de tendances séculaires ou cycliques à l'échelle *interannuelle* pour les six ans en question. La difficulté réside dans la nature même du plan d'échantillonnage où on sélectionne les travailleurs qui, en 1996, ont fait une demande de prestations ordinaires. Notre échantillon étant ainsi construit, le sous-ensemble de prestataires ayant présenté une demande tout au plus dans tout ce laps de temps l'a fait en 1996. Cela implique que tout travailleur qui a produit une seule demande dans la même période, mais dans une année autre que 1996 n'est pas échantillonné, lui. La présence de travailleurs à demande unique dans notre population n'est pas contrebalancée par la présence de travailleurs ayant fait une seule demande en 1992, 1993, 1994, 1995 ou 1997. Le premier de ces groupes forme donc une cohorte spécifique. Comme ses membres ont fait leur demande en 1996, on observe pour l'ensemble de l'échantillon un bond appréciable de la fréquence de participation en 1996 (par rapport aux années précédentes)<sup>3</sup>. Ce qui de prime abord serait une longue montée de la participation qui aurait culminé en 1996 pour ensuite décroître en 1997 représente en réalité un effet de composition attribuable au groupe des travailleurs à demande unique, tous apparus en 1996. Voilà pourquoi presque toute notre analyse est fondée soit sur une variation transversale soit sur une variation saisonnière à l'échelle intra-annuelle.

On sait par ailleurs que, après plus d'une décennie de stabilité relative des paramètres et des règles du régime, ce dernier a subi une suite de réformes appréciables dans les années 90, c'est-à-dire pendant la période visée par notre ensemble de données. Le gros de cette révision du régime était motivé par un souci budgétaire de réduction des dépenses au compte de l'assurance-emploi. C'est ainsi que, en 1993, on a rendu entièrement inadmissibles aux prestations — sauf exception — les travailleurs qui quittent leur emploi volontairement ou font l'objet d'un renvoi justifié. En 1994, d'autres modifications sont venues hausser les

---

<sup>3</sup>En 1992, 43 % des hommes et 37 % des femmes de la « population » ont fait une demande de prestations a.-e. En 1993, les pourcentages correspondants sont de 45 % et 39 %. En 1994, les pourcentages relevés sont de 46 % et 41 % et, en 1995, de 52 % et 46 % (valeurs en hausse). En 1996, 100 % des membres de la « population » des deux sexes ont présenté une demande mais, en 1997, la fréquence est tombée à 49 % pour les hommes et à 41 % pour les femmes.

critères d'admission et réduire largement la durée de l'admissibilité<sup>4</sup>. Dans des réformes adoptées par le législateur en 1995 et mises en application en 1996, le régime d'assurance-chômage a été rebaptisé régime d'assurance-emploi (a.-e.). C'était là plus qu'un changement de nom, puisqu'on se trouvait aussi à remanier la structure du régime en profondeur. Une des principales mesures adoptées a consisté à déterminer l'admissibilité par le nombre d'heures antérieures de travail, et non plus de semaines antérieures. Les cotisations se versaient et les droits à prestations s'accumulaient pour toutes les heures travaillées dans ce que l'on a appelé une « protection assurée à compter de la première heure ». Auparavant, bien des emplois à temps partiel n'étaient pas effectivement visés par le régime; des cotisations n'étant pas recueillies, des prestations n'étaient pas versées non plus. Une autre modification décrétée dans le cadre des réformes de 1995 est ce que l'on a appelé la « règle d'intensité », qui prévoit de légères pénalités pour utilisation répétée dans un effort en vue de réduire la dépendance à long terme à l'égard du régime. Les pénalités en question n'ont probablement eu guère d'incidence dans la période que nous étudions, puisque les travailleurs auraient eu à modifier leur comportement en prévision de l'imposition d'une telle contrainte. Enfin, on a mis en place un mécanisme de récupération des prestations versées qui dépassaient certains seuils de revenu. Ce changement aurait pu influencer sur le comportement des prestataires à revenu élevé. Il a fallu des années cependant pour que nombre de modifications apportées agissent pleinement sur le fonctionnement du régime : les travailleurs et les entreprises devaient en faire l'apprentissage progressif et certains éléments des réformes étaient mis en place par étapes ou avaient un effet cumulatif. Il est peu probable que cette révision législative ait une incidence marquée sur nos principales constatations, mais une mise en garde s'impose néanmoins à l'intention du lecteur qui devra savoir que les paramètres du régime n'ont pas été constants tout au long de la période visée par notre analyse empirique.

## RÉSULTATS EMPIRIQUES

Notre principal propos est de soumettre à une analyse typologique les utilisateurs du régime d'assurance-emploi. Avant de dresser cette typologie et de décomposer la population de prestataires en conséquence, nous procéderons à une analyse descriptive de la « population » en vue de dégager schématiquement certains faits concernant l'activité de ce régime. Nous présentons et illustrons les divers indicateurs quantitatifs servant à mesurer les tendances de la participation, ce qui comprend une comparaison hommes-femmes.

---

<sup>4</sup>On trouvera dans Kuhn et Sweetman (1998a) une description des dispositions relatives aux cessations volontaires et aux renvois justifiés, ainsi qu'une analyse des effets sur le comportement des prestataires. Kuhn et Sweetman (1998b) analysent les réactions des travailleurs et des entreprises au resserrement des critères d'admissibilité.

## Mesures de fréquence d'utilisation ou de propension à la participation pour toute la population de prestataires

Dans toute l'analyse, le travailleur est l'unité d'observation. Nous retenons trois types de mesures de fréquence de participation qui chacune décrivent un aspect distinct de l'utilisation répétée ou habituelle et dont le calcul permettra de dresser un tableau comparatif pour toute la population :

1. **fréquence d'utilisation**, que nous mesurons par un dénombrement des demandes et des années civiles de demande de 1992 à 1997;
2. **durée d'utilisation**, que nous mesurons par un dénombrement des semaines de prestations soit en 1996, soit de 1992 à 1997 [nous interprétons les chiffres en nous reportant au maximum de semaines en 1996 (52) ou de 1992 à 1997 (313)];
3. **valeur des prestations**, que nous mesurons par la valeur nominale des prestations versées en 1996 et de 1992 à 1997.

Pour une partie des prestataires de notre échantillon, on peut reconnaître et mesurer assez facilement une période de réception par un examen de l'ensemble de données longitudinales que nous avons décrit. Pour bien des prestataires fréquents et pour ceux qui ont demandé des prestations non ordinaires, il est en revanche difficile dans certains cas de délimiter les périodes de prestations, parce que les intéressés ont généralement des antécédents tout à fait discontinus et fort complexes de prestations. Souvent, il n'y a pas de suite ininterrompue de semaines de prestations par laquelle délimiter des périodes avec un début et une fin bien nets. Un grand nombre de périodes de réception ont été entrecoupées de brèves périodes d'emploi suivies d'une reprise des prestations.

Comme il existe plusieurs façons possibles de définir la « demande de prestations », nous allons normalement définir la période de prestations ordinaires comme commençant après le délai de carence de deux semaines commun à la plupart des prestations ordinaires versées. Diverses autres questions de détail découlent des complications administratives de la déclaration des prestations. Nous fournirons à ce sujet d'autres éléments de discussion et d'illustration en annexe.

Pour les données de dénombrement de la variable des « demandes de prestations » ainsi définie, nous présentons les fréquences relatives au tableau 1. Il convient de noter que ces chiffres de fréquence sont en pondération d'enquête et rendent donc compte de la population de prestataires en 1996. Dans le sens même des études antérieures que nous avons citées et des travaux présentés dans le premier volume du présent projet, ils révèlent que l'utilisation répétée du régime a tout d'un phénomène omniprésent. Le tableau 1 indique que 31,6 % des femmes (colonne 1) et 39 % des hommes (colonne 3) ont fait plus de quatre demandes de prestations ordinaires de 1992 à 1997 et que 42,4 % des premières et 52 % des seconds en ont produit plus de trois. L'utilisation répétée des prestations non ordinaires est bien moins répandue : il n'y a que 14 % des femmes (colonne 2) et 11,1 % des hommes (colonne 4) qui en aient demandé plus d'une fois<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup>L'écart d'utilisation de prestations non ordinaires entre les hommes et les femmes s'explique en partie par l'inclusion des prestations de maternité dans cette mesure.

**Tableau 1 : Fréquence des demandes de prestations ordinaires et non ordinaires de 1992 à 1997**

Nombre de demandes de prestations de 1992 à 1997	Femmes		Hommes	
	(1) Ordinaires	(2) Non ordinaires	(3) Ordinaires	(4) Non ordinaires
0	—	56,6	—	64,2
1	18,1	29,4	14,1	24,7
2	22,6	10,5	17,9	7,9
3	16,9	2,8	16,0	2,4
4	10,8	0,6	13,0	0,6
5	10,0	0,1	12,2	0,2
6	10,8		14,3	
7	9,1		11,1	
8 et plus	1,7		1,4	
Valeur moyenne	3,5	0,6	3,9	0,5
Écart-type	2,0	0,8	2,0	0,8
Proportion de la population de prestataires	40,9		59,1	
Taille de l'échantillon (avant pondération)	9 031		13 293	
Taille de l'échantillon (après pondération)	9 138		13 186	

**Notes:** Les fréquences de population sont exprimées en pourcentage et leur somme est de 100 à chaque colonne. Les chiffres de chacune des quatre colonnes rendent compte des répartitions marginales sur toute la population de prestataires. Ainsi, à la colonne 2, 57 % de la population n'a aucune demande de prestations non ordinaires, 29 % une demande seulement, 11 % deux demandes, etc.

La taille d'échantillon avant pondération correspond au nombre brut d'observations de chaque type dans l'échantillon d'estimation. La taille d'échantillon après pondération correspond aux tailles d'échantillon des observations chez les deux sexes après application des valeurs de pondération de l'enquête. Le plan de pondération ERAE vise à rendre l'échantillon représentatif de la population de prestataires en 1996. Comme il n'influe guère sur les proportions masculine et féminine de l'échantillon, notre échantillon d'estimation est déjà représentatif de la population pour ce qui est de la composition hommes-femmes.

Le tableau 2 présente un autre type de données de dénombrement, puisqu'il porte sur le nombre d'années civiles de la période 1992-1997 (maximum de six ans) où on observe une demande de prestations. Les chiffres de la première (deuxième) ligne indiquent pour toute la population le nombre moyen d'années de *réception* de prestations ordinaires (de toutes les sortes de prestations). Les moyennes de réception de prestations ordinaires sont de 3,6 ans pour les femmes (colonne 1) et de 3,9 ans pour les hommes (colonne 3). La dispersion des valeurs est un peu moindre dans le cas des hommes. Les chiffres de la troisième (quatrième) ligne indiquent pour toute la population le nombre moyen d'années de *production* de demandes de prestations ordinaires (de toutes les sortes de prestations). Ces valeurs sont un peu plus basses parce que la production d'une demande une année donne souvent lieu à un versement des prestations sur deux ans. Les moyennes sont de 3,0 ans pour les femmes et de 3,3 ans pour les hommes. Là encore, les valeurs sont un peu moins dispersées chez ces derniers.

**Tableau 2 : Récapitulation des mesures de fréquence d'utilisation selon le sexe**

Mesure de fréquence	Femmes		Hommes	
	(1) Moyenne	(2) Écart-type	(3) Moyenne	(4) Écart-type
<b>Dénombrement des années (6 ans au maximum)</b>				
Réception de prestations ordinaires	3,6	1,77	3,9	1,78
Réception de prestations quelconques	3,7	2,02	4,0	2,01
Demande de prestations ordinaires	3,0	1,78	3,3	1,75
Demande de prestations quelconques	3,1	1,89	3,4	1,83
Nombre total de semaines en 1996 (52 semaines au maximum)				
Prestations ordinaires	16,1	10,8	15,9	10,5
Prestations non ordinaires	1,9	5,3	1,0	3,8
Nombre total de semaines de 1992 à 1997 (313 semaines au maximum)				
Prestations ordinaires	62,0	47,5	71,8	50,4
Prestations non ordinaires	8,6	15,1	6,0	13,6
Participation active	113,0	76,6	130,0	83,4
Gains déclarés	35,6	49,1	37,3	47,3
Valeur totale des prestations (valeur nominale)				
Prestations ordinaires de 1992 à 1997	12 457	10 964	21 596	18 203
Prestations non ordinaires de 1992 à 1997	1 964	3 779	1 685	4 112
Prestations ordinaires en 1996	3 247	2 683	4 660	3 694
Prestations non ordinaires en 1996	426	1 317	291	1 126

Les mesures de dénombrement dont nous venons de parler attribuent un poids égal aux demandes sans égard à la durée des prestations, mais semblent révéler un phénomène d'utilisation fréquente. Les valeurs de fréquence qui suivent aux lignes 5 à 10 du tableau 2 sont des données de dénombrement des semaines de prestations qui s'ajoutent aux données de fréquence des demandes. Il convient de noter qu'elles ne décrivent pas les périodes ininterrompues de prestations, mais offrent une mesure très précise en valeur cumulative du nombre de semaines où on a observé une certaine participation au régime. Dans le présent exposé, nous employons l'expression « dénombrement des semaines » pour indiquer en valeur cumulative le nombre de semaines civiles déclarées de participation active ou de réception de prestations ordinaires ou spéciales.

Dans ce tableau comme ailleurs dans l'essai, nous présentons les statistiques de 1996, puisque c'est l'année où notre échantillon d'estimation est des plus représentatifs de la population de prestataires. Cette année-là, hommes et femmes ont touché des prestations ordinaires pendant le même nombre de semaines environ. Il reste que les femmes ont eu droit à presque le double de semaines de prestations non ordinaires (y compris des prestations de maternité). De 1992 à 1997, les hommes ont eu en moyenne 72 semaines de prestations ordinaires et 6 semaines de prestations non ordinaires sur un maximum possible de 313 (pour les hommes,  $((72 + 6) / 313) * 100 \% = 25 \%$  du temps) et les femmes, 62 semaines de prestations ordinaires et 9 semaines de prestations non ordinaires, prestations de maternité comprises (23 % du temps en moyenne). De 1992 à 1997, les hommes ont été en moyenne en participation active pendant 130 semaines sur 313 et les femmes, pendant 113 semaines. Les écarts-types importants qui figurent aux colonnes 2 et 4 indiquent une très haute dispersion

de fréquence chez les deux sexes, plus particulièrement dans le cas des prestations non ordinaires.

Avant de parler des chiffres salariaux de la ligne 11 du tableau 2, il est nécessaire de décrire une règle du régime ayant une incidence plutôt marquée sur les tendances de participation. Les prestataires ordinaires peuvent légitimement travailler à temps partiel en période de réception à condition d'indiquer tous les gains reçus sur la « carte de déclaration » bihebdomadaire. En vertu d'une règle d'exception, il leur est loisible dans toute semaine de gagner jusqu'à 50 \$ ou jusqu'au quart de leur prestation hebdomadaire — selon le plus élevé de ces montants — sans réduction de cette dernière. Toute somme reçue en salaire qui dépasse ce maximum entraîne une baisse égale de la prestation versée. De plus, aucune prestation ne peut être demandée si l'intéressé travaille à plein temps, et ce, quel que soit le salaire reçu. Dans ce cas, il y a interruption des prestations. Aspect plus important encore, si un travailleur trouve un emploi à plein temps avant l'épuisement des prestations, celles-ci peuvent reprendre si le nouvel emploi prend fin, ce qui paraît fréquemment se produire<sup>6</sup>. Enfin, les emplois rémunérés occupés en période d'interruption (comme en période d'application de la règle d'exception) comptent comme heures de travail assurables aux fins de l'admissibilité ultérieure aux prestations. Il est malheureusement difficile de relever les reprises de prestations dans le fichier PROVEC, car les indications de date sont souvent décalées et aucun indicateur n'est tenu pour les reprises. Tout ce que l'on est en mesure d'observer, c'est l'état de réception d'un salaire en période d'interruption de prestations dans les dossiers actifs.

Les statistiques présentées à la troisième partie du tableau 2 montrent qu'il est fréquent qu'hommes et femmes touchent un salaire au lieu de prestations en période d'interruption dans un dossier actif. Nous avons mentionné que les hommes avaient eu environ 130 semaines de participation active de 1992 à 1997 et les femmes, 113 semaines au total (ligne 9). Ces mêmes six ans, les hommes (femmes) ont eu bien moins de semaines de prestations ordinaires (ligne 7) et de prestations non ordinaires (ligne 8), soit environ 78 (71). Autre fait digne de mention, dans environ 12 % des 313 semaines comprises entre 1992 et 1997, un grand nombre de ces travailleurs ont eu un emploi rémunéré en période de participation active. Les hommes (femmes) ont gagné et déclaré un salaire pour une moyenne de 37,3 (36,5) semaines.

Notre troisième mesure de fréquence figure au bas du tableau 2. C'est celle de la valeur des prestations. En 1996, les hommes ont reçu en moyenne pour 4 660 \$ de prestations ordinaires et 291 \$ de prestations non ordinaires. Les valeurs correspondantes chez les femmes sont de 3 247 \$ et 426 \$. En moyenne cumulative, les hommes ont touché de 1992 à 1997 21 596 \$ en prestations ordinaires et 1 685 \$ en prestations non ordinaires; les montants correspondants s'établissent à 12 457 \$ et 1 964 \$ chez les femmes. Pendant cette période, les hommes ont ainsi reçu 73 % de plus en prestations ordinaires que les femmes, bien que leurs périodes de prestations aient été supérieures de 16 % seulement. Cette divergence remarquable s'explique en majeure partie par les salaires largement supérieurs que touchent

---

<sup>6</sup>Ainsi, s'il reste 10 semaines de prestations au travailleur qui se trouve un emploi, les prestations sont interrompues. Si l'emploi dure seulement trois semaines, l'intéressé peut reprendre les prestations sans nouveau délai de carence. Il a droit à 10 semaines de prestations hors de toute production d'une nouvelle demande. Il disposera toutefois d'une seule année pour toucher toutes les prestations de sa demande. Il s'ensuit que, si avec la reprise les 10 semaines restantes sont déplacées au point de dépasser l'année qui suit la date de demande, les prestations correspondantes ne seront pas versées.



les prestataires de sexe masculin. Cet écart excède dans une large mesure tout écart salarial moyen qui ait été estimé pour la population active canadienne<sup>7</sup>. Cette grande différence hommes-femmes s'explique probablement par la composition professionnelle de la population de prestataires. La tendance chez les hommes (femmes) à exercer des professions bien rémunérées (mal rémunérées) est plus prononcée dans la population de prestataires que dans toute la population active au pays.

Pour résumer les statistiques du tableau 2, disons que, sauf pour les prestations non ordinaires, les hommes tirent en moyenne plus d'avantages du régime d'assurance-emploi — nombre d'années ou de semaines (sauf en 1996) de prestations, et plus particulièrement valeur des prestations versées — que les femmes. Une autre tendance qui revient dans les statistiques est que les trois variables en question sont d'une distribution très variable, indice de l'hétérogénéité des tendances de l'emploi et de la participation au régime.

En complément aux statistiques sommaires du tableau 2, les figures 1 et 2 offrent respectivement pour les hommes et les femmes des histogrammes des distributions entières des variables de l'activité du régime entre les gens pour la période 1992-1997. Ces diagrammes font plus que livrer des moyennes et des écarts-types comme au tableau 2. Dans chaque cas, on calcule les semaines d'activité du régime de 1992 à 1997 en proportion du maximum de 313 semaines, mesure qui figure à l'axe horizontal<sup>8</sup>. En axe vertical, on peut relever la fraction de la population de prestataires dans les diverses bandes de l'axe horizontal.

Le premier diagramme des figures 1 et 2 est un histogramme du nombre de semaines de participation active en proportion du maximum de semaines écoulées pour les hommes et les femmes respectivement. La médiane (proportion des 313 semaines civiles où il y a eu participation active) est de 36 % chez les hommes. Pour les femmes, l'histogramme a la même forme, mais avec asymétrie un peu à gauche (médiane de 29 %). Malgré ces médianes relativement faibles, on peut voir des concentrations remarquables de travailleurs aux niveaux très élevés. Tant chez les hommes que chez les femmes, de 1 % à 2 % des gens ont été en participation active *chaque* semaine de cette période de six ans. Quelque 10 % des femmes et 15 % des hommes l'ont été pendant plus de 80 % des semaines comprises entre 1992 et 1997.

Le deuxième diagramme des figures 1 et 2 est un histogramme du nombre de semaines de prestations ordinaires en proportion du maximum (division par 313 et multiplication par 100) pour les hommes et les femmes respectivement. Dans le cas des hommes, la valeur maximale est de 74 % et la médiane, de 19 % environ. Chez les femmes, les valeurs correspondantes sont de 77 % et 16 %. Là encore, les médianes ne montrent pas la queue de la distribution à droite. Il y a environ 11 % des prestataires de sexe masculin et 9 % des prestataires de sexe féminin qui ont reçu des prestations dans plus de la moitié des 313 semaines de la période. L'histogramme des femmes est d'une forme semblable à celui des hommes, mais avec décalage à gauche.

---

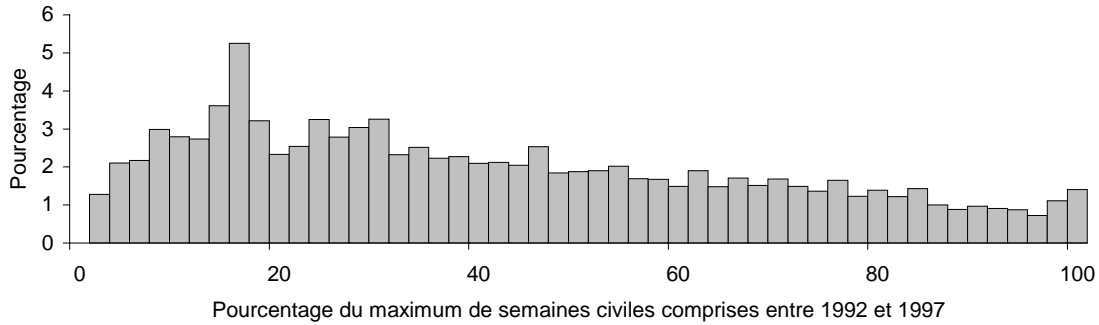
<sup>7</sup>Avec des données de 1994, Benjamin, Gunderson et Riddell (1998) indiquent que, si on regarde les seuls travailleurs à plein temps, les estimations de l'écart brut de salaire horaire se situent en gros dans les 25 % et que, en moyenne, les femmes reçoivent environ les trois quarts du salaire des hommes (p. 426). Après correction en fonction de variables comme celles du capital humain, de l'expérience et de l'état matrimonial, ces estimations sont moindres.

<sup>8</sup>Ici, une valeur de 50 correspond à la moitié du maximum de 313 semaines, soit 156,5. Une valeur de 33,3 donne 104 semaines, c'est-à-dire 33,3 % du même maximum.

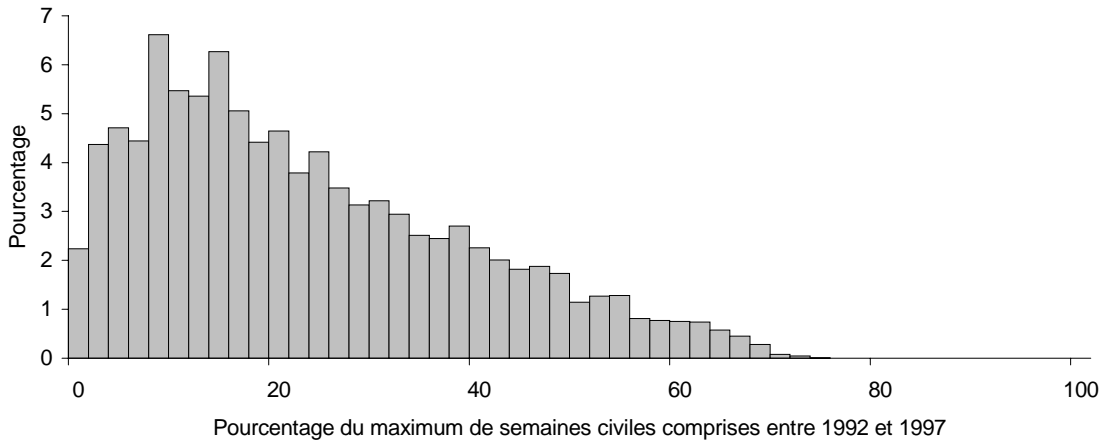
Le troisième diagramme des figures 1 et 2 est un histogramme du nombre de semaines de prestations non ordinaires (division par 313 et multiplication par 100) pour les hommes et les femmes respectivement. Dans le cas des hommes, la valeur maximale est d'environ 45 %, mais il y a concentration des trois quarts au niveau de 5 % ou moins. Chez les femmes, l'histogramme est décalé à droite par rapport à celui des hommes, ce qui indique un plus grand recours féminin aux prestations non ordinaires.

**Figure 1 : Répartition des prestataires masculins en 1996**

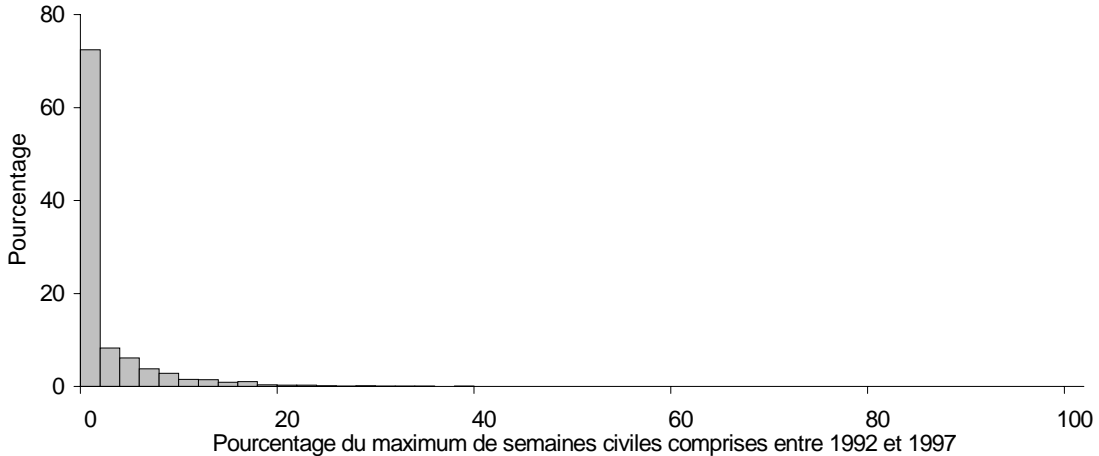
Participation active



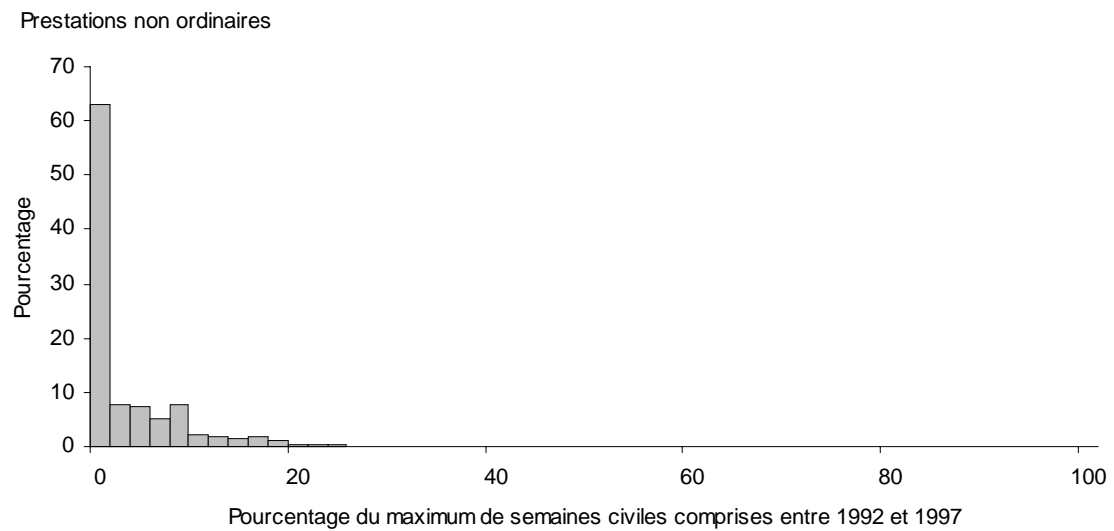
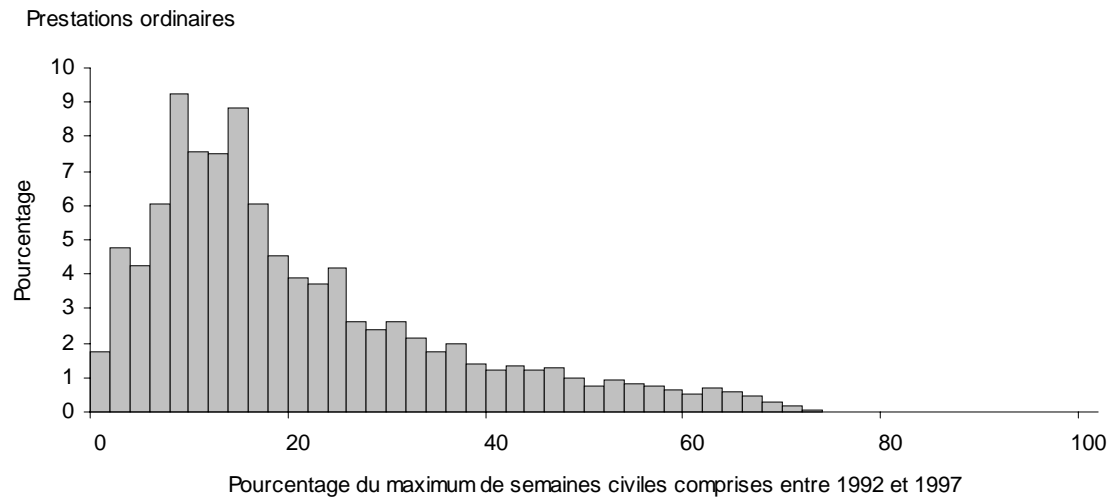
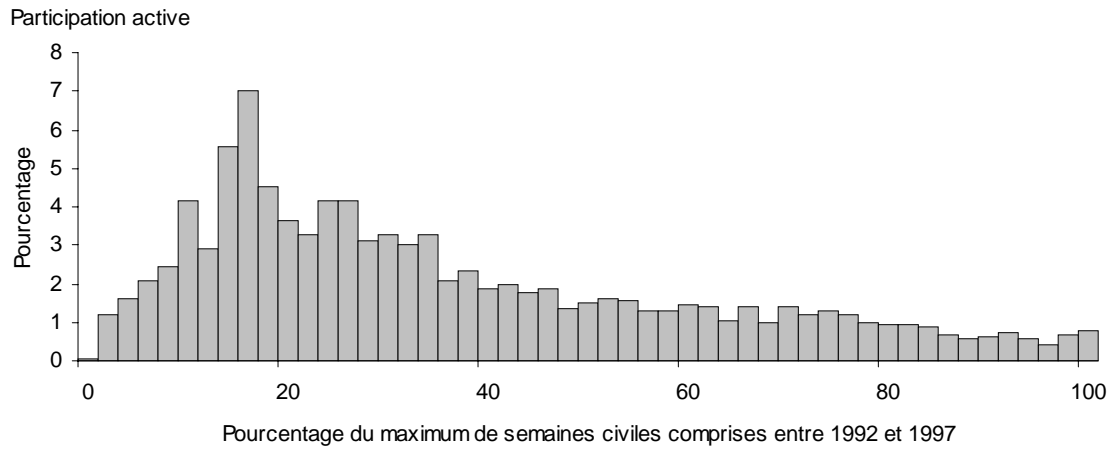
Prestations ordinaires



Prestations non ordinaires

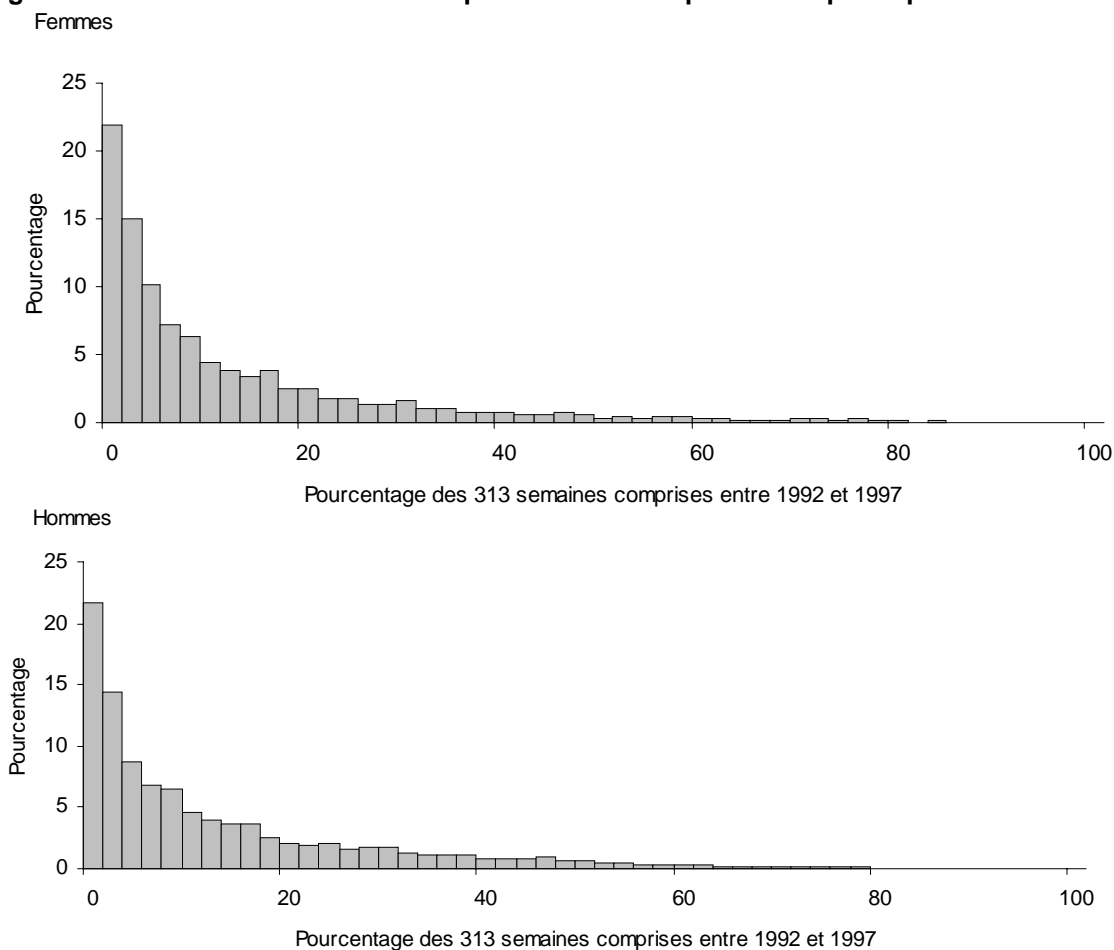


**Figure 2 : Répartition des prestataires de sexe féminin en 1996**



Ces diagrammes révèlent le large écart entre semaines de participation active et semaines de réception. Les histogrammes de cette dernière variable (deuxième diagramme des figures 1 et 2) sont très décalés à gauche par rapport aux histogrammes de la première (premier diagramme des figures 1 et 2). La différence vient en grande partie des semaines de participation active où il y a eu déclaration de gains, ce qui rendait inadmissible aux prestations pour ces périodes. La figure 3 présente les histogrammes de la variable du nombre total de semaines de déclaration de gains pendant les 313 semaines comprises entre 1992 et 1997. Comme aux figures 1 et 2, ce sont des valeurs en pourcentage. Les histogrammes des femmes (partie supérieure) et des hommes (partie inférieure) sont tous largement asymétriques à gauche. La médiane (moyenne) est de 18 (37) semaines pour les hommes, mais 10 % des hommes comptent plus de 100 semaines (niveau approximatif de 33 % au graphique). Les valeurs correspondantes des femmes sont un peu moins élevées seulement. Pour environ la moitié de la population (les chiffres ne sont pas mis en graphique), le quart ou plus du total des semaines de participation active sont des semaines d'emploi<sup>9</sup>. Nous ferons valoir plus loin que ce phénomène est un grand facteur déterminant des tendances d'utilisation du régime chez une partie des prestataires habituels (réitérants).

**Figure 3 : Nombre de semaines d'emploi rémunéré en période de participation active**



<sup>9</sup>Par contraste avec les diagrammes de la figure 3, qui indiquent la proportion des 313 semaines de la période 1992-1997 que représentent les semaines de participation active et de déclaration de gains, le présent rapport est le quotient du nombre cumulé de semaines de déclaration de gains entre 1992 et 1997 et du nombre cumulé de semaines de participation active.

Le tableau 3 est une totalisation croisée du nombre de demandes présentées de 1992 à 1997 et de la valeur des prestations. Les colonnes 1 et 2 (pour les femmes) et 5 et 6 (pour les hommes) font le lien entre le nombre de demandes présentées et la valeur totale des prestations ordinaires et non ordinaires reçues de 1992 à 1997. Le rapport généralement croissant entre la fréquence des demandes et la valeur totale des prestations ordinaires était à prévoir puisque, par définition, chaque demande correspond à un droit particulier à prestations et à un nombre distinct de semaines de prestations ordinaires. Les personnes ayant fait un grand nombre de demandes de prestations *ordinaires* avaient toutefois tendance à recevoir moins en prestations *non ordinaires* au total que les prestataires peu fréquents, ce qui indique que les utilisateurs les plus fréquents du régime dépendaient habituellement moins des prestations spéciales que les prestataires occasionnels.

Les chiffres des colonnes 3, 4, 7 et 8 se rapportent seulement aux prestations reçues en 1996, qui est la période où chaque personne échantillonnée a fait une demande de prestations. La valeur des prestations ordinaires touchées en 1996 — année où toutes les personnes échantillonnées disposaient en gros du même laps de temps pour acquérir des droits à prestations — tendait à croître avec le nombre de demandes présentées de 1992 à 1997. C'est l'indice que les prestataires fréquents ont reçu bien plus en prestations ordinaires cette année-là, et la tendance est beaucoup plus prononcée chez les hommes que chez les femmes.

**Tableau 3 : Totalisation croisée de la valeur moyenne des prestations et du nombre de demandes présentées de 1992 à 1997**

	Femmes				Hommes			
	(1) Nombre de demandes de 1992 à 1997	(2) Prestations ordinaires de 1992 à 1997	(3) Prestations non ordinaires de 1992 à 1997	(4) Presta- tions non ordinaires en 1996	(5) Prestations ordinaires de 1992 à 1997	(6) Prestations non ordinaires de 1992 à 1997	(7) Presta- tions ordinaires en 1996	(8) Prestations non ordinaires en 1996
1	4 665	1 919	3 043	691	4 847	1 250	3 026	371
2	7 486	2 051	2 976	504	9 010	1 401	3 393	299
3	10 092	2 429	3 193	467	13 705	2 159	3 983	379
4	13 440	2 274	3 179	309	19 649	2 176	4 314	314
5	16 986	2 276	3 256	321	27 817	2 125	5 030	255
6	20 390	1 357	3 363	189	37 115	1 630	6 140	202
7	27 525	1 178	4 343	203	47 438	1 088	7 605	196
8	23 144	1 105	3 588	274	42 931	1 063	6 791	136
9	14 220	407	2 398	24	31 585	1 840	5 050	181
	<b>Coût par demande</b>		Sans objet		<b>Coût par demande</b>		Sans objet	
	<b>(9)</b>	<b>(10)</b>			<b>(11)</b>	<b>(12)</b>		
1	4 665	1 919			4 847	1 250		
2	3 743	1 026			4 505	700		
3	3 364	810			4 568	720		
4	3 360	568			4 912	544		
5	3 397	455			5 563	425		
6	3 398	226			6 186	272		
7	3 932	168			6 777	155		
8	2 893	138			5 366	133		
9	1 580	45			3 509	204		

**Note :** Toutes les valeurs en dollars sont nominales.

La partie inférieure du tableau 3 indique la valeur des prestations *par demande* présentée. Chez les hommes, la valeur totale des prestations ordinaires *par demande*, de la deuxième à la septième, augmente avec le nombre de demandes produites de 1992 à 1997. Chez les femmes, cette valeur totale par demande a plutôt été stable après la première demande. Chez les deux sexes, la valeur totale des prestations non ordinaires par demande décroît régulièrement avec le nombre de demandes produites, autre indice que les prestataires fréquents ne se caractérisent pas par une réception répétée de telles prestations. La grande constatation qui se dégage du tableau 3 est que, chez les hommes, la valeur des prestations ordinaires *par demande présentée* est bien plus élevée chez les prestataires fréquents que chez les autres.

### **Analyse typologique des prestataires**

Si les études existantes qui traitent de l'utilisation répétée ou habituelle du régime d'assurance-emploi font appel à plusieurs définitions de l'utilisation fréquente, la plupart sont axées sur une dichotomie prestataires occasionnels (que l'on définit normalement comme ceux qui ont présenté une ou deux demandes en cinq ans)-prestataires fréquents (que l'on définit normalement comme ceux qui ont présenté trois demandes et plus en cinq ans). Notre définition de l'utilisation répétée, qui n'intervient que plus loin dans cet exposé, est un peu moins restrictive. Le critère qu'elle retient est celui des trois demandes et plus en six ans<sup>10</sup>. Il nous est loisible de penser que, quel que soit le critère adopté, ces deux groupes se composent de plusieurs types d'utilisateurs, chacun ayant son propre comportement d'emploi et de participation que laissent dans l'ombre des estimations relatives aux grands groupes que représentent les prestataires fréquents et les prestataires occasionnels. Pour mieux cerner cette hétérogénéité, nous décomposons la catégorie des prestataires occasionnels en deux types, ceux du travailleur déplacé classique et du prestataire « deux fois malchanceux ». Quant aux prestataires fréquents, on peut les ranger dans cinq catégories plus fines selon leurs antécédents de prestations. Ce sont les prestataires strictement saisonniers, surtout saisonniers, fréquents mais non saisonniers (FNS), surtout fréquents mais non saisonniers (surtout FNS) et éternels. Outre ces sept types que nous allons décrire, on peut reconnaître deux types pour lesquels une caractérisation prestataire fréquent-prestataire occasionnel demeure ambiguë, à savoir les catégories des nouveaux actifs et des prestataires divers. Ainsi, toute la population de prestataires peut se répartir en neuf catégories qui s'excluent les unes les autres dans une classification exhaustive.

Dans ce plan de caractérisation, notre stratégie est d'abord de nous reporter à des prototypes théoriques de prestataires. Une fois décrits le comportement d'emploi et de chômage (cyclique, structurel ou saisonnier) d'un prototype et ses antécédents de prestations, nous faisons une recherche dans notre base de données pour relever les tendances statistiques observées qui correspondent le mieux à ce scénario théorique. Au fichier PROVEC, nous pouvons puiser de vastes renseignements sur l'activité du régime d'après les antécédents de prestations et, par implication, certains renseignements sur les emplois occupés avant les demandes de participation. L'ERAÉ nous renseigne aussi sur les résultats d'emploi et de

---

<sup>10</sup>Nous avons décidé de prendre autant d'années d'observation que nous en disposions. Si nous avions exclu 1997 de notre analyse, notre critère d'utilisation répétée aurait été de trois demandes dans les cinq ans compris entre 1992 et 1996. Comme notre analyse fait intervenir des catégories plus fines que celles des prestataires occasionnels et fréquents, la définition précise de l'utilisation habituelle demeure toutefois peu utile pour notre propos. Au moment de notre analyse, les données de 1998 n'avaient pas encore été entièrement révisées, aussi avons-nous choisi de ne pas les intégrer.

chômage, mais pour la seule année 1997. Pour les autres années de la période 1992-1996, nous observons seulement les antécédents de prestations. La taxinomie des prestataires repose donc en majeure partie sur les antécédents de prestations.

Le grand inconvénient de ce mode de caractérisation des prestataires est que, avec les antécédents de prestations, nous passons à côté de renseignements importants. Plus précisément, on ne peut rendre compte d'une grande partie du temps passé hors prestations par les prestataires occasionnels. Si un prestataire occasionnel est chassé de son emploi et en trouve un autre rapidement, aucune demande de prestations n'est observée, mais, du point de vue de la politique publique, cette absence est peu importante. Si ce même utilisateur occasionnel est incapable d'accumuler le nombre de semaines d'emploi dont il a besoin pour être admissible aux prestations, il traverse une période de chômage sans prestations et aucune demande n'est observée. Il y a donc un grand risque de sous-estimation de l'expérience du chômage chez les prestataires occasionnels. Toutefois, chez les prestataires fréquents, les périodes appréciables de chômage hors prestations sont peu probables. Cette constatation vaut particulièrement pour les prestataires ayant un grand nombre d'années de demande. Dans le cas de ce groupe, on peut rendre compte du gros de la période d'échantillonnage entre 1992 et 1997 par des périodes de participation active (observée) ou des périodes d'emploi nécessaires à l'admissibilité aux prestations.

Nous y allons de conjectures au sujet du comportement d'emploi et de chômage susceptible de prédominer dans chaque groupe de prestataires. Nous sommes contraints de poser des hypothèses au sujet des facteurs de comportement permettant de distinguer ces groupes. Cet inconvénient est inhérent à toute analyse typologique qui, par définition, caractérise des sujets surtout en fonction des comportements observés. Les propositions qui suivent sont sujettes à mise en garde : en raison de contraintes de données, nous nous trouvons probablement à sous-estimer les périodes de chômage que traversent les prestataires occasionnels. En revanche, nos implications au sujet des prestataires fréquents sont plus sûres.

### ***Description et définition des types de prestataires***

1. Le **travailleur déplacé classique** se définit comme celui qui a fait une seule demande de 1992 à 1997 et qui est donc un prestataire occasionnel du régime. Selon la conception même de l'ERAE, cette demande a été présentée en 1996. C'est le type même du travailleur déplacé autour duquel s'articule le gros des recherches déjà consacrées aux travailleurs déplacés. Il s'agit de quelqu'un qui a été chassé d'un emploi qu'il occupait déjà depuis un certain temps et qui a des liens plutôt étroits avec le marché du travail. On ne sait rien de la nature de la mesure de cessation d'emploi à l'origine de la demande de prestations de l'intéressé. Il pourrait s'agir d'un problème de demande ou de chômage structurel et le licenciement pourrait être définitif ou provisoire. Il est possible que ce groupe comprenne quelques travailleurs qui ont été licenciés plus d'une fois et qui n'ont été admissibles aux prestations qu'en 1996<sup>11</sup>. Les travailleuses et les travailleurs déplacés classiques représentent respectivement 14,1 % et 9,8 % de la population de prestataires.

---

<sup>11</sup>Dans le même ordre d'idées, un travailleur pourrait avoir été licencié, mais avoir si vite trouvé du travail qu'il n'ait jamais reçu de prestations.

2. Le **prestataire éternel** se définit comme celui qui a été en participation active pendant plus de 90 % de la période 1992-1997, c'est-à-dire pendant 280 semaines et plus sur un maximum de 313. Il reste, comme nous le démontrerons, qu'il n'a pas touché de prestations pendant un grand nombre de semaines de participation active. Les utilisatrices et utilisateurs éternels représentent respectivement 3,5 % et 5,5 % de la population de prestataires. Il est possible que la grande distinction à établir entre le prestataire éternel et les autres types de prestataires fréquents soit plus d'ordre administratif que d'ordre économique, mais, ainsi que nous le verrons, le groupe des prestataires éternels a un revenu très élevé en période de participation active comparativement aux autres groupes, d'où l'impression que les comportements des uns et des autres sur le marché du travail divergent quelque peu.
3. Le **prestataire deux fois malchanceux** se définit comme celui qui compte deux demandes pendant la période. Il est donc considéré comme un prestataire occasionnel. Selon la conception même de l'enquête, une de ces deux demandes aura été présentée en 1996. Avec ce groupe, nous tenons compte des prestataires occasionnels qui ont de forts liens avec le marché du travail et un comportement d'emploi relativement stable, mais qui ont eu la malchance d'être chassés deux fois d'un emploi de 1992 à 1997. Ainsi, ce travailleur type aurait pu d'abord travailler pour une entreprise qui a fait faillite et ensuite devenir victime du chômage structurel. Il est possible que certains de ces travailleurs aient été licenciés plus de deux fois, mais sans avoir pu chaque fois être admissible aux prestations. Les travailleuses et les travailleurs deux fois malchanceux représentent respectivement 19 % et 13,7 % de la population de prestataires.
4. Le **travailleur strictement saisonnier** est un prestataire fréquent. Pour le caractériser, nous prenons d'abord le point de production d'une demande en 1996 et, de part et d'autre de ce point, nous créons des plages de quatre semaines. 1996 est notre année de référence, car tous les travailleurs sélectionnés ont déclaré avoir fait une demande de prestations cette année-là. Cette plage totale de huit semaines est notre point de repère pour la caractérisation temporelle des tendances saisonnières à condition, bien sûr, qu'il s'agisse de tendances récurrentes. Si un travailleur a présenté une demande toutes les autres années (1992, 1993, 1994, 1995 et 1997) dans ce laps de temps particulier de huit semaines, il est considéré comme un travailleur strictement saisonnier<sup>12</sup>. Il convient de noter que les tendances saisonnières peuvent varier selon les travailleurs appartenant à ce groupe, bien que nombre d'entre eux travaillent au printemps et à l'été et touchent

---

<sup>12</sup>Dans le cas des travailleurs qui ont fait plusieurs demandes en 1996, nous employons une définition très large de constat de saisonnalité. S'il y a correspondance de point de production entre toute demande dans l'année de référence 1996 et une demande dans toute autre année visée, en 1993 disons, cette dernière année compte alors parmi les années où il y aurait pu y avoir emploi saisonnier. En d'autres termes, 1993 sera une année d'emploi saisonnier si une demande a été présentée cette année-là dans une des plages choisies pour 1996. Si toutes les années autres que l'année de référence (1992, 1993, 1994, 1995 et 1997) sont distinguées par cet algorithme dans les antécédents de prestations, l'intéressé est caractérisé comme prestataire strictement saisonnier. Ainsi, il pourrait avoir occupé un emploi saisonnier à l'été de 1992, 1993 et 1996, pris un autre emploi de même nature à l'hiver de 1994, 1995, 1996 et 1997 et avoir présenté une demande chaque fois. On aurait dans ce cas deux plages de saisonnalité. Il y aurait trois correspondances de point de production pour la demande de l'hiver 1996 et deux pour la demande de l'été de la même année. Comme chacune des cinq années autres que 1996 il y a eu au moins une correspondance, l'intéressé serait caractérisé comme travailleur strictement saisonnier.



des prestations l'automne et l'hiver. Les travailleuses et les travailleurs strictement saisonniers représentent respectivement 6,3 % et 4,1 % de la population de prestataires. Leur nombre remarquablement faible donne l'impression que les tendances saisonnières ne sont pas généralement des plus stables dans le temps pour ces divers travailleurs. Dans l'ensemble, l'emploi dans certains secteurs du marché du travail se caractérise par une saisonnalité très prononcée mais, à l'échelle individuelle, les tendances sont bien plus irrégulières. On pourrait faire valoir que 1996 a été une année extrême de sorte que toute comparaison avec elle donne moins de travailleurs de cette catégorie que si, aux fins de l'exercice, on avait pris une autre année de référence. La chose est possible, mais demeure quelque peu improbable, et aucune indication ne va en ce sens dans les graphiques de séries chronologiques que nous présentons plus loin.

5. Le **prestataire surtout saisonnier** est un prestataire fréquent que l'on caractérise de la même manière — mais en moins restrictif — que le travailleur strictement saisonnier. Le même cadre de référence sert à la caractérisation temporelle des tendances saisonnières, c'est-à-dire une plage de huit semaines centrée sur le point de production d'une demande en 1996. Si les intéressés ont présenté une demande dans trois ou quatre des cinq autres années de la période (1992, 1993, 1994, 1995 et 1997) dans la plage de huit semaines, ils sont considérés comme des travailleurs surtout saisonniers. Les travailleuses et les travailleurs de ce type représentent respectivement 10,5 % et 10,8 % de la population de prestataires.
6. Le **prestataire nouvellement actif** se définit comme celui qui, en 1996, comptait moins de cinq années d'expérience professionnelle, celle-ci se calculant (d'une manière prudente compte tenu de la nature des catégories d'instruction) comme l'âge moins les années d'études moins sept ans. Comme un grand nombre des actifs relativement nouveaux ont été dans l'échantillon deux ou trois ans seulement comparativement aux six ans des autres groupes de prestataires, il s'agit là d'une cohorte spéciale désignée pour une analyse distincte. Les travailleuses et les travailleurs de cette catégorie représentent respectivement 10,9 % et 13,2 % de la population de prestataires.
7. Le **prestataire fréquent mais non saisonnier (FNS)** est un type de prestataire habituel qui ne répond à la définition ni du prestataire saisonnier, ni du prestataire surtout saisonnier, ni du prestataire éternel. Le prestataire FNS a *présenté* une demande chacune des six années. C'est là un critère plus restrictif que celui de la simple réception de prestations dans chaque année civile. Malgré l'abondance des demandes, on ne discerne pour les FNS aucune tendance de saisonnalité de 1992 à 1997. Les travailleuses et les travailleurs de cette catégorie représentent respectivement 2,4 % et 3,4 % de la population de prestataires.

8. Le **prestataire surtout fréquent mais non saisonnier (surtout FNS)** est un prestataire fréquent mais non saisonnier défini selon des critères moins restrictifs. Il s'agit d'un réitérant qui a présenté une demande quatre ou cinq des six années comprises entre 1992 et 1997, mais sans qu'on puisse dégager dans son cas de tendance de saisonnalité. Comme tous les travailleurs échantillonnés ont produit une demande en 1996, cela veut dire que le prestataire « surtout FNS » a fait une demande trois ou quatre des cinq autres années, à savoir 1992, 1993, 1994, 1995 et 1997. Les travailleuses et les travailleurs de cette catégorie représentent respectivement 12,8 % et 19 % de la population de prestataires.
9. La catégorie des **autres prestataires fréquents** ou des « prestataires divers » est une catégorie résiduelle où on range les prestataires qui ne respectent pas les critères fixés pour les huit autres groupes. Cela veut aussi dire que les utilisateurs de ce groupe doivent avoir fait une demande dans exactement trois des six ans compris entre 1992 et 1997. (Toutefois, il est possible qu'il y ait eu plus d'une demande dans une année.) Si les intéressés ont présenté des demandes moins de trois ans dans cette période, ils sont assimilés à des travailleurs déplacés classiques ou à des prestataires deux fois malchanceux. S'ils ont fait une demande plus de trois ans, ils appartiennent à une des catégories déjà établies de prestataires fréquents. La catégorie des autres prestataires fréquents est donc hétérogène et ses membres n'ont pas de traits saillants en commun. Avec la typologie plutôt fine et détaillée qui est la nôtre, on peut s'étonner de l'importance numérique de ce groupe qui, pour les deux sexes, représente 20 % de la population de prestataires<sup>13</sup>.

### ***Résultats statistiques selon les types de prestataires***

Le profil statistique de chaque type de prestataires est à la fois transversal et longitudinal, ou chronologique. D'abord, pour chacun des neuf types, nous calculons les valeurs des trois mesures statistiques de fréquence : (1) fréquence du recours au régime (dénombrement des demandes), (2) durée de la participation (dénombrement des semaines) et (3) valeur des prestations. Cette analyse comparative fait appel aux indicateurs de la section précédente. Elle est strictement transversale. Les estimations que nous livrons plus loin (tableaux 4a, 4b et 4c) sont des moyennes pour les membres de chaque catégorie de prestataires. Dans notre examen des chiffres des tableaux, nous nous reportons aux moyennes sans directement le mentionner de manière à éviter les répétitions.

---

<sup>13</sup>On trouvera à l'annexe B une description de l'algorithme de tri qui a servi à créer les groupes et à assurer l'exhaustivité de la classification et le caractère mutuellement exclusif des catégories retenues.

**Tableau 4a : Importance relative des semaines de prestations et de la valeur des prestations versées par catégorie de prestataires**

Catégorie de prestataires	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Fréquences de population	Proportion des semaines de prestations ordinaires de 1992 à 1997	Proportion des semaines de prestations non ordinaires de 1992 à 1997	Proportion de la valeur des prestations ordinaires de 1992 à 1997	Proportion de la valeur des prestations non ordinaires de 1992 à 1997	Proportion de la valeur des prestations ordinaires en 1996	Proportion de la valeur des prestations non ordinaires en 1996
<b>Femmes</b>							
Classiques	14,1	5,5	14,0	5,8	15,5	14,8	26,3
Éternels	3,5	7,4	2,0	7,2	2,0	4,5	1,5
Deux fois malchanceux	19,0	11,5	20,4	11,8	21,2	17,5	23,3
Saisonniers	6,3	8,6	2,4	9,4	2,7	5,9	1,8
Surtout saisonniers	10,5	15,4	8,1	15,6	8,1	11,2	5,4
Nouvellement actifs	10,9	6,1	10,7	5,2	8,6	8,2	10,4
FNS	2,4	6,1	1,4	6,4	1,5	3,5	1,3
Surtout FNS	12,8	21,0	15,1	20,1	14,7	13,6	9,4
Autres fréquents	20,3	18,6	25,8	18,3	25,7	20,7	20,6
<b>Hommes</b>							
Classiques	9,8	2,9	7,5	2,5	7,3	7,5	11,5
Éternels	5,5	11,0	3,7	12,7	4,5	9,8	2,8
Deux fois malchanceux	13,7	7,0	11,4	6,3	11,1	10,8	12,6
Saisonniers	4,1	6,8	1,5	7,5	1,7	5,7	1,9
Surtout saisonniers	10,8	16,6	7,9	17,3	8,9	14,0	7,4
Nouvellement actifs	13,2	6,8	16,3	4,9	12,9	7,8	19,7
FNS	3,4	6,7	2,2	7,2	2,3	5,0	2,0
Surtout FNS	19,0	26,0	21,9	26,6	24,0	21,5	18,0
Autres fréquents	20,4	16,2	27,6	16,0	27,2	17,9	24,0

**Note :** Toutes les valeurs en dollars sont nominales.

En second lieu, nous présentons pour les divers groupes des analyses de séries chronologiques à l'aide de graphiques pour les années 1992-1997. On peut trouver les séries en question aux figures 4 à 12. Avec cet exercice en séries chronologiques, nous visons principalement à examiner les tendances saisonnières de l'utilisation et les différences entre les sexes. Comme nous l'avons fait observer, il est impossible, l'échantillon étant ainsi construit, de déduire beaucoup de choses des données pour ce qui est des tendances de participation globale d'année en année pendant la période 1992-1997. Cette constatation vaut particulièrement pour les prestataires occasionnels, qui sont concentrés dans les années 1996 et 1997.

**Tableau 4b : Nombre de demandes et de semaines de prestations par catégorie de prestataires, 1992-1997**

Catégorie de prestataires	(1) Nombre de demandes de prestations ordinaires de 1992 à 1997	(2) Nombre de demandes de prestations non ordinaires de 1992 à 1997	(3) Nombre total de semaines de participation active (max. de 313)	(4) Nombre total de semaines de prestations ordinaires (max. de 313)	(5) Nombre total de semaines de prestations non ordinaires (max. de 313)	(6) Nombre total de semaines de déclaration de gains (max. de 313)
<b>Femmes</b>						
Classiques	1,0	0,5	40	24	8	7
Éternels	6,9	0,7	299	133	5	168
Deux fois malchanceux	2,0	0,6	66	38	9	15
Saisonniers	6,6	0,4	157	84	3	37
Surtout saisonniers	5,6	0,6	165	91	7	51
Nouvellement actifs	2,2	0,6	64	34	9	21
FNS	6,8	0,6	233	153	5	71
Surtout FNS	5,1	0,8	180	101	10	63
Autres fréquents	3,3	0,7	104	57	11	30
<b>Hommes</b>						
Classiques	1,0	0,3	33	21	5	6
Éternels	6,7	0,5	300	143	4	135
Deux fois malchanceux	2,0	0,4	61	37	5	11
Saisonniers	6,7	0,3	193	119	2	43
Surtout saisonniers	5,9	0,5	191	110	4	53
Nouvellement actifs	2,3	0,6	71	37	7	17
FNS	6,7	0,5	229	142	4	64
Surtout FNS	5,1	0,6	182	98	7	56
Autres fréquents	3,4	0,6	104	57	8	26

1. Les **travailleurs déplacés classiques** reçoivent bien moins que leur juste proportion de prestations ordinaires dans l'échantillon. Le tableau 4a indique la part de chaque type de prestataires dans les semaines et les valeurs de prestations, c'est-à-dire en proportion des valeurs d'ensemble de la population. L'addition des proportions des catégories donne 100. On peut immédiatement rapprocher celles-ci des fréquences de population pour ainsi dégager le degré de proportionnalité dans l'utilisation du régime. La part des travailleuses déplacées classiques s'établit à moins de 6 % pour la valeur et les semaines de prestations, alors que les intéressées forment 14 % de la population. Chez les hommes, la proportion correspondante est d'environ 3 % par rapport à une proportion de 10 % de la population (colonnes 2 et 4). Le tableau 4b présente les données de dénombrement de demandes et de semaines de prestations pour chaque type de prestataires. Selon la définition même de la catégorie des travailleurs déplacés classiques, le nombre de demandes de prestations ordinaires est de 1 % pour les deux sexes. C'est la proportion la plus faible de tous les types (tableau 4b, colonne 1). La durée totale de la participation au régime, comme la

mesure le nombre de semaines de participation active (tableau 4b, colonne 3), est moindre que pour tout autre type. De tous les groupes, c'est celui de ces travailleurs qui reçoit le moins en prestations ordinaires (tableau 4c, colonne 1). De la même forme que le tableau 4b, le tableau 4c décrit les niveaux de prestations touchées par les prestataires des diverses catégories. Dans toute la période 1992-1997 ainsi que dans l'année 1996, les travailleuses déplacées classiques ont reçu presque autant que les hommes en prestations ordinaires, mais beaucoup plus en prestations non ordinaires. Il convient de noter que, dans toutes les autres catégories, les hommes touchent plus en prestations ordinaires que les femmes. Mentionnons par ailleurs que, si on considère l'importance qu'il a prise dans les discussions consacrées à la politique de l'assurance-emploi, on peut s'étonner que ce groupe soit relativement petit.

**Tableau 4c : Valeur des prestations versées par catégorie de prestataires (\$)**

Catégorie de prestataires	(1)	(2)	(3)	(4)
	Valeur totale des prestations ordinaires de 1992 à 1997	Valeur totale des prestations non ordinaires de 1992 à 1997	Valeur totale des prestations ordinaires en 1996	Valeur totale des prestations non ordinaires en 1996
<b>Femmes</b>				
Classiques	5 151	2 157	3 408	792
Éternels	26 091	1 145	4 264	190
Deux fois malchanceux	7 756	2 187	2 990	521
Saisonniers	18 508	843	3 032	122
Surtout saisonniers	18 519	1 512	3 458	218
Nouvellement actifs	5 950	1 535	2 430	405
FNS	32 542	1 226	4 669	229
Surtout FNS	19 523	2 253	3 453	311
Autres fréquents	11 229	2 481	3 297	431
<b>Hommes</b>				
Classiques	5 510	1 257	3 550	343
Éternels	49 513	1 356	8 204	147
Deux fois malchanceux	9 912	1 370	3 664	267
Saisonniers	39 264	709	6 422	137
Surtout saisonniers	34 496	1 383	6 000	198
Nouvellement actifs	8 033	1 643	2 763	436
FNS	45 756	1 167	6 941	174
Surtout FNS	30 221	2 130	5 279	275
Autres fréquents	15 870	2 249	4 100	343

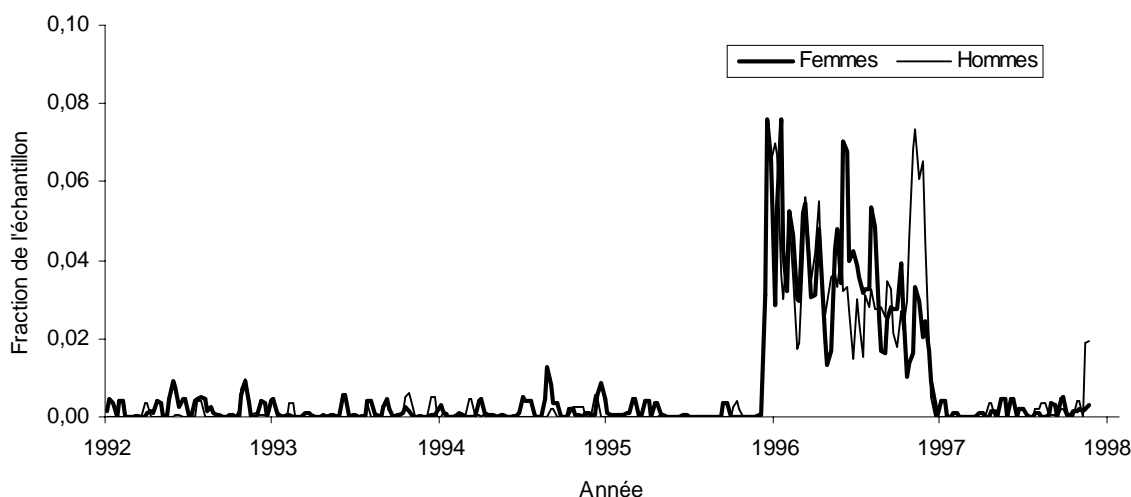
**Note :** Toutes les valeurs en dollars sont nominales.

La figure 4 présente les tendances temporelles (séries chronologiques) qui caractérisent le groupe des travailleurs déplacés classiques. Nous avons prévu deux graphiques pour chaque type de prestataires et celui qui s'intitule « Début des

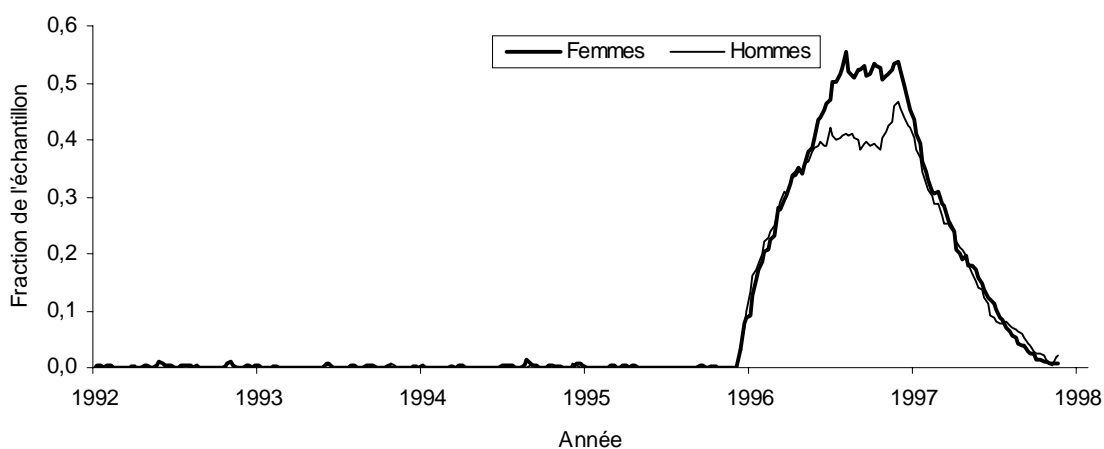
prestations ordinaires » renseigne le mieux sur la saisonnalité des comportements d'utilisation du régime. L'abscisse (axe horizontal) indique la semaine de *production* d'une demande de prestations et l'ordonnée (axe vertical), la proportion de la catégorie de prestataires qui a fait une demande cette semaine-là. Dans le premier graphique, on peut voir où débute la période de prestations dans l'ensemble. C'est habituellement deux semaines après la cessation d'emploi. Le second graphique indique la proportion de chaque groupe de prestataires qui a touché des prestations cette même semaine. Ces graphiques donnent une idée de la durée des prestations. Une interruption nette dans un de ces graphiques correspond dans bien des cas au début d'un nouvel emploi pour les prestataires.

**Figure 4 : Travailleurs déplacés classiques**

Travailleurs déplacés classiques — Début des prestations ordinaires



Travailleurs déplacés classiques — Réception de prestations ordinaires



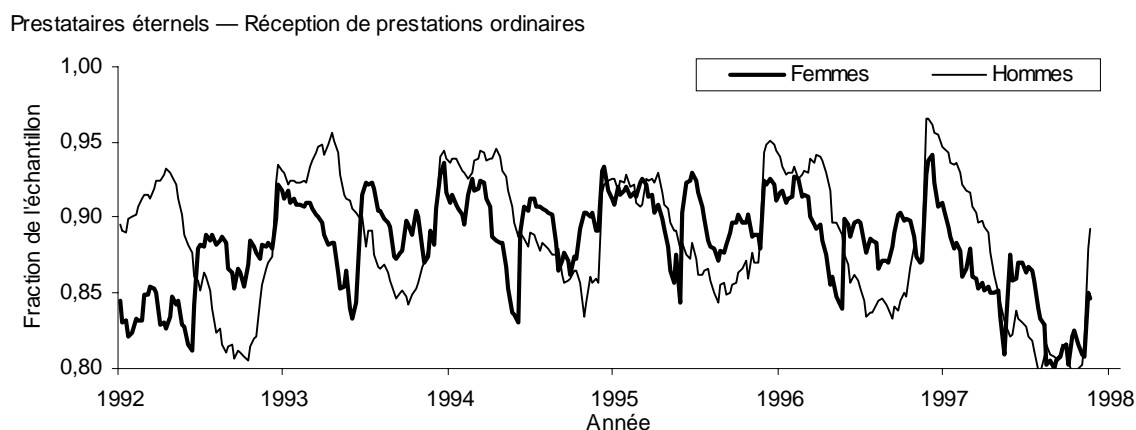
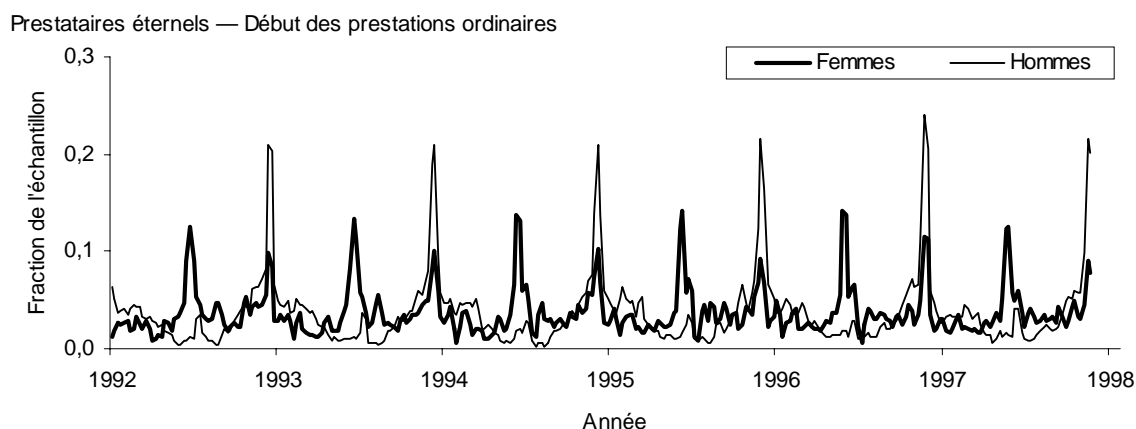
La catégorie des travailleurs déplacés classiques étant ainsi construite, tous les intéressés ont présenté une demande de prestations ordinaires en 1996 et, par conséquent, la première partie de la figure 4 montre bien que toutes les observations ont eu lieu cette année-là. On notera l'absence de tendances de saisonnalité nettes et appréciables pour cette année, alors qu'on peut dégager un comportement saisonnier marqué (comme nous le verrons plus loin) pour nombre d'autres catégories.

2. Le groupe des **prestataires éternels** a passé presque les six ans de la période en participation active. Tant pour les hommes que pour les femmes, le nombre total de semaines de participation active s'établit en effet à 300 semaines environ sur un maximum de 313 (colonne 3, tableau 4b). On ne s'étonnera pas que ce groupe fasse un usage tout à fait disproportionné du régime. Les femmes qui sont d'éternelles prestataires forment approximativement 3,5 % de la population féminine, mais leur part de la valeur des prestations ordinaires et des semaines de prestations est d'environ 7 %. Quant aux hommes de la catégorie, qui constituent environ 5,5 % de la population masculine, ils ont respectivement droit à 13 % et à 11 % de la valeur des prestations ordinaires et des semaines de prestations (tableau 4a, colonnes 2 et 4). En revanche, leur part des prestations non ordinaires est démesurément faible. En 1996, année où tous les répondants ont produit une demande et disposé du même laps de temps pour accumuler des droits à prestations, les hommes de la catégorie des prestataires éternels ont reçu plus en prestations que tout autre groupe (tableau 4c, colonne 3), soit neuf fois ce qu'ont touché les hommes de la catégorie des travailleurs déplacés classiques de 1992 à 1997 (tableau 4c, colonne 1).

Comparativement au groupe des prestataires FNS qui fait aussi ample usage du régime, les femmes (hommes) de la catégorie des prestataires éternels ont reçu des prestations moins longtemps (aussi longtemps) (tableau 4b, colonne 4). Le comportement d'emploi des prestataires éternels paraît plus morcelé que celui des bénéficiaires FNS, puisqu'ils ont exploité à fond les règles permettant aux prestataires d'occuper un emploi en période de participation active. Ainsi, les hommes (femmes) de cette catégorie ont compté en moyenne 135 (168) semaines d'emploi rémunéré en 300 (299) semaines de participation active, tandis que les hommes (femmes) FNS n'en avaient que 64 (71) en 229 (233) semaines (tableau 4b, colonne 6).

La figure 5 décrit les tendances saisonnières remarquables des prestataires éternels. On y observe un grand point de culmination à la fin de chaque année civile. Le comportement de saisonnalité est également marqué chez les femmes, mais leur pointe montre un point de production de demandes au milieu de l'année. Comme nous le dirons plus loin, ces tendances saisonnières et l'écart hommes-femmes qui les caractérise ressemblent fort à ceux que présentent les autres catégories de prestataires fréquents.

**Figure 5 : Prestataires éternels**

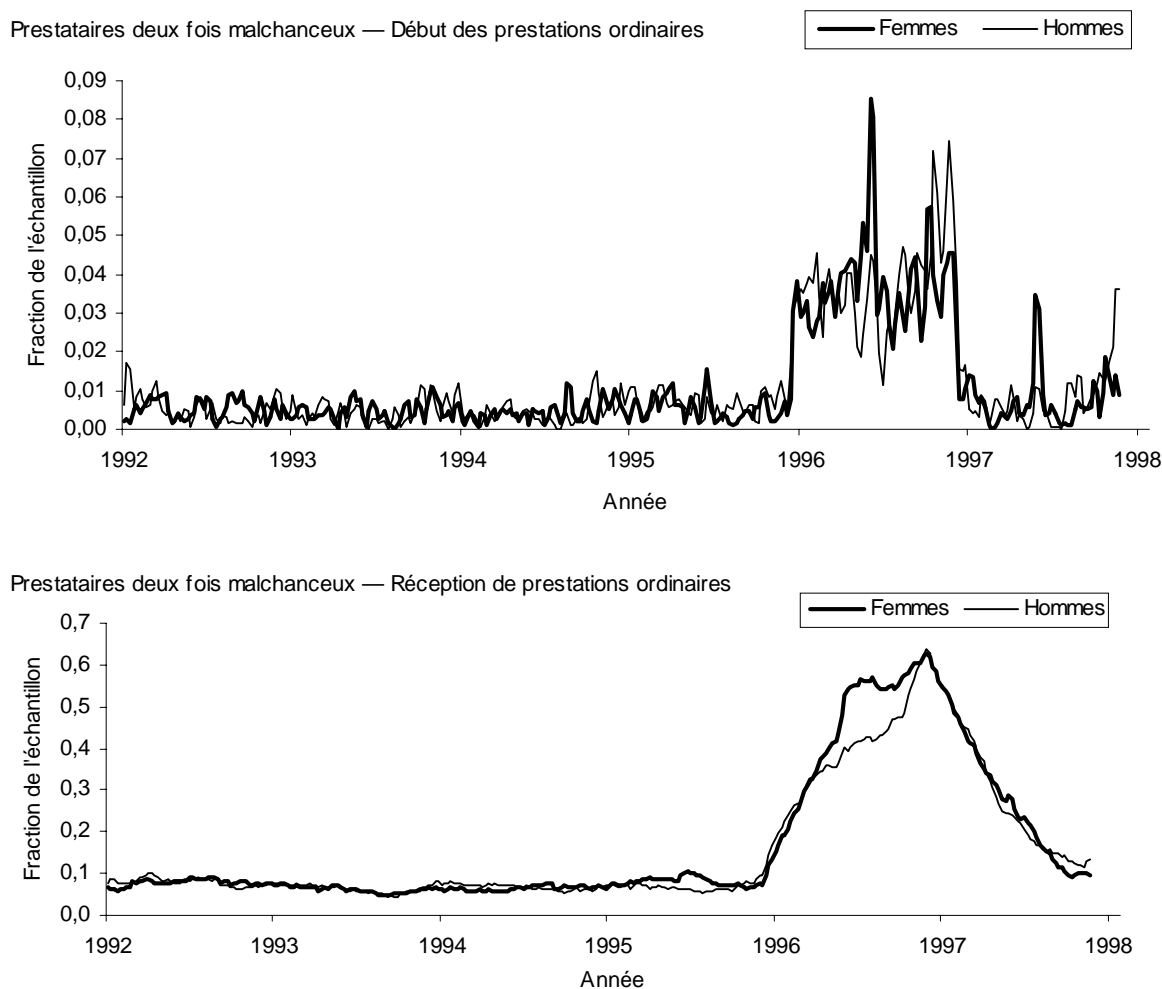


3. Les profils des **prestataires deux fois malchanceux** ressemblent aussi à ceux de l'autre groupe de prestataires occasionnels, celui des travailleurs déplacés classiques. Par définition, le nombre de demandes de prestations ordinaires est de 2 pour les deux sexes. Ce groupe se classe à l'avant-dernier rang sur ce plan parmi tous les groupes de prestataires (colonne 1, tableau 4b). Il a eu droit à moins que sa juste proportion des prestations ordinaires (12 % de la valeur ou des semaines de prestations par rapport à une proportion de 19 % de la population dans le cas des femmes; 6 % à 7 % (valeurs et semaines de prestations) par rapport à 14 % dans le cas des hommes) (colonnes 1, 2 et 4, tableau 4a). La durée totale de sa participation au régime, comme la mesure le nombre de semaines de participation active, est moindre que dans tout autre groupe à l'exception de celui des travailleurs déplacés classiques (colonne 3, tableau 4b). Dans toute la période 1992-1997 ainsi qu'en 1996, les hommes ont reçu un peu plus en prestations ordinaires que les femmes (tableau 4c, colonnes 1 et 3) malgré une même durée de réception pour les deux sexes (tableau 4b, colonne 3).

On peut voir à la figure 6 que, chez les prestataires deux fois malchanceux, le point de production de la demande autre que celle de 1996 était généralement plutôt uniforme dans les années en question (1992 à 1995 et 1997). Un examen rapide ne semble pas révéler de tendance saisonnière marquée.



**Figure 6 : Prestataires deux fois malchanceux**



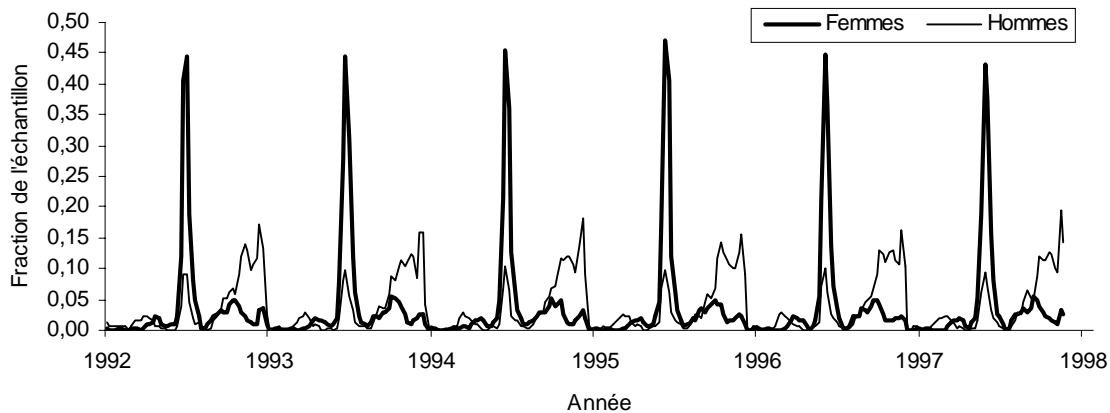
- Aspect peut-être inattendu, la catégorie des prestataires **strictement saisonniers** ne représentait pas une ample proportion de la population de prestataires avec des valeurs de 6,3 % pour les femmes et de 4,1 % pour les hommes. Ce qui étonnera moins, c'est que ce groupe ait reçu une part disproportionnée des prestations. Les femmes avaient eu droit à environ 9 % du nombre total de semaines et de la valeur totale des prestations. Quant aux hommes, leur part était de 6,8 %-7,5 % pour ces deux mesures de fréquence (tableau 4a, colonnes 2 et 4). On notera que la disproportion n'est pas aussi grande que chez les prestataires éternels. Il faut aussi dire que les prestataires strictement saisonniers touchaient généralement des prestations sur une période relativement longue, à savoir 84 semaines pour les femmes et 119 pour les hommes (tableau 4b, colonne 4). Leur nombre de demandes était presque égal à celui des prestataires FNS, mais leurs périodes de participation active et de réception de prestations ordinaires étaient bien plus courtes (tableau 4b, colonnes 3 et 4). Ajoutons qu'ils recevaient bien moins en prestations que la catégorie FNS (tableau 4c, colonnes 1 et 3). Chez les prestataires strictement saisonniers, les hommes avaient droit à plus du double de ce que

recevaient les femmes (tableau 4c, colonne 1). C'est une catégorie dont l'utilisation de prestations non ordinaires demeure relativement peu fréquente.

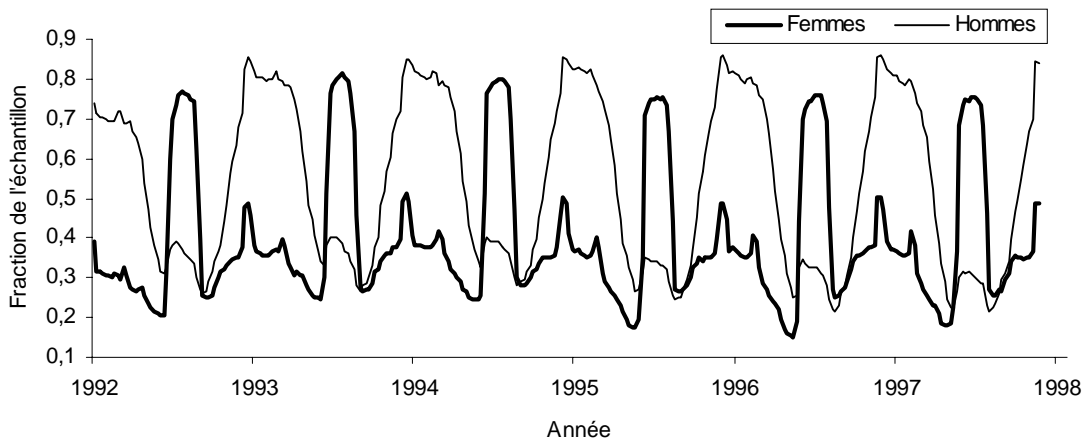
On pourrait prévoir un net comportement saisonnier de ce groupe selon sa définition même, mais il n'y a pas de raison mathématique qu'il en soit ainsi. Il n'est pas nécessaire que les emplois saisonniers soient alignés tout au long de la période pour chaque travailleur, ainsi que nous l'avons expliqué à la note 13. Le graphique de la figure 7 n'en dégage pas moins des tendances saisonnières très marquées qui ne varient guère d'année en année. Il est clair que les industries et les professions de saisonnalité ont un comportement semblable d'embauchage et de licenciement en saison pour chaque sexe. Il convient de noter que la tendance saisonnière varie nettement selon les sexes. Dans la figure, la ligne des femmes est en très forte culmination au milieu de l'année et celle des hommes dessine une pointe moins haute et plus large en fin d'année. C'est l'indice éloquent d'une séparation des sexes dans les industries et les professions. Si les graphiques portaient sur l'ensemble de la population féminine et masculine, la courbe de saisonnalité serait largement tronquée.

**Figure 7 : Prestataires strictement saisonniers**

Prestataires strictement saisonniers — Début des prestations ordinaires



Prestataires strictement saisonniers — Réception de prestations ordinaires

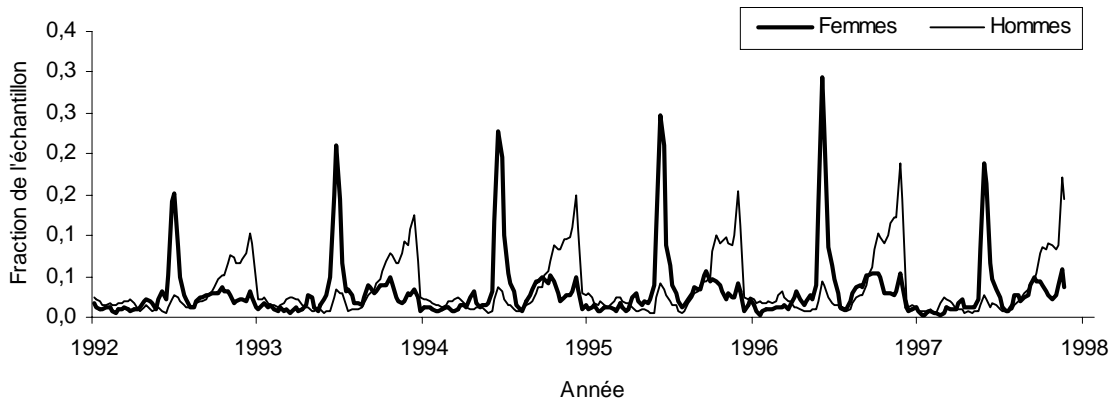


5. La catégorie des **prestataires surtout saisonniers** représente environ 11 % de la population tant masculine que féminine. Étant ainsi construite, elle se trouve à présenter une ou deux demandes de moins que celle des prestataires strictement saisonniers (colonne 1, tableau 4b). À l'instar de cette dernière, elle détient une part disproportionnée du nombre total de semaines et de la valeur totale des prestations de 1992 à 1997 (tableau 4a, colonnes 2 et 4). Bien qu'ayant présenté moins de demandes, les travailleuses surtout saisonnières ont des périodes de participation active et de réception de prestations un peu plus longues (tableau 4b, colonnes 3 et 4) que les travailleuses strictement saisonnières, mais elles touchent presque autant que celles-ci en prestations ordinaires (tableau 4c, colonne 1). Par ailleurs, les travailleurs surtout saisonniers ont un peu moins de semaines (tableau 4b, colonnes 3 et 4) et de prestations ordinaires (tableau 4c, colonne 1) que les travailleurs strictement saisonniers. Un facteur qui distingue les « strictement saisonniers » des « surtout saisonniers » est que ces derniers ont plus recours aux prestations non ordinaires (tableau 4c, colonne 2; tableau 4b, colonne 5).

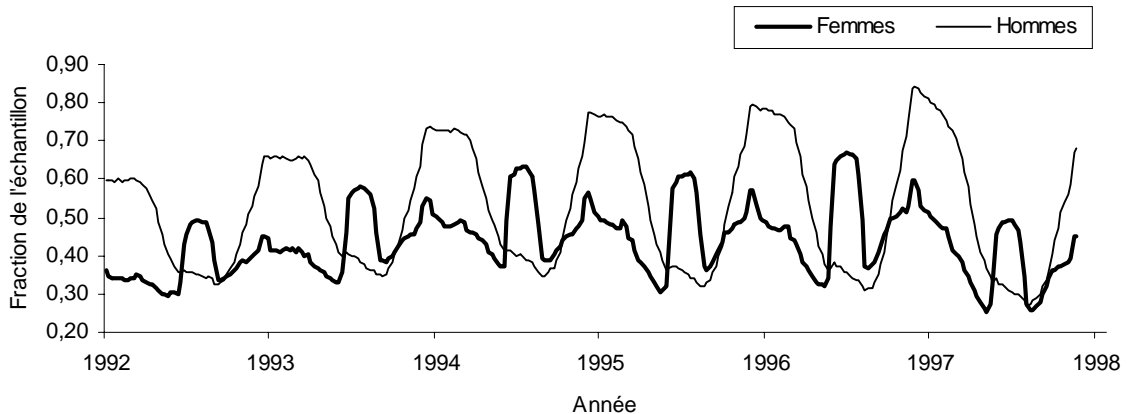
Le graphique de la figure 8 révèle des tendances saisonnières très marquées et les courbes rappellent fort celles des prestataires strictement saisonniers. Les demandes des femmes étaient très concentrées en juin et celles des hommes se groupaient vers la fin de l'automne, mais sans être aussi denses. Le second graphique indique une différence entre les sexes pour le nombre de semaines de prestations.

**Figure 8 : Prestataires surtout saisonniers**

Prestataires surtout saisonniers — Début des prestations ordinaires



Prestataires surtout saisonniers — Réception de prestations ordinaires

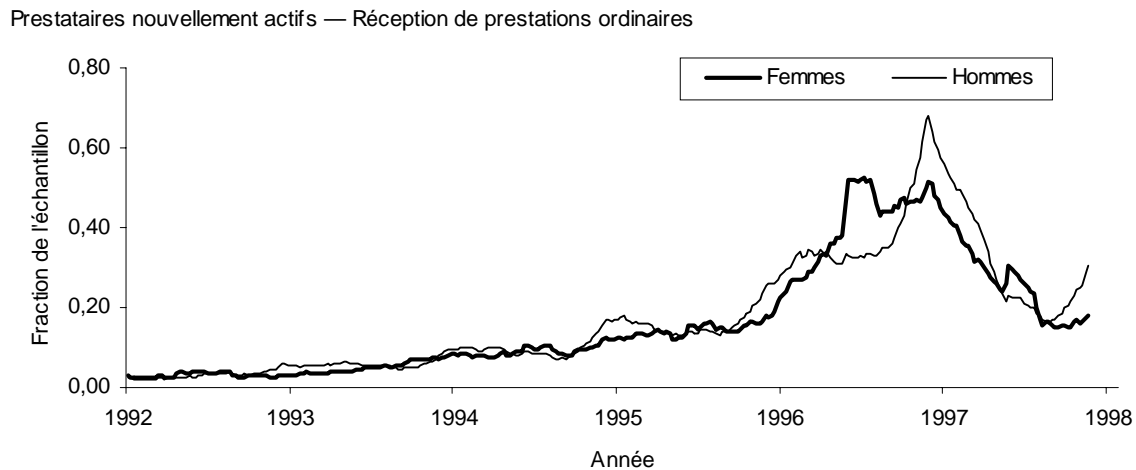
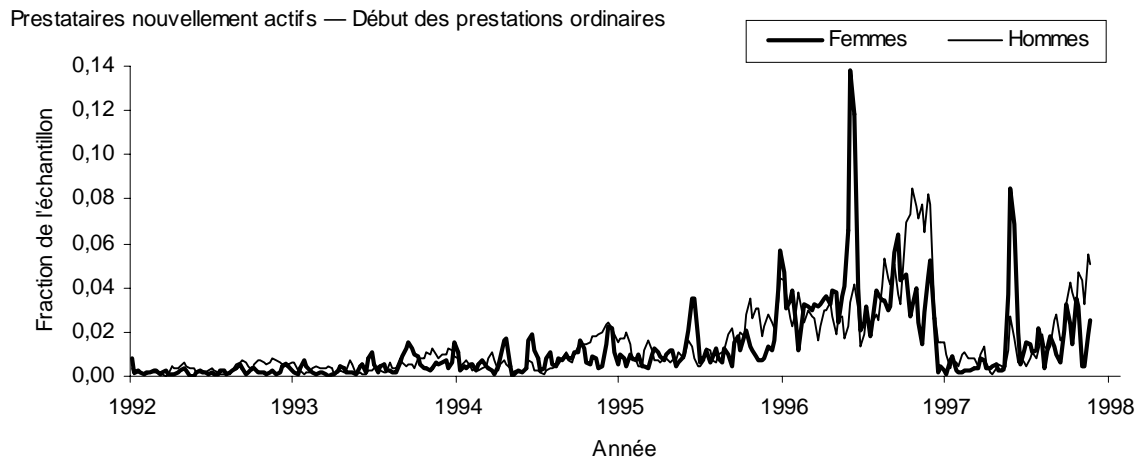


6. La cohorte des **nouveaux actifs** tient une grande place avec 11 % des femmes et 13 % des hommes dans la population de prestataires. Ses statistiques de fréquence indiquent tantôt une utilisation fréquente, tantôt une utilisation occasionnelle. On pourrait juger élevé le nombre de demandes présentées (2,2 par les femmes et 2,3 par les hommes) si on considère qu'un grand nombre de travailleurs de la cohorte des nouveaux actifs ont disposé de moins que les six ans de la période 1992-1997 pour accumuler des droits à prestations. Dans ce groupe, nombreux étaient les « réitérants » ou prestataires habituels (35,8 % des hommes et 31,3 % des femmes comptaient trois demandes et plus). Il y en a d'autres qui sont probablement devenus prestataires habituels dans les années qui ont immédiatement suivi la période 1992-1997.

D'autres indicateurs d'utilisation du régime pour ce groupe font cependant voir un usage occasionnel du régime. Les nouveaux actifs détenaient une part démesurément ténue des semaines et des valeurs de prestations de 1992 à 1997 et en 1996 (tableau 4a). De toutes les catégories de prestataires sauf celle des travailleurs déplacés classiques, c'était celle qui avait le moins touché en prestations ordinaires de 1992 à 1997 (tableau 4c, colonne 1). En 1996, sa part de la valeur des prestations a été inférieure à celle de tous les autres groupes (tableau 4c, colonne 3). Quant à sa part des prestations non ordinaires, elle est en gros proportionnelle à sa fréquence de population. Le groupe présentait approximativement le même nombre de semaines de prestations ordinaires que celui des prestataires deux fois malchanceux (tableau 4b, colonne 4), mais un peu plus de demandes (tableau 4b, colonne 1). Il se trouvait cependant à recevoir moins en prestations, ce qui s'explique probablement par les salaires moindres touchés par cette catégorie de travailleurs moins expérimentés.

Les graphiques de la figure 9 indiquent les tendances temporelles (séries chronologiques) d'activité du régime pour le groupe des prestataires nouvellement actifs. Aucune tendance saisonnière ne ressort. Comme nous l'avons signalé, nombre de travailleurs du groupe n'étaient pas encore actifs les premières années de la période 1992-1997. La légère évolution en hausse qui se remarque avant 1996 tient probablement à l'entrée d'une cohorte sur le marché du travail (mouvement étalé sur plusieurs années), plutôt qu'à une propension supérieure aux prestations. L'énorme saut constaté en 1996 est attribuable aux critères d'échantillonnage. L'année suivante, la fréquence d'utilisation se révèle bien moindre. Le groupe était présent dans l'échantillon en 1997, mais il pourrait ne pas avoir assez établi son admissibilité aux prestations pour présenter une demande cette année-là. Il serait intéressant d'observer les antécédents de prestations de cette cohorte en 1998 et 1999 pour juger de sa propension à faire ample usage du régime. Dans de futures recherches, il serait bon de se demander dans quelle mesure le groupe passe aux catégories des prestataires saisonniers, FNS et éternels.

**Figure 9 : Prestataires nouvellement actifs**



7. Le groupe des **prestataires fréquents mais non saisonniers (FNS)** fait pendant à celui des prestataires strictement saisonniers. Le nombre moyen de demandes (tableau 4b, colonne 1) et sa répartition (données non présentées) sont assez semblables dans les deux groupes, mais la catégorie FNS comprend tous les prestataires très fréquents (sauf les prestataires éternels) sans tendances saisonnières récurrentes pour le nombre de demandes. À l'instar des prestataires strictement saisonniers, les prestataires FNS n'ont pas beaucoup demandé de prestations non ordinaires. Si on se reporte aux critères restrictifs de définition du groupe, on voit pourquoi il constitue seulement 2,4 % de la population féminine et 3,4 % de la population masculine. Il a son comportement d'utilisation à lui et touche des prestations ordinaires d'une manière très disproportionnée (tableau 4a, colonnes 2 et 4). Ses périodes de participation active (la plus haute valeur de tous les groupes sauf celui des prestataires éternels), son nombre de semaines (tableau 4b, colonne 4) et ses valeurs de prestations (tableau 4c, colonne 1) sont bien supérieures à ceux des prestataires strictement saisonniers. Les femmes appartenant à ce groupe ont eu plus de semaines et de prestations que même les femmes de la catégorie des prestataires éternels. En 1996, année où les répondants

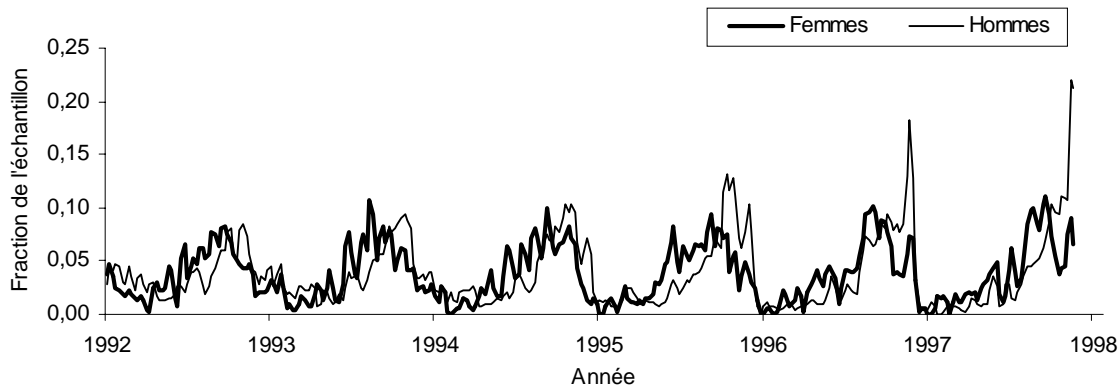
de toutes les catégories ont présenté une demande, les femmes strictement FNS ont plus reçu en prestations ordinaires que toutes les autres (tableau 4c, colonne 3).

La distinction entre prestataires strictement saisonniers et prestataires FNS est particulièrement tranchée dans le cas des femmes. Il faut surtout parler de la plus grande fréquence des interruptions dans les antécédents de prestations des femmes de la catégorie FNS, et ce, en partie parce que les membres du groupe FNS ont plus de semaines de déclaration de gains en période de participation active. Ainsi, de 1992 à 1997, les hommes (femmes) FNS ont déclaré 64 (71) semaines de participation active contre 43 (37) pour les hommes (femmes) de la catégorie des prestataires strictement saisonniers.

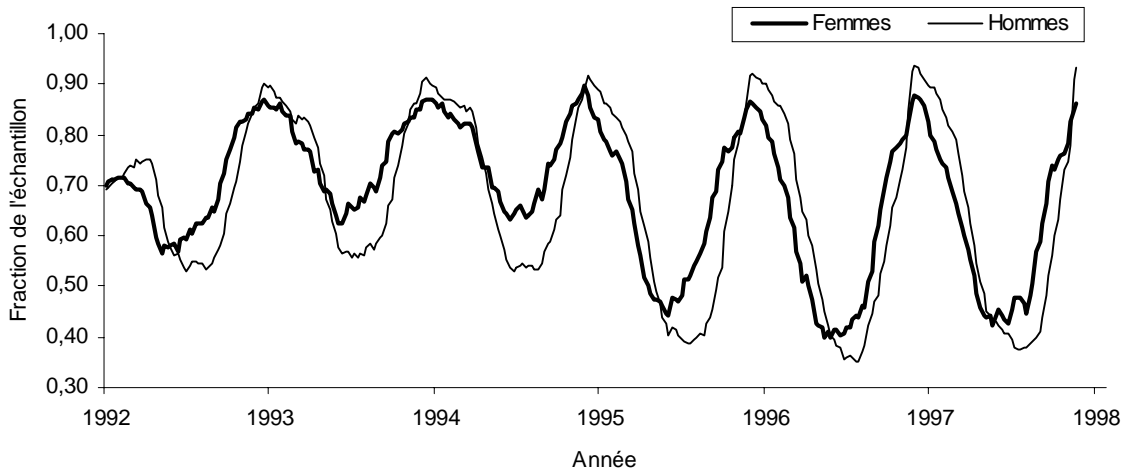
Bien que, individuellement, les prestataires FNS se caractérisent par l'absence de saisonnalité de leurs demandes pendant la période 1992-1997, les graphiques de la figure 10 révèlent que, collectivement, la catégorie a un comportement d'utilisation hautement saisonnier. Les courbes sont plus lisses, mais leur forme générale rappelle celle des courbes de la catégorie des prestataires strictement saisonniers avec une concentration féminine l'été et une concentration masculine vers la fin de l'automne. Le résultat de cette agrégation semble indiquer que le groupe se compose de travailleurs aux profils d'utilisation fort hétérogènes.

**Figure 10 : Prestataires fréquents mais non saisonniers**

Prestataires fréquents mais non saisonniers — Début des prestations ordinaires



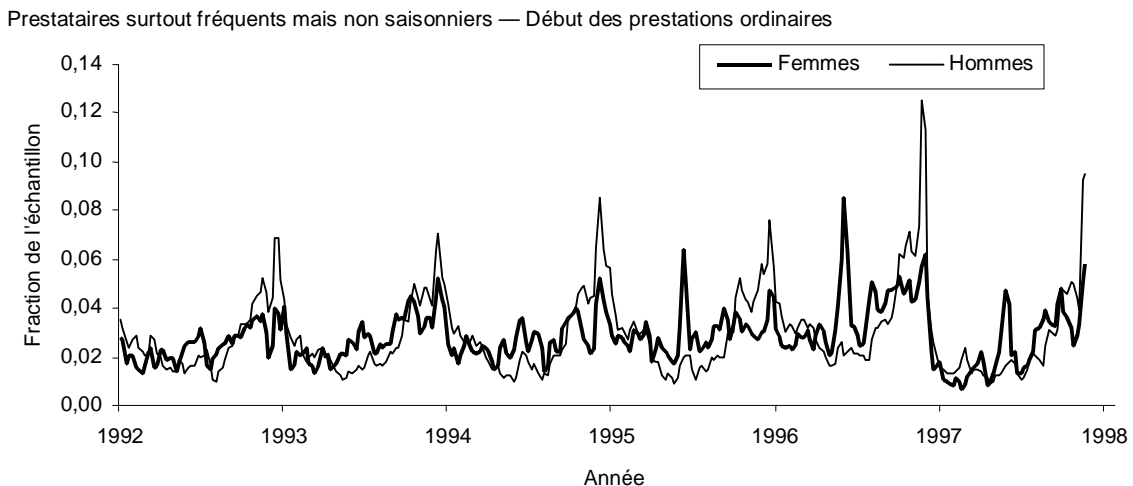
Prestataires fréquents mais non saisonniers — Réception de prestations ordinaires



8. La catégorie des **prestataires surtout fréquents mais non saisonniers (surtout FNS)** est appréciable; les hommes qui en font partie représentent 19 % de toute la population et les femmes, 13 %. Lorsqu'on abaisse à quatre ou cinq demandes en six ans le critère de dénombrement des demandes par lequel se définit la catégorie des prestataires strictement FNS (six demandes en six ans), le nombre de travailleurs ainsi distingués augmente beaucoup. Le type de prestataires que nous considérons ici a présenté les mêmes caractéristiques d'utilisation que le type FNS pur, mais à une échelle plus modeste. Il avait tendance à grandement s'en remettre aux dispositions de renouvellement ou de reprise de prestations lui permettant de déclarer des gains en période de participation active. La part qu'il détenait des semaines et de la valeur des prestations était très disproportionnée (tableau 4a, colonnes 2 et 4). Chez les prestataires surtout FNS, on observait bien une tendance plus marquée à l'utilisation de prestations non ordinaires que chez les prestataires strictement FNS. Si on compare les utilisateurs surtout FNS aux utilisateurs surtout saisonniers, on remarque que le nombre de demandes est moindre chez les premiers (tableau 4b, colonne 1). Il reste que le nombre de semaines (tableau 4b, colonne 4) et les prestations ordinaires en valeur cumulative (tableau 4c, colonne 1) sont à peu près les mêmes dans les deux groupes : ils sont un peu plus élevés dans le cas des femmes, mais un peu moindres dans celui des hommes.

Ainsi, individuellement, les prestataires surtout FNS se caractérisent par la non-saisonnalité de leurs demandes de 1992 à 1997, mais les graphiques de la figure 11 révèlent le même phénomène qu'on a dégagé chez les « strictement FNS ». Collectivement, le comportement d'utilisation est saisonnier, mais par rapport à celui des prestataires surtout saisonniers, les crêtes et les creux de saisonnalité sont atténués.

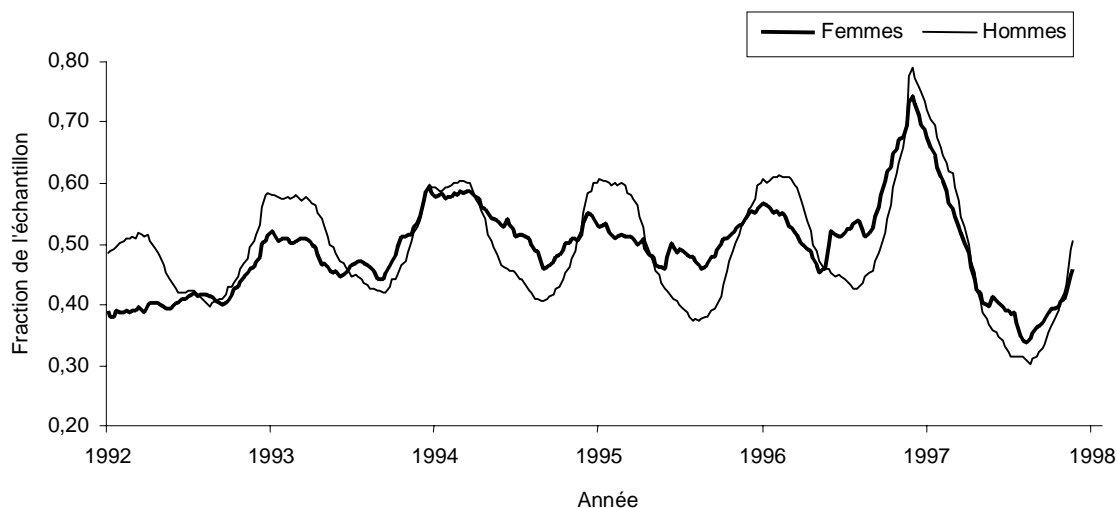
**Figure 11 : Prestataires surtout fréquents mais non saisonniers**



(suite)

**Figure 11 : Prestataires surtout fréquents mais non saisonniers (suite)**

Prestataires surtout fréquents mais non saisonniers — Réception de prestations ordinaires

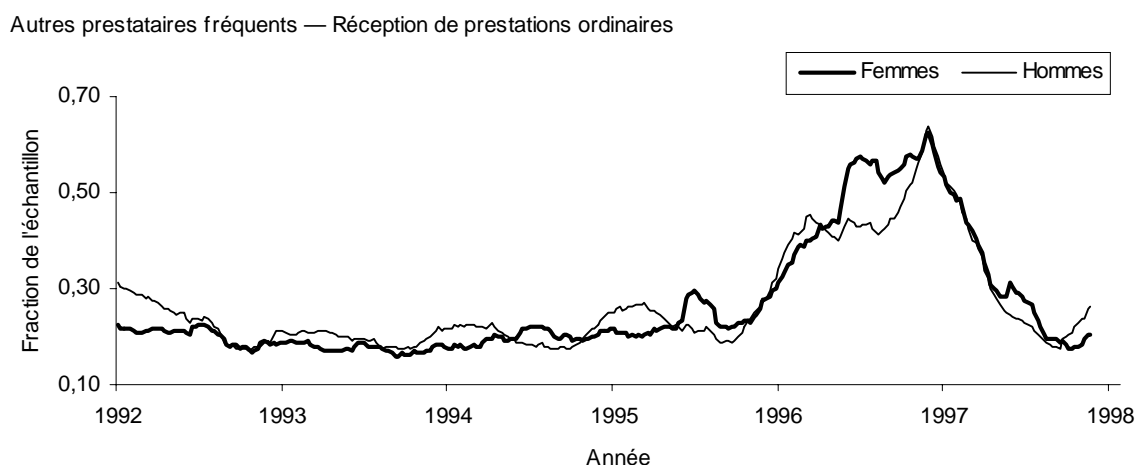
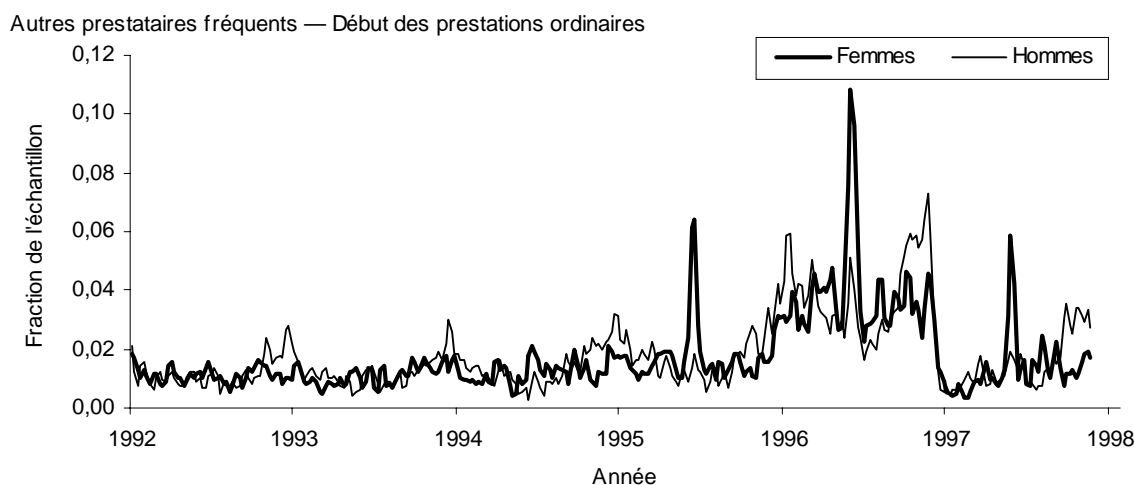


9. Le groupe des **autres prestataires fréquents** est considéré comme une catégorie résiduelle. Celle-ci est numériquement importante, représentant plus de 20 % de la population tant masculine que féminine. Au contraire de certaines des catégories que nous avons élaborées, elle ne correspond pas à des tendances théoriques d'emploi et de chômage. Elle se compose probablement de gens dont l'expérience du marché du travail est fort hétérogène. On peut dire, d'une part, qu'elle est formée de prestataires fréquents selon notre critère des trois demandes et plus en six ans, les femmes (hommes) en ayant fait 3,3 (3,4) sur la période de six ans (tableau 4b, colonne 1). De 1992 à 1997, 37 % des hommes et 28 % des femmes en ont présenté plus de trois. On doit dire, d'autre part, que ce groupe fait moins usage, à en juger par toutes les statistiques de fréquence, du régime que les cinq autres groupes de prestataires fréquents (éternels, strictement saisonniers, surtout saisonniers, FNS et surtout FNS). Sa part des semaines et des valeurs de prestations est démesurément tenue avec des valeurs de 19 % et 18 % pour les femmes et de 16 % pour les deux mesures chez les hommes (tableau 4a, colonnes 2 et 4). Les statistiques de fréquence prennent des valeurs semblables pour les deux sexes. Le groupe des autres prestataires fréquents se caractérise par une utilisation relativement ample des prestations non ordinaires, ayant droit à plus de semaines et de prestations que tout autre groupe.

Les graphiques de séries chronologiques sont présentés à la figure 12. Il s'en dégagerait une faible saisonnalité pour les trois dernières années de la période. Il n'y a guère eu d'activité du régime avant 1995 pour ces autres prestataires fréquents.



**Figure 12 : Autres prestataires fréquents**



### ***Interprétation économique des tendances de l'utilisation du régime***

Dans cette section de notre analyse typologique, nous proposerons des éléments d'interprétation économique des tendances d'utilisation les plus caractéristiques que l'on ait relevées pour certaines catégories de prestataires. Dans le cas des prestataires occasionnels (travailleurs déplacés classiques et prestataires deux fois malchanceux), on s'attend souvent à ce que les mesures de licenciement aient un caractère définitif. C'est là que s'applique normalement un modèle d'assurance sociale prévoyant une indemnisation, surtout là où il y a adaptation structurelle par suite de l'évolution de la technologie ou du régime des échanges internationaux. Dans le cas des prestataires strictement ou surtout saisonniers, les licenciements seront plutôt provisoires, car les liens entre l'employeur et ses salariés sont généralement plus durables. Ainsi que Green et Riddell (1997) et Baker et Rae (1997) l'ont fait voir, c'est ici qu'entre normalement en jeu le cadre de contrat implicite dont parlent Bailly (1974) et Azariadis (1975). Selon la définition même de ces deux types de prestataires, il s'agit de travailleurs qui ont acquis leur admissibilité aux prestations (par des périodes préalables d'emploi) presque toutes les années où ils ont été observés. Les intéressés ont des liens très étroits avec le marché du travail et semblent jouir d'une grande sécurité d'emploi dans un contexte de récurrence saisonnière. D'après Green et Sargent (1998), les emplois saisonniers tendent à s'aligner sur les paramètres du régime d'assurance-emploi pour une

optimisation des droits aux prestations. En fait, le régime fonctionne dans le sens du financement d'un équilibre d'accaparement de main-d'œuvre qui donne lieu à des licenciements provisoires (et à des rappels au travail) plus nombreux que si le régime n'existait pas<sup>14</sup>. Comme les chercheurs peuvent seulement observer les tendances d'emploi en équilibre que codéterminent les choix respectifs des entreprises et des travailleurs, on ne peut cependant distinguer les effets de demande des effets d'offre.

Dans le cas des prestataires éternels, FNS et surtout FNS, il faut faire appel à des idées préconçues faute de paradigme établi permettant d'interpréter ces relations d'emploi hautement instables et les comportements concomitants de participation au régime. Dans l'analyse qui précède, nous avons vu chez les prestataires éternels des taux de fréquence assez convergents par rapport à ceux des prestataires FNS. L'un et l'autre de ces groupes se caractérisent par la non-saisonnalité de leurs antécédents de prestations. De ces antécédents, nous déduisons une grande instabilité des comportements d'emploi, ce qui est directement confirmé par l'autre fichier de données, le fichier ERAE (voir plus loin).

Il y a au moins deux orientations conceptuelles de modélisation du marché du travail susceptibles de s'appliquer à ces types de prestataires. Selon une de ces orientations, les travailleurs sont extrêmement rationnés sur un marché du travail en proie au marasme et occupent des emplois peu rémunérés par intermittence ou à l'occasion et sans grande sécurité. En pareil cas, les facteurs d'offre de travail joueraient un rôle secondaire, et on se soucierait plus des aspects « filet de sécurité » du régime d'assurance-emploi que des effets de distorsion qu'ont les paramètres du régime sur les tendances de l'emploi. À l'aide de données sur les périodes d'emploi qui viennent de l'*Enquête sur l'activité*, Green et Sargent (1998) fournissent des indications en ce sens en soutenant que les paramètres du régime ont une incidence économiquement peu importante sur la durée des emplois *non* saisonniers. Selon l'autre orientation, nombre de prestataires de ces catégories connaissent des interruptions fréquentes d'emploi qui sont prévisibles et récurrentes, bien que n'ayant aucun caractère saisonnier. Dans ce cas, les choix d'offre et de demande de travail subissent l'influence des conditions d'admissibilité aux prestations du régime. Tout porte à croire que les licenciements par des employeurs suivis de réembauchages par d'autres ont tout d'un phénomène fréquent dans des secteurs comme celui de la construction, et que l'insécurité foncière de l'emploi est souvent liée à des sursalaires compensateurs. Ainsi, les conséquences pour la politique publique sont semblables à celles de la situation des prestataires saisonniers, puisque le régime se trouve à subventionner l'accaparement de main-d'œuvre et à encourager une surabondance inutile de mesures de licenciement provisoire et une longue cessation de relations d'emploi à long terme. Comme on ne trouve pas dans le fichier PROVEC les renseignements qui nous aideraient à soupeser le bien-fondé relatif de ces deux orientations rivales, nous dirons en conclusion que la question devrait faire l'objet de futures recherches empiriques.

---

<sup>14</sup>Par accaparement de main-d'œuvre, on entend la pratique des employeurs consistant à retenir leurs travailleurs en période d'inactivité ou de sous-utilisation. Il s'agit normalement de périodes de faiblesse de la demande. Les employeurs pourraient en effet être enclins à ne pas prendre de mesures de licenciement définitif s'ils attendent une reprise de la demande et que les mesures d'embauchage et de formation coûtent cher. Cet accaparement ne devient un problème de politique publique que dans la mesure où la rémunération reçue par les travailleurs en période de sous-utilisation vient en partie du régime d'assurance-emploi.

Il semblerait qu'une des grandes différences entre prestataires éternels et prestataires FNS réside non pas dans la valeur des prestations reçues ni dans la durée de réception, mais plutôt dans l'aménagement administratif du cadre des demandes et des périodes d'emploi déterminant l'admission aux prestations. Il se peut que les prestataires éternels soient capables de si bien prévoir les interruptions d'emploi et les périodes de travail qu'ils sachent demeurer presque toujours en participation active, alors que, chez les prestataires FNS, les périodes d'emploi et de chômage sont bien moins prévisibles. Ce comportement irait dans le sens de notre constatation empirique selon laquelle les prestataires éternels prennent bien plus souvent des emplois de courte durée en période de participation active (avec interruptions du versement des prestations) que les prestataires FNS.

***Données de l'Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi (ERAÉ) :  
antécédents professionnels des catégories de prestataires***

Dans cette sous-section, nous voulons surtout comparer les prestataires strictement saisonniers aux prestataires FNS par un examen de leurs différences d'antécédents d'emploi. Les statistiques présentées portent sur tous les groupes, mais le gros de la discussion qui suivra vise les deux groupes précités. L'un et l'autre comprennent des prestataires fréquents mais, étant ainsi construite, la dernière de ces catégories n'a pas de comportement saisonnier de demande de prestations. Nous nous attendons au départ à ce que les prestataires saisonniers jouissent généralement d'une plus grande sécurité d'emploi. S'ils connaissent de longues périodes de chômage et touchent normalement des prestations d'assurance-emploi, ils sont attachés des années durant à un même employeur et, dans leur cas, les probabilités de rappel au travail sont plutôt élevées. En revanche, on peut s'attendre au départ à ce que les prestataires FNS aient moins de stabilité dans leurs emplois et leurs liens avec les employeurs. Ils seront donc plus susceptibles de travailler pour une diversité d'employeurs provisoirement et/ou occasionnellement. Moins que les travailleurs saisonniers, ils retourneront chez un même employeur plusieurs années.

L'ERAÉ nous renseigne en détail sur le comportement d'emploi de chaque prestataire en 1997 et nous donne quelques indications pour 1995 et 1996. Les indicateurs extraits de cette analyse visent les interruptions d'emploi. Nous totalisons les chiffres utiles par catégorie de prestataires (voir les tableaux 5 et 6). À la première colonne du tableau 5, on peut voir la proportion des travailleurs de chaque catégorie qui n'avaient aucun emploi en 1997. On peut constater que les taux de chômage (absence d'emploi toute l'année) en 1997 des prestataires occasionnels ont été considérablement supérieurs à ceux de tous les autres types d'utilisateurs. Chez les prestataires fréquents, ces taux sont très bas (de 1 % à 4 % chez les hommes si on fait abstraction des 8,3 % des « autres prestataires fréquents »). Chez les travailleurs déplacés classiques et les prestataires deux fois malchanceux, ils sont de 15 % à 16 % chez les hommes et de 24 % à 26 % chez les femmes. Pour les premiers groupes, ils impliquent une étroitesse des liens avec le marché du travail. Les taux relativement élevés observés chez les prestataires occasionnels ont de quoi étonner si on considère que le régime est censé répondre surtout à leurs besoins, sa fonction première présumée étant de leur venir en aide financièrement et de faciliter leur retour au travail. En 1997, ce dernier objectif n'a toutefois pas été atteint pour une bonne minorité d'entre eux. Le taux de chômage élevé relevé chez les prestataires occasionnels de sexe féminin tient probablement en partie à un passage à l'inactivité, mais la plupart des chômeurs et une partie des chômeuses de ce groupe

ont épuisé les prestations qu'on les avait vus recevoir en 1996 ou 1997 et n'ont pu trouver un emploi rémunéré cette dernière année.

**Tableau 5 : Antécédents d'emploi en 1997 selon les catégories de prestataires**

Catégorie de prestataires	(1) Proportion n'ayant aucun emploi en 1997	(2) Proportion travaillant pour un seul employeur en 1997	(3) Proportion travaillant pour deux employeurs et plus en 1997	(4) Nombre moyen d'employeurs en 1997	(5) Âge moyen au début de 1998
<b>Femmes</b>					
Classiques	26,0	56,7	17,4	1,31	41,0
Éternels	1,1	85,3	13,7	1,20	44,8
Deux fois malchanceux	23,7	57,6	18,8	1,31	41,4
Saisonniers	0,5	90,6	9,0	1,10	45,7
Surtout saisonniers	5,4	79,7	14,9	1,19	43,7
Nouvellement actifs	7,0	53,7	39,4	1,61	24,1
FNS	1,5	75,3	23,2	1,29	44,0
Surtout FNS	9,6	68,5	21,9	1,34	42,1
Autres fréquents	11,3	66,7	22,1	1,33	40,2
<b>Hommes</b>					
Classiques	15,7	62,9	21,4	1,31	40,3
Éternels	0,9	70,0	29,1	1,47	43,5
Deux fois malchanceux	14,8	62,0	23,3	1,35	39,9
Saisonniers	1,2	84,4	14,4	1,18	43,9
Surtout saisonniers	3,4	73,6	23,1	1,32	42,2
Nouvellement actifs	3,3	55,5	41,3	1,63	23,0
FNS	1,7	73,2	25,2	1,43	41,5
Surtout FNS	4,1	66,4	29,6	1,46	40,6
Autres fréquents	8,3	64,9	26,9	1,41	39,3

**Note :** L'addition des chiffres des colonnes 1, 2 et 3 peut ne pas donner 100 % à cause des arrondis.

Aux colonnes 2 et 3, nous présentons les proportions de la population ayant un ou plusieurs employeurs selon les catégories de prestataires. Comme on s'y attendait, les prestataires strictement saisonniers sont plus susceptibles que les prestataires FNS et éternels d'avoir un seul employeur. On peut aussi voir qu'il est plus probable dans le cas des prestataires surtout saisonniers que dans celui des prestataires surtout FNS que l'employeur soit unique. La colonne 4 indique le nombre moyen d'employeurs déclaré pour 1997. C'est une confirmation de notre prévision que les prestataires strictement saisonniers auront moins d'employeurs en moyenne que les prestataires FNS et éternels chez les deux sexes. De même, la moyenne est moindre chez les prestataires surtout saisonniers que chez les prestataires surtout FNS.

**Tableau 6 : Antécédents d'emploi de 1995 à 1997 selon les catégories de prestataires**

Catégorie de prestataires	(1)	(2)	(3)
	Proportion ayant en 1997 un employeur pour qui ils avaient aussi travaillé l'année précédente <sup>a</sup>	Durée possible de l'emploi chez un employeur de 1997 <sup>b</sup>	Proportion ayant travaillé pour le même employeur en 1995, 1996 et 1997 <sup>c</sup>
<b>Femmes</b>			
Classiques	59,9	5,5	16
Éternels	97,9	10,4	87
Deux fois malchanceux	63,6	5,2	17
Saisonniers	98,2	12,0	90
Surtout saisonniers	93,2	9,0	73
Nouvellement actifs	73,2	2,6	14
FNS	94,6	9,7	79
Surtout FNS	85,4	6,9	49
Autres fréquents	72,2	5,2	26
<b>Hommes</b>			
Classiques	62,7	6,0	18
Éternels	90,9	10,3	72
Deux fois malchanceux	64,8	5,9	20
Saisonniers	95,3	11,7	85
Surtout saisonniers	88,9	8,9	64
Nouvellement actifs	64,9	2,8	13
FNS	92,4	8,5	68
Surtout FNS	82,6	7,5	46
Autres fréquents	72,8	6,1	25

**Notes :** <sup>a</sup>La réponse est affirmative si les intéressés ont auparavant travaillé pour leur premier employeur ou encore le deuxième ou le troisième en importance (le cas échéant).

<sup>b</sup>On prend la valeur la plus élevée de durée possible de l'emploi pour les trois premiers employeurs en importance en 1997.

<sup>c</sup>La réponse est affirmative si les intéressés ont travaillé en 1995, 1996 et 1997 pour un de leurs trois premiers employeurs en importance en 1997.

À la dernière colonne du tableau 5, nous indiquons l'âge moyen de chaque type de prestataires au début de 1998. Les études économiques consacrées au roulement de la main-d'œuvre dans les entreprises disent que les travailleurs plus jeunes présentent généralement des taux de cessation d'emploi bien supérieurs à ceux de leurs aînés, ayant tendance dans leurs démarches d'emploi à « comparer les prix » et à procéder par tâtonnement. Picot, Lin et Pyper (1998) indiquent que, sur le marché du travail canadien, les taux de cessation sont les plus hauts dans la tranche 15-24 ans et les plus bas dans la tranche 45-54 ans. Dans ce contexte, on s'attendrait à ce que les réitérants soient généralement concentrés chez les jeunes travailleurs, qui parviendront ultérieurement à un meilleur appariement employeur-travailleur et à une plus grande sécurité d'emploi et dépendront donc moins du régime d'assurance-emploi. Nos résultats empiriques révélant que les prestataires fréquents et occasionnels sont surtout des travailleurs d'âge mûr vont directement à l'encontre de ces vues. Ils concordent avec les constatations de Wesa (1995), qui fait appel à des méthodes et à des statistiques de

fréquence d'utilisation différentes. À l'exception de la catégorie des nouveaux actifs qui, par définition, seront assez jeunes, les autres catégories comprennent presque toutes des travailleurs d'au moins 40 ans en moyenne. Plus loin, nous examinerons à l'aide d'une autre technique la question de l'âge par rapport aux tendances de l'utilisation du régime.

Bien que l'ERAE livre principalement une information transversale pour 1997, elle fournit aussi des renseignements longitudinaux sur les tendances de l'emploi de 1995 à 1997. La colonne 1 du tableau 6 indique la proportion des membres des diverses catégories de prestataires qui, en 1995 ou 1996, ont travaillé pour au moins un de leurs employeurs de 1997. Ce que l'on constate surtout, c'est qu'ils sont assez nombreux — de 83 % à 98 % — dans toutes les catégories de prestataires fréquents par rapport aux prestataires occasionnels. La colonne 2 décrit la durée maximum *possible* de l'emploi d'un prestataire chez un de ses employeurs de 1997<sup>15</sup>. Comme on pouvait s'y attendre, les valeurs sont plus élevées pour les prestataires strictement saisonniers que pour les prestataires FNS et éternels chez les deux sexes. Celles des prestataires surtout saisonniers sont également supérieures aux valeurs des prestataires surtout FNS. Les durées sont bien plus grandes dans les cinq catégories de prestataires fréquents que dans les deux catégories de prestataires occasionnels. La colonne 3 indique la proportion de travailleurs de chaque catégorie qui sont retournés chez le même employeur en 1995, 1996 et 1997. Tant chez les hommes que chez les femmes, les valeurs des prestataires strictement et surtout saisonniers sont respectivement supérieures à celles des prestataires FNS et éternels et des prestataires surtout FNS.

Si les données de l'ERAE sur les comportements d'emploi des diverses catégories ne sont pas très abondantes, les tendances dégagées empiriquement étayent notre conjecture selon laquelle les prestataires FNS et éternels sont ceux dont les antécédents d'emploi sont le plus morcelés avec une suite d'emplois occupés par intermittence auprès de divers employeurs. Malgré de nombreuses et fréquentes interruptions d'emploi, tous les groupes de prestataires fréquents, y compris ceux des prestataires strictement et surtout FNS (mais à l'exclusion de la catégorie des autres prestataires fréquents) ont été bien plus attachés à un même employeur de 1995 à 1997 que les groupes des travailleurs déplacés classiques et des prestataires deux fois malchanceux. Il semblerait que, dans ces deux dernières catégories, les cessations d'emploi revêtent habituellement un caractère permanent.

Le tableau 7 renseigne sur la répartition des effectifs des diverses catégories dans les 10 provinces canadiennes. On retrouve les proportions de la population de prestataires qui figurent à la colonne 1 du tableau 4a et à la première colonne du tableau 7. Ce dernier tableau présente la répartition des effectifs des neuf catégories entre les provinces. Ainsi, l'addition des chiffres de chaque colonne donne 100 dans chacune des parties du tableau. Chez les hommes, les travailleurs déplacés classiques, qui représentent 9,8 % de la population de prestataires à l'échelle du Canada, n'en forment plus que 2,5 % à Terre-Neuve et à l'Île-du-Prince-Édouard et 14,1 % en Ontario. Chez les femmes, les proportions de prestataires FNS sont de 12,8 % à l'échelle du Canada et de 5,5 % seulement en Alberta. Selon les tendances générales, les proportions sont démesurément élevées dans les provinces à l'est de la frontière Ontario-Québec dans le cas des prestataires éternels, saisonniers, surtout saisonniers, FNS et

---

<sup>15</sup>L'ERAE ne pose pas directement de questions sur la durée d'occupation des emplois, mais il y a mention de l'année où le répondant a travaillé la première fois pour chacun de ses employeurs de 1997. On ignore si l'intéressé a cessé de travailler pour ces employeurs dans l'intervalle pour ensuite retourner chez eux. Par durée possible, on entend la différence entre 1997 et la première année d'emploi, ce qui ne veut pas nécessairement dire que la période d'emploi a été continue.

surtout FNS et démesurement faibles dans les provinces à l'ouest de cette même frontière dans le cas des travailleurs déplacés classiques et des prestataires deux fois malchanceux. C'est dans les provinces où le marché du travail est le plus vigoureux (Ontario, Manitoba, Alberta et Colombie-Britannique) que les « autres prestataires fréquents » sont le plus représentés, ce qui indique peut-être que la population de prestataires est plus hétérogène dans ces provinces. Les proportions des prestataires nouvellement actifs varient bien moins selon les provinces.

**Tableau 7 : Répartition des catégories de prestataires selon les provinces**

Catégorie de prestataires	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Proportion à l'échelle du Canada	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	QC	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
<b>Femmes</b>											
Classiques	14,1	5,0	3,8	9,9	6,4	8,0	20,3	15,9	19,5	24,0	18,5
Éternels	3,5	8,4	6,0	7,5	10,4	5,3	0,7	1,0	0,6	0,2	1,3
Deux fois malchanceux	19,0	10,1	7,2	13,1	9,0	16,2	23,3	21,4	19,1	29,1	21,0
Saisonniers	6,3	4,7	10,4	7,2	6,8	6,0	7,5	10,9	9,4	3,1	4,3
Surtout saisonniers	10,5	10,3	17,9	12,2	13,8	12,2	8,7	10,4	12,1	6,5	9,5
Nouvellement actifs	10,9	13,1	11,6	11,1	11,5	11,1	10,1	12,2	15,2	10,9	10,6
FNS	2,4	7,1	10,0	4,0	7,5	2,7	0,9	1,1	1,0	0,5	1,9
Surtout FNS	12,8	25,5	21,4	17,3	19,4	16,9	8,2	7,3	4,3	5,4	9,8
Autres fréquents	20,3	15,9	11,6	17,7	15,3	21,4	20,4	19,9	18,8	20,5	23,1
<b>Hommes</b>											
Classiques	9,8	2,5	2,5	5,3	3,9	7,9	14,1	12,7	10,7	13,9	10,6
Éternels	5,5	14,1	5,6	7,0	9,9	9,2	1,6	1,5	1,6	1,4	2,2
Deux fois malchanceux	13,7	4,9	3,8	10,1	7,1	10,9	18,7	13,9	12,6	17,3	17,9
Saisonniers	4,1	5,5	6,2	4,4	6,6	5,2	2,9	5,0	7,9	2,1	2,1
Surtout saisonniers	10,8	15,5	20,6	12,9	14,9	12,1	8,8	13,1	13,3	7,0	7,5
Nouvellement actifs	13,2	11,4	15,4	13,9	13,5	13,6	12,5	15,3	14,0	13,6	12,8
FNS	3,4	8,8	11,3	5,7	8,1	3,4	2,0	2,9	2,5	1,4	2,1
Surtout FNS	19,0	24,4	24,6	25,2	23,0	18,6	16,6	14,1	19,1	17,9	20,3
Autres fréquents	20,4	12,8	10,2	15,7	13,1	19,1	23,0	21,6	18,5	25,4	24,6

**Note :** L'addition des proportions donne environ 100 pour chaque province; on peut comparer les proportions provinciales aux proportions nationales pour chaque catégorie de prestataires.

### **Autres éléments d'analyse de saisonnalité**

Les éléments d'analyse que nous avons présentés révèlent l'existence d'au moins six types d'utilisateurs dans la grande catégorie des prestataires fréquents du régime d'assurance-emploi, à savoir ceux des prestataires éternels, strictement saisonniers, surtout saisonniers, strictement FNS et surtout FNS et le groupe des autres prestataires fréquents. Ces types sauf le dernier ont en commun une saisonnalité de leurs demandes de prestations, mais le degré en est variable. Vu l'importance de cette caractéristique et de ses effets sur les tendances de l'utilisation du régime d'assurance-emploi, l'exercice auquel nous nous sommes livrés comporte une décomposition dichotomique de la population de prestataires en prestataires saisonniers et non saisonniers. On peut voir la différence entre cette caractérisation et celle que l'on retrouve normalement dans les études consacrées au régime canadien d'assurance-

emploi avec son opposition prestataires fréquents-prestataires occasionnels. L'exercice que nous avons mené vise à faciliter une comparaison simple, mais large des principales statistiques de fréquence d'utilisation que nous avons décidé d'exploiter pour le seul aspect de la saisonnalité.

Contrairement aux critères de l'analyse typologique qui précède, les critères de caractérisation individuelle des prestataires ne sont pas fonction des antécédents de prestations des intéressés. Nous employons une mesure de la saisonnalité *par autodéclaration* que contiennent les données ERAE. Dans cette enquête, on demande par trois questions si les premier, deuxième et troisième emplois les plus importants occupés en 1997 avaient un caractère saisonnier<sup>16</sup>. Si le répondant répond qu'un de ces emplois était saisonnier, il est considéré comme un travailleur saisonnier « autodéclaré ».

Le tableau 8 présente les résultats de l'exercice. Ainsi, environ 32 % des femmes et 46 % des hommes seraient des prestataires saisonniers. Cela nous paraît un important écart hommes-femmes. Les chiffres de saisonnalité des emplois occupés en 1997 sont largement comparables aux estimations correspondantes d'après les antécédents de prestations pour la période 1992-1997. L'addition des proportions des cinq catégories de prestataires ayant un certain comportement saisonnier d'utilisation (prestataires éternels, strictement saisonniers, surtout saisonniers, FNS et surtout FNS) donne 35,5 % pour les femmes et 42,8 % pour les hommes. Chez les hommes comme chez les femmes, les travailleurs qui déclaraient avoir eu un emploi saisonnier en 1997 avaient généralement plus de demandes et de semaines de participation active dans des proportions respectives de 50 % environ et de 40 % à 60 %. Pour le nombre de semaines de prestations et la valeur des prestations ordinaires reçues, l'écart entre prestataires saisonniers et non saisonniers était de presque 80 % chez les hommes et 60 % chez les femmes. À noter qu'il est particulièrement important chez les hommes. Contrairement à ce que l'on observait dans le cas des prestations ordinaires, les travailleurs non saisonniers avaient plus tendance à utiliser les prestations non ordinaires (valeur des prestations reçues) que les travailleurs saisonniers.

Les chiffres de 1996 sont instructifs, tous les répondants ayant fait une demande de prestations cette année-là. En 1996, les hommes qui occupaient un emploi saisonnier ont reçu beaucoup plus en prestations que les autres. Toutefois, si on ajoute les prestations non ordinaires aux prestations ordinaires, les femmes ayant un emploi saisonnier n'ont pas eu droit à plus de prestations que les autres cette même année.

---

<sup>16</sup>Sur les quelque 22 500 répondants ERAE, environ 1 605 n'avaient pas d'emploi en 1997. On les considère comme des prestataires non saisonniers. On dénombrait approximativement 20 176 travailleurs ayant occupé au moins un emploi cette année-là; environ 5 438 en avaient eu au moins deux et 1 434, au moins trois.



**Tableau 8 : Mesures de fréquence d'utilisation et comparaison des prestataires saisonniers et non saisonniers (« autodéclarés »)**

	Femmes		Hommes	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Prestataires non saisonniers	Prestataires saisonniers	Prestataires non saisonniers	Prestataires saisonniers
Fréquence de population	68,5	31,5	53,9	46,1
Nombre total de demandes	3,1	4,7	3,2	4,8
Nombre de demandes de prestations ordinaires	3,0	4,6	3,1	4,7
Nombre de demandes de prestations non ordinaires	0,6	0,6	0,5	0,5
Nombre total de semaines de participation active	100	142	104	161
Nombre total de semaines de prestations ordinaires	53	82	55	92
Nombre total de semaines de prestations non ordinaires	9	7	6	5
Nombre total de semaines de salaire	33	42	31	45
Valeur des prestations ordinaires de 1992 à 1997	10 561	16 582	15 791	28 373
Valeur des prestations non ordinaires de 1992 à 1997	2 191	1 471	1 788	1 565
Valeur des prestations ordinaires en 1996	3 179	3 393	4 081	5 336
Valeur des prestations non ordinaires en 1996	501	261	339	235

### Profils d'âge des prestataires

Comme dernier volet de cette analyse empirique, nous examinerons plus avant le facteur de l'âge dans la détermination des tendances de l'utilisation du régime. Dans l'analyse typologique qui précède, nous avons montré que, sauf pour le groupe des nouveaux actifs évidemment, il n'y avait pas de différence significative d'âge moyen entre les catégories de prestataires. Plus important encore, les effectifs de tous les groupes de prestataires fréquents avaient 40 ans environ comme âge *moyen*. Pour regarder sous un autre angle l'influence de l'âge des travailleurs sur leur participation au régime, nous avons recomposé la population de prestataires pour ensuite la diviser par tranches d'âge très fines, le but étant de dresser un profil empirique âge-participation pour toute cette population. Une des questions importantes de politique publique qui se posent à propos du régime est celle de l'incidence de l'assurance-emploi sur les comportements d'emploi des jeunes travailleurs. Lemieux et MacLeod (2000) et d'autres se sont inquiétés de ce que les travailleurs débutants ayant accès au régime dès les premiers stades de leur vie professionnelle soient moins susceptibles de cultiver des stratégies d'adaptation professionnelle et/ou régionale et risquent donc de dépendre davantage du régime. On a laissé entendre que, une fois que certains jeunes commencent à recevoir des prestations, ils apprennent à exploiter le régime et s'acclimatent tout simplement au marché du travail et à son interface avec les paramètres de l'assurance-emploi. Ce phénomène s'accompagnerait d'une tendance à la persistance de taux de fréquence d'utilisation élevés dans la carrière avancée des travailleurs<sup>17</sup>.

<sup>17</sup>D'un point de vue technique, ce n'est pas là une analyse de cycle de vie, puisque nous ne suivons pas les personnes dans le temps pour mesurer l'activité du régime aux divers stades de leur carrière. Notre analyse est transversale. Pour évaluer à fond dans quelle mesure les travailleurs débutants deviennent prestataires fréquents et combien longtemps ils le demeurent, il faudrait procéder à une analyse longitudinale fine des cohortes de jeunes travailleurs. Un tel exercice auquel se sont livrés Lemieux et MacLeod (2000) avec des données relatives aux années 1970 et 1980 dépasse notre propos.

Au tableau A.1, nous mettons en totalisation croisée les mesures de fréquence et les tranches d'âge des personnes. La population féminine était un peu plus âgée que la population masculine (40 ans contre 38,4). Les chiffres de ce tableau portent sur le nombre de demandes et de semaines et la valeur des prestations de la population de prestataires ayant fait une demande en 1996. Ce n'est donc pas là toute la population active. Ces chiffres indiquent en général que, en valeur cumulative, la participation au régime tendait à croître plutôt rapidement de 1992 à 1997 chez les prestataires lorsqu'ils atteignaient le milieu de la vingtaine. Cet effet plafonne après l'âge de 40 ans chez les femmes, mais bien plus tard chez les hommes. Il convient de noter que les chiffres de la tranche 21-25 ans sont difficiles à interpréter, un grand nombre des intéressés n'étant pas sur le marché du travail pendant toute la période 1992-1997. Bien que moins nombreux chez les hommes (35 % des hommes et 44 % des femmes étaient âgés de 40 à 60 ans), les prestataires dans la quarantaine et la cinquantaine étaient ceux qui présentaient généralement les plus hauts taux d'utilisation de prestations ordinaires tant en 1996 que dans toute la période 1992-1997. Dans aucune tranche d'âge au-dessus des 30 ans, et même chez les travailleurs qui approchaient de la retraite, la fréquence d'utilisation n'a-t-elle vraiment quitté les sommets atteints par les prestataires d'âge mûr. En définitive, la fréquence n'aurait guère varié dans ces tranches d'âge (plus de 30 ans). Tous les éléments d'analyse que nous apportons dans cet essai montrent que, chez les prestataires de 1996, la répartition entre les tranches d'âge est plutôt uniforme.

## CONCLUSIONS

Dans cet exposé, nous avons surtout voulu scruter des aspects moins souvent étudiés de l'utilisation du régime canadien d'assurance-emploi. En nous reportant au fichier administratif longitudinal Profil vectoriel (PROVEC) de Développement des ressources humaines Canada, nous nous sommes attachés aux antécédents de prestations des travailleurs échantillonnés dans le cadre de l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAÉ). Nous avons établi et comparé entre strates de la population de prestataires diverses statistiques sur la fréquence de participation au régime : nombre de demandes, durée des périodes de prestations, valeur des prestations versées, etc. Voici certaines de nos grandes constatations :

1. On sait qu'il y a utilisation fréquente ou habituelle du régime, mais on voit aussi une hétérogénéité considérable des comportements de participation et des comportements d'emploi en interaction avec eux. On peut caractériser environ 15 % des prestataires de sexe féminin et 22 % des prestataires de sexe masculin comme des utilisateurs très habituels mais *non saisonniers*. Ce que nous avons appelé le groupe des « prestataires fréquents mais non saisonniers » a tendance à présenter des comportements d'emploi très instables, morcelés et peut-être incertains, et à combiner plusieurs emplois occupés par intermittence pour se rendre admissible aux prestations.
2. Environ 5 % de la population de prestataires en 1996 avait été en participation active pendant presque les six années comprises entre 1992 et 1996, bien que n'ayant pas reçu de prestations toutes les semaines de cette période.
3. Le travailleur saisonnier « 10-40 », c'est-à-dire celui qui travaille chaque année pour le même employeur les mêmes trois mois pour ensuite toucher des prestations le reste du temps, n'est représentatif que de 15 % environ de la population de prestataires en 1996.

4. Chez les prestataires occasionnels, les différences hommes-femmes ne sont pas très marquées. En revanche, chez les prestataires fréquents, presque toutes les mesures de fréquence indiquent que les hommes tirent un bien plus grand parti du régime que les femmes.
5. Dans la population masculine de prestataires, la valeur des prestations ordinaires reçues *par demande* est plus élevée chez les prestataires fréquents que chez les prestataires occasionnels. De même, dans l'année 1996 où tous les travailleurs de l'échantillon ont fait une demande, les premiers ont reçu plus que les seconds. Ces résultats semblent indiquer qu'une fréquence d'utilisation supérieure est liée à des périodes de participation et à des valeurs de prestations supérieures par année civile ou par demande.
6. Si nombre de prestataires fréquents ne présentent pas individuellement de comportements saisonniers de demande de prestations, il reste que, dans une agrégation des antécédents de prestations des utilisateurs fréquents, un très haut degré de saisonnalité se dégage.
7. Les prestataires qui sont des travailleurs déplacés classiques sont relativement rares, bien que le régime d'assurance-emploi ait été conçu au départ et développé en vue de tenir compte des risques qu'ils ont de devenir chômeurs. On doit ajouter que les prestataires occasionnels qui ont épuisé leurs droits à prestations en 1996 ou au début de 1997 se sont caractérisés par des taux étonnamment élevés de chômage le reste de cette dernière année.
8. Les prestataires fréquents n'ont pas eu abondamment recours aux dispositions spéciales du régime.
9. Dans la population de prestataires, l'utilisation répétée ou habituelle était répandue dans toutes les tranches d'âge.

Un certain nombre de conséquences sont à tirer des recherches que nous avons présentées. Premièrement, il y a une multiplicité de groupes de prestataires faisant un usage distinct du régime d'assurance-emploi. L'hétérogénéité des cas ne vient pas faciliter l'identification et le ciblage de groupes pour des politiques plus efficaces. Deuxièmement, les itinéraires qui vont de la participation au régime à l'emploi — avec peut-être toutes les autres situations que nous ne sommes pas en mesure d'observer — sont fort complexes chez beaucoup de prestataires fréquents, ce qui rend difficile l'analyse de leur situation professionnelle et des possibilités d'intervention en matière de politiques. Les règles de reprise (renouvellement) de prestations du régime (qui permettent aux prestataires d'occuper un emploi à court terme en période de participation active pour se rendre admissibles à de futures prestations) concourent à cette complexité de l'analyse. On devrait systématiquement examiner l'incidence de ces règles sur les comportements de participation et d'emploi. Troisièmement, l'extrême variation de la fréquence d'utilisation du régime soulève, à nos yeux, d'importants problèmes d'équité. La prestation publique de services d'assurance-emploi se justifie par les risques de chômage que courent les prestataires occasionnels, mais cette catégorie d'utilisateurs reçoit une très faible part des prestations et, en 1997, ses taux de réemploi se sont révélés faibles par rapport à ceux des prestataires fréquents. On notera avec intérêt que le régime semble neutre sur le plan des sexes lorsqu'on considère la seule catégorie des prestataires occasionnels. Les facteurs à la base des comportements de

participation des utilisatrices fréquentes appellent une étude bien plus poussée. Pour s'attaquer à cette question et cerner les facteurs à l'origine du phénomène de l'utilisation répétée mais non saisonnière du régime, il serait souhaitable de mettre en correspondance les antécédents de prestations et des données sur les entreprises.

## **Annexe A :**

### **Constatation des demandes de prestations à l'aide de la base de données administratives PROVEC**

Comme il y a plusieurs définitions acceptables de la « demande de prestations », nous définissons le phénomène de la réception de prestations ordinaires par une des trois constatations suivantes : (1) semaines de prestations après le délai de carence de deux semaines imposé à la plupart des demandeurs de prestations ordinaires; (2) période de prestations non précédée d'un délai de carence après une période d'interruption des prestations; (3) semaines de prestations ordinaires après une période de prestations non ordinaires (spéciales). Il ne faut cependant pas confondre participation active et versement des prestations. Nous distinguons aussi les prestations ordinaires des prestations non ordinaires (pêche, maternité, accident ou maladie, formation, aide au travail indépendant, etc.). Nous comptons à part les semaines de prestations non ordinaires et considérons qu'elles forment une même catégorie de prestations spéciales aux fins de la présente étude. Les périodes de réception de prestations ordinaires et de prestations spéciales sont prises en compte tant comme périodes de prestations ordinaires que comme périodes de prestations non ordinaires. Ainsi, si quelqu'un a touché tour à tour des prestations pour accident ou maladie, des prestations ordinaires et des prestations de formation, et que la période de réception a été ininterrompue, celle-ci compterait comme une période de prestations ordinaires et une période de prestations non ordinaires. Nous établissons aussi le nombre total de demandes de prestations afin de prévenir tout double compte. Nous n'en parlons pas beaucoup dans notre rapport, car l'écart n'est pas grand. Nous estimons dans l'ensemble que, pour chaque sexe, plus de la moitié des demandes sont mixtes, des prestations tant ordinaires que spéciales étant reçues, bien que, en moyenne, les périodes de prestations ordinaires soient bien supérieures aux périodes de prestations spéciales<sup>1</sup>. Que la moitié de l'ensemble des demandes soit de cette nature a de quoi étonner, et il y aurait sans doute lieu d'étudier le caractère et la fréquence des demandes ou des périodes mixtes de prestations dans de futures recherches. L'échantillon actuel ne se prête probablement pas au mieux à un tel exercice, car il a été sélectionné en fonction des seules prestations ordinaires.

---

<sup>1</sup>Il y a aussi un petit nombre de demandes ou de périodes de prestations d'une nature inconnue. Si on ignore la nature des prestations reçues pendant une partie d'une période de prestations, on attribue toute la période à la catégorie de prestations observée et le type inconnu est en fait écarté. On en fait donc une demande de prestations non ordinaires, ce qui cause probablement un léger sous-dénombrement des demandes ou des périodes mixtes.

**Tableau A.1 : Mesures de fréquence d'utilisation du régime en totalisation croisée avec les catégories d'âge — nombre de demandes et de semaines de prestations et valeur des prestations**

Tranche d'âge	Femmes				Hommes			
	Proportion de la population active	Proportion de la population de prestataires en 1996	Valeur des prestations ordinaires de 1992 à 1997 (\$)	Valeur des prestations ordinaires en 1996	Proportion de la population active	Proportion de la population de prestataires en 1996	Valeur des prestations ordinaires de 1992 à 1997 (\$)	Valeur des prestations ordinaires en 1996
21-25	9,25	8,4	5 440	2 170	8,29	12,8	9 664	2 888
26-30	15,57	13,5	10 224	3 036	14,88	15,6	17 459	4 044
31-35	15,92	14,1	12 492	3 263	15,93	15,7	22 201	4 639
36-40	16,14	16,4	13 476	3 347	15,62	14,9	24 007	4 902
41-45	14,93	15,6	13 452	3 417	14,09	12,3	26 131	5 401
46-50	12,54	13,5	14 741	3 496	12,55	9,6	27 463	5 426
51-55	8,55	8,8	14 087	3 516	9,22	7,2	26 278	5 525
56-60	4,81	5,9	14 320	3 416	6,04	5,4	28 270	5 806
61-65	2,29	2,5	14 692	3 459	3,40	4,0	25 144	5 494

Tranche d'âge	Femmes			Hommes		
	(1) Nombre de demandes	(2) Nombre total de semaines de prestations ordinaires de 1992 à 1997 (max. de 313)	(3) Nombre total de semaines de prestations ordinaires en 1996 (max. de 52)	(4) Nombre de demandes	(5) Nombre total de semaines de prestations ordinaires de 1992 à 1997 (max. de 313)	(6) Nombre total de semaines de prestations ordinaires en 1996 (max. de 52)
21-25	2,1	35,8	14,2	2,6	44,1	13,3
26-30	3,0	51,9	14,9	3,6	65,3	15,1
31-35	3,4	59,9	15,5	4,1	75,6	15,9
36-40	3,6	65,2	16,2	4,2	76,6	15,7
41-45	3,7	65,2	16,2	4,3	80,1	16,7
46-50	4,0	70,6	16,5	4,4	83,4	16,9
51-55	4,0	70,9	17,7	4,2	78,8	16,8
56-60	4,0	75,6	18,3	4,4	86,4	18,2
61-65	3,9	75,0	16,4	4,0	81,7	18,3

**Note :** Toutes les valeurs (dollars) indiquées dans la partie supérieure du tableau sont nominales.

## **Annexe B : Algorithme de tri**

Nous décrivons la séquence d'algorithme de tri que nous avons exécutée pour créer les groupes et veiller à ce que la classification soit exhaustive et que les catégories s'excluent les unes les autres.

Une fois un groupe choisi, ses éléments sont retirés de l'échantillon d'ensemble et ne peuvent donc être attribués à un autre groupe. (1) On tire d'abord de toute la population un premier groupe des prestataires nouvellement actifs. On distingue ces éléments seulement d'après leur expérience professionnelle. Ils peuvent avoir n'importe quel nombre de demandes de prestations. (2) Les travailleurs déplacés classiques ont une seule demande. (3) On caractérise les prestataires éternels d'après leur nombre de semaines de participation active sans égard au nombre de demandes de prestations. (4) On identifie les prestataires saisonniers de la manière décrite dans le texte. (5) Il en va de même pour les prestataires surtout saisonniers. (6) Les prestataires deux fois malchanceux sont ceux qui ont présenté deux demandes. (7) Les prestataires fréquents mais non saisonniers ont reçu des prestations ordinaires toutes les années. Il ne s'agit pas, bien sûr, de travailleurs saisonniers. (8) Les prestataires surtout fréquents mais non saisonniers ont touché des prestations ordinaires presque toutes les années. Ils n'en sont pas pour autant des travailleurs surtout saisonniers. (9) Le groupe des autres prestataires fréquents représente une catégorie résiduelle.

L'attribution des prestataires à un groupe unique est utile dans ce type d'analyse. S'il n'y avait pas d'algorithme séquentiel d'attribution unique, nos définitions feraient que des répondants appartiendraient à plusieurs catégories. Ainsi, 355 femmes et 576 hommes de la catégorie « nouveaux actifs » seraient également caractérisés comme « travailleurs déplacés classiques », si la première attribution ne rendait pas la seconde impossible.

Le plus important, ce sont les risques de chevauchement des groupes des prestataires éternels, saisonniers et FNS. Ainsi, environ 65 % des femmes et 61 % des hommes caractérisés comme prestataires éternels seraient aussi des prestataires saisonniers ou surtout saisonniers s'ils pouvaient appartenir à plusieurs catégories. On se rappellera cependant que nos définitions du prestataire saisonnier et du prestataire surtout saisonnier sont très larges; il suffit dans chaque cas qu'une période de prestations (plusieurs sont souvent possibles dans une même année) commence chaque année dans la même plage de deux mois (ou dans une plage de même étendue pour *chaque* demande ou période de prestations dans le cas des travailleurs ayant fait plusieurs demandes en 1996).

À notre avis, il existe des différences de comportement entre les groupes comme on peut le voir aux tableaux 4a, 4b et 4c. Il est donc bon de différencier ces groupes. Il reste que les éléments de chevauchement font ressortir le caractère arbitraire de notre classification. Ce qui importe avant tout, ce n'est pas le détail de nos choix, mais la grande diversité de « types » qui existent.

## Bibliographie

- Azariadis, C. 1975. « Implicit Contracts and Underemployment Equilibria », *Journal of Political Economy* 83, p. 1183-1202.
- Baker, M. et S. Rae. 1997. « Employment Spells and Unemployment Insurance Eligibility », *Review of Economics and Statistics* 80, 1, p. 80-94.
- Baily, M. 1974. « Wages and Employment Under Uncertain Demand », *Review of Economic Studies* 41, p. 37-50.
- Benjamin, D., M. Gunderson et C. Riddell. 1998. *Labour Market Economics: Theory, Evidence and Policy in Canada*, 4<sup>e</sup> édition, Toronto : McGraw-Hill Ryerson Publishers.
- Corak, M. 1993a. « Unemployment Insurance Once Again: The Incidence of Repeat Participation in the Canadian UI Program », *Analyse de politiques* 29, p. 162-176.
- . 1993b. « Is Unemployment Insurance Addictive? Evidence from the Benefit Durations of Repeat Users », *Industrial and Labour Relations Review* 47, 1, p. 62-73.
- Green, C. 1994. « What Should We Do With the UI System? », dans Richards, J. et W. Watson (dir.), *The Social Policy Challenge*, Toronto : Institut C.D. Howe.
- Green, D. et C. Riddell. 1997. « Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis », *Economic Journal* 107, p. 17-35.
- Green, D. et T. Sargent. 1998. « Unemployment Insurance and Job Durations: Seasonal and Non-Seasonal Jobs », *Revue canadienne d'économique* 31, p. 247-278.
- Kuhn, P. et A. Sweetman. 1998a. « Unemployment Insurance and Quits in Canada », *Revue canadienne d'économique* 31, p. 549-572.
- . 1998b. « La durée de l'emploi avant sa cessation et l'admissibilité à l'assurance-chômage », Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- Lemieux, T. et B. MacLeod. 2000. « Supply Side Hysteresis: The Case of the Canadian Unemployment Insurance System », *The Journal of Public Economics* 78, p. 139-170.
- May, D. et A. Hollett. 1995. « The Rock in a Hard Place: Atlantic Canada and the UI Trap », dans Richards, J., et W. Watson (dir.), *The Social Policy Challenge* #9, Toronto : Institut C.D. Howe.
- Nakamura, A. 1995. « New Directions for UI, Social Welfare, and Vocational Education and Training », *Revue canadienne d'économique* 54, p. 731-752.
- . 1996. « Employment Insurance: A Framework for Real Reform », *C.D. Howe Institute Commentary* 85, Toronto : Institut C.D. Howe.
- Nakamura, A., J. Cragg et K. Sayers. 1994. « The Case of Disentangling the Insurance and Income Assistance Roles of Unemployment Insurance », *Canadian Business Economics* 3, p. 46-53.
- Nakamura, A. et W. E. Diewert. 1997. « Unemployment Insurance in Canada: Problems and Recent Reforms », document photocopié.
- Picot, G., Z. Lin et W. Pyper. 1998. « Permanent Layoffs in Canada: Overview and Longitudinal Analysis », *Revue canadienne d'économique* 31, 5, p. 1154-1178.
- Wesa, L. 1995. « Travail saisonnier et recours fréquent à l'assurance-chômage », *Sommaire d'Évaluation* 24, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.



# **Salaires d'acceptation et comportement de recherche d'emploi : données de l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi***

**Stephen R. G. Jones\***  
**(Université McMaster et CILN)**

## **INTRODUCTION**

L'absence de données utiles vient souvent gêner l'analyse du comportement des chômeurs, et plus particulièrement de leur comportement de recherche d'emploi. Nombre d'éléments primordiaux de la conception théorique que se font les économistes de tels comportements — qu'il s'agisse des salaires d'acceptation ou du degré d'activité de recherche — ne s'observent pas directement, et on s'est considérablement affairé et ingénié à mettre au point des techniques économétriques permettant de remédier à cette pauvreté de l'information<sup>1</sup>. Parallèlement aux progrès des techniques et des résultats de recherche, une poignée d'études ont vu le jour qui s'attachent à une plus grande diversité de données de recherche éventuellement utiles. Mentionnons en particulier que, dans cette voie d'investigation, on fait appel à des mesures autodéclarées des grandeurs « désir de travailler », « salaire le plus bas d'acceptation d'un nouvel emploi », « salaire net à tirer d'un nouvel emploi » et « nombre d'heures de recherche d'emploi ». Le but est de surmonter l'étroite dépendance à l'égard des hypothèses de modélisation de structure qu'appellent les insuffisances constatées des données habituelles<sup>2</sup>. Dans le présent exposé, nous poussons ce programme de recherche en examinant la structure des facteurs déterminants des salaires d'acceptation autodéclarés à l'aide des données d'une enquête récente auprès des prestataires du régime canadien d'assurance-emploi<sup>3</sup>, l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAE) de 1998.

Cette enquête a principalement eu lieu en réaction aux grandes difficultés auxquelles s'est heurté le Projet de supplément de revenu (PSR), expérience novatrice à caractère aléatoire menée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC) dans sept provinces

---

\*J'aimerais remercier Jeff Smith, Abdurrahman Aydemir et Saul Schwartz d'avoir examiné une version antérieure de ce document avec attention et réflexion. Cet essai a été élaboré grâce à l'aide financière de la SRSA.

<sup>1</sup>Comme meilleurs exemples d'une analyse de ce genre, mentionnons Kiefer et Neumann (1979), Wolpin (1987), Eckstein et Wolpin (1990) et Van Den Berg et Ridder (1998). Van Den Berg (1999) dresse un bilan récent des analyses empiriques de modèles d'équilibre de la recherche d'emploi.

<sup>2</sup>Comme exemples d'études où on mesure respectivement ces quatre grandeurs, citons Jones et Riddell (1999a), Feldstein et Poterba (1984), Lancaster et Chesher (1983) et Jones (1989b). Devine et Kiefer (1991, ch. 4) est une recension d'un grand nombre d'études antérieures où on a analysé des données d'autodéclaration sur les salaires d'acceptation.

<sup>3</sup>Le 1<sup>er</sup> juillet 1996, l'assurance-chômage (a.-c.) devenait l'assurance-emploi (a.-e.). Par souci de simplicité, nous employons le sigle « a.-e. » pour désigner le régime.

canadiennes en 1995-1996<sup>4</sup>. Dans ce projet, les prestataires a.-e. qui trouvaient un emploi dans un laps de temps relativement court<sup>5</sup> étaient admissibles à un supplément salarial à condition que leur nouvel emploi soit moins rémunéré que leur emploi antérieur. Avec ce sursalaire destiné à combler jusqu'aux trois quarts la différence entre l'ancien et le nouveau revenu et qui devait être versé pendant au plus deux ans, on visait à encourager le réemploi. Pour le sous-échantillon « travailleurs déplacés »<sup>6</sup> de la population visée par le PSR, le but était plus précisément de hâter le rajustement des attentes salariales pour l'avenir et de compenser les pertes économiques à court terme consécutives au déplacement ou à la cessation d'emploi. Dans le cas du sous-échantillon de réitérants (prestataires habituels)<sup>7</sup>, il s'agissait de favoriser des comportements d'emploi à l'année et de stimuler l'emploi hors saison en incitant les travailleurs en question à abaisser leur salaire d'acceptation. Dans l'un et l'autre cas bien sûr, on avait pour important but secondaire d'amener les chômeurs visés à l'emploi productif et, par conséquent, d'alléger les charges du versement des prestations<sup>8</sup>. On peut plus généralement voir le projet comme relevant d'un mouvement plus vaste qui délaisse les politiques passives du marché du travail pour des politiques actives dans le sens même du passage de l'assurance-chômage (a.-c.) à l'assurance-emploi (a.-e.) en 1996.

Pour notre propos, une question d'un intérêt tout particulier dans les résultats PSR est celle du comportement du groupe des réitérants<sup>9</sup>. Selon la définition stricte du prestataire habituel que nous avons mentionnée — celui-ci devant notamment avoir présenté une demande de prestations *chacune* des trois années précédentes —, le PSR a permis de constater que 41 % seulement des travailleurs admissibles avaient choisi de s'inscrire et que, après assignation aléatoire des intéressés au groupe du supplément et au groupe témoin, plus de 95 % des membres du premier groupe *n'avaient pas* reçu le supplément prévu (Tattie, 1999, p. 8-11). Ainsi, la vaste majorité des personnes échantillonnées ne sont pas retournées au travail ni n'ont accepté un salaire moindre dans le délai fixé. Pour l'essentiel, le PSR n'a donc eu aucun effet sur eux. Tattie (1999, p. 17) fait observer que bon nombre des travailleurs du groupe du supplément (88 %) préoyaient pouvoir retourner chez leur ex-employeur, d'où l'impression que le PSR pourrait ne pas avoir suffi à les inciter à rompre

---

<sup>4</sup>Pour se renseigner sur l'exécution du PSR, voir Bloom, Fink, Lui-Gurr, Bancroft et Tattie (1997). Bloom, Schwartz, Lui-Gurr et Lee (1999) en présentent les résultats pour l'échantillon de travailleurs déplacés et Tattie (1999), pour celui des prestataires habituels.

<sup>5</sup>Les travailleurs à qui on proposait le supplément disposaient de seulement 12 semaines pour trouver un emploi les rendant admissibles, mettre fin au versement des prestations et demander le sursalaire (Tattie, 1999, p. 6).

<sup>6</sup>La question de la définition de « travailleur déplacé » est quelque peu matière à discussion. Aux fins du PSR, les critères définitivement retenus visaient seulement les prestataires (i) ayant constamment travaillé au cours des 36 derniers mois (pour un ou plusieurs employeurs) et (ii) n'ayant pas reçu de prestations ordinaires (si ce n'est à l'occasion de licenciements provisoires suivis d'un retour chez l'ex-employeur). Voir Bloom, Schwartz, Lui-Gurr et Lee (1999, p. 10).

<sup>7</sup>Pour créer l'échantillon de réitérants du PSR, on a appliqué les critères précis suivants : les intéressés devaient (i) avoir fait une demande de prestations ordinaires dans la période fixée à un des quatre centres de participation, (ii) avoir produit une demande de prestations ordinaires *chacune* des trois dernières années et (iii) n'avoir pas reçu de prestations les 12 semaines précédentes si la période la plus récente de réception en était une de reprise (renouvellement) après interruption. Voir Tattie (1999, p. 8). Dans la suite de ce texte, j'examinerai le caractère relativement rigoureux du deuxième critère.

<sup>8</sup>Il convient également de noter que le supplément salarial *n'était pas* assurable aux fins de l'assurance-emploi, de sorte que l'acceptation d'un bas salaire assorti du supplément pourrait avoir compromis le versement futur des prestations (Tattie, 1999, p. 6). Cela aurait pu représenter une considération importante pour les réitérants que visait le PSR.

<sup>9</sup>On a considérablement analysé les réitérants du régime canadien d'assurance-emploi. Certaines des règles instituées à l'occasion des premières réformes de l'assurance-emploi, et notamment la « règle d'intensité » qui vient abaisser les taux de remplacement pour les prestataires habituels, sont directement issues de cet exercice. Voir, par exemple, Corak (1993) et Lemieux et MacLeod (1998). Étant donné l'apparente absence d'effets d'incitation, les décideurs publics songent toutefois aujourd'hui à abandonner cette règle d'intensité.

une relation d'emploi à long terme pour accepter un emploi à l'année ou hors saison offrant moins de sécurité. On doit ajouter que la structure d'incitation du PSR pourrait ne pas avoir suffisamment compensé la perte de « temps hors marché », peut-être en raison de la non-assurabilité du supplément salarial lui-même. Le projet n'aurait donc pas réussi à amener un rajustement suffisant des salaires d'acceptation ni à faire prendre un nombre appréciable de nouveaux emplois par les intéressés.

Vu cette participation décevante, il y a lieu, bien sûr, d'examiner les facteurs qui déterminent les salaires d'acceptation et leur rôle dans les comportements de recherche d'emploi et, plus précisément, d'évaluer si, entre réitérants et non-réitérants, il y a des différences significatives de salaire d'acceptation. Bien sûr, la constatation d'un écart entre les deux groupes n'impliquerait pas directement que le PSR aurait donné des résultats dans le cas des non-réitérants, mais ce serait le signe évident d'une distinction peut-être importante à établir entre ces deux groupes. Dans le présent exposé, nous abordons les questions de salaire d'acceptation et de comportement de recherche d'emploi à l'aide de la mine de données que constitue l'ERAE.

J'examinerai d'abord les données mêmes sur les salaires d'acceptation. Je décrirai les caractéristiques des données d'autodéclaration et dirai comment le salaire d'acceptation se compare au salaire antérieur, que ce dernier soit le salaire antérieur le plus élevé (dans une certaine période) ou le dernier salaire qui ait été observé. Cette analyse s'appuie, bien sûr, sur l'étude des « rapports de salaire d'acceptation » conçue par Feldstein et Poterba (1984). Il y a analyse comparative des données ERAE et de celles d'enquêtes comportant des questions de même formulation, le but étant de juger si les tendances des réponses sont inhabituelles dans les données ERAE. J'examinerai en particulier l'hypothèse primordiale selon laquelle le rapport salaire d'acceptation-salaire antérieur serait *plus élevé* pour les réitérants que pour les non-réitérants. Il s'agira donc d'établir si des différences de comportement entre les deux groupes pourraient avoir joué comme facteur dans le manque d'intérêt manifesté pour le PSR par la population de prestataires habituels<sup>10</sup>.

Je comparerai aussi le comportement de salaire d'acceptation des personnes ayant un emploi aux décisions de recherche d'emploi des chômeurs. Nous obtenons ainsi des indications sur l'efficacité respective de la recherche d'emploi des personnes qui travaillent et des chômeurs, question qui, importante dans un grand nombre de théories et de modèles tant en économie du travail qu'en macro-économique, n'a pourtant eu droit qu'à relativement peu de recherches empiriques<sup>11</sup>. Cette lacune de la recherche est en partie imputable à un manque de données sur les salaires d'acceptation des personnes ayant un emploi. L'ERAE ne livre pas de telles données d'autodéclaration pour qu'il soit possible de comparer les salaires d'acceptation des deux groupes dans la population et donc de répondre à la question de savoir si ces derniers diffèrent grandement l'un de l'autre sous ce rapport. Une hypothèse auxiliaire découle aussi d'une comparaison réitérants-non-réitérants et permet d'évaluer si le comportement des réitérants ne ressemblerait pas davantage à celui des personnes ayant un emploi, les liens étroits avec un *ex-employeur* dans le cas des réitérants jouant alors dans le même sens que les relations d'une personne ayant un emploi avec l'employeur *existant* qui est le sien.

---

<sup>10</sup> Il y a la question connexe de savoir si le salaire antérieur est un bon indicateur de la capacité actuelle de rémunération des travailleurs en question. Je reviendrai plus loin sur ce point.

<sup>11</sup> Au nombre des grandes études de l'efficacité relative de la recherche d'emploi chez les personnes ayant un emploi et les chômeurs, on compte Kahn et Low (1984), Holzer (1987), Blau et Robins (1990), Blau (1992) et Jones et Kuhn (1997).

De là, je passerai à l'examen des facteurs déterminants de ces salaires d'acceptation par rapport à ceux des salaires antérieurs en tenant compte de l'influence des variables démographiques de la famille, du niveau d'instruction, des limitations sur le plan de la santé et d'autres variables de première importance. L'ERAE permet en outre de dégager quelque peu le rapport entre les salaires d'acceptation autodéclarés et les réponses à une suite de questions sur les attitudes à l'égard du marché du travail. S'il est impossible de distinguer le sens des rapports de causalité entre attitudes et comportements avec un seul questionnaire d'enquête (les données en question n'ayant aucun caractère longitudinal), les corrélations établies n'en sont pas moins d'un certain intérêt. Là encore, il s'agit d'abord de découvrir, dans l'optique du PSR, si la structure des facteurs qui déterminent le salaire en général et le salaire d'acceptation varie d'une manière significative selon les catégories des réitérants et des non-réitérants.

## **STRUCTURE DES SALAIRES D'ACCEPTATION**

J'entreprendrai l'analyse des salaires d'acceptation autodéclarés dans le cadre de l'ERAE en examinant la nature des données. Cette enquête porte sur deux types d'utilisateurs du régime, à savoir les réitérants ou prestataires habituels et les non-réitérants ou prestataires occasionnels. Statistique Canada l'a réalisée pour DRHC au cours du premier trimestre de 1998. Le but avoué de l'exercice était d'établir une typologie des réitérants à la lumière des questions soulevées par le PSR dont nous avons déjà parlé. L'échantillon de non-réitérants fait donc figure de groupe de comparaison. Le groupe cible est celui des prestataires de 1996 répondant au double critère d'admissibilité (i) de la production d'une nouvelle demande cette année-là et (ii) de la réception de prestations ordinaires à la suite de cette demande. L'échantillon est tiré d'un échantillon à 10 % du fichier Profil vectoriel de DRHC et, dans les cas éventuels de demandes multiples dans une année civile, on ne compte que la *dernière* demande présentée par les intéressés en 1996. Pour obtenir des tailles d'échantillon appropriées pour les provinces et le nombre de périodes de prestations antérieures, on a *stratifié* l'échantillon selon les provinces et les années de réception, si bien que l'échantillon définitif n'est pas aléatoire par rapport à la population de base. Il a donc fallu employer des techniques statistiques de pondération et d'enquête convenant à l'exploitation des données émanant d'un tel échantillon stratifié.

Dans l'ensemble, l'échantillon visé est d'une taille approximative de 30 000 unités et la taille des cellules de la base de sondage provinces-années de prestations varie de 206 (une année de réception à l'Île-du-Prince-Édouard) à 1 328 (trois années de réception au Québec). On trouvera des données détaillées à ce sujet dans Statistique Canada (1999, tableau 5.2.1, p. 9). Le taux de réponse s'établit à 75 % dans l'ensemble. Il oscille entre 70 % et 80 % pour les provinces et entre 72 % et 80 % pour le nombre de périodes de prestations antérieures (dans la période d'observation 1992-1996). Ainsi, l'échantillon définitif est d'une taille approximative de plus de 22 000 unités dans l'ensemble, ces unités étant réparties en cellules suffisamment proches du plan de stratification.

Le tableau 1 résume la nature des données ERAE. J'y présente des données avant et après pondération pour donner une plus juste idée des caractéristiques démographiques des personnes ayant fait une demande de prestations en 1996 et pour permettre une comparaison des deux colonnes et ainsi faire voir les effets de stratification. Si on considère d'abord les données pondérées, on constate que l'échantillon de travailleurs se compose d'hommes dans

une proportion approximative de 60 %. Les intéressés sont âgés de près de 40 ans en moyenne et 70 % avaient un conjoint présent en 1997. Les Canadiens de souche constituent 85 % de l'échantillon. Il y a 55 % des personnes échantillonnées qui sont propriétaires de leur demeure. Presque les trois quarts des répondants ont déclaré avoir touché des prestations d'assurance-emploi en 1997. Seulement 8 % ont reçu des prestations d'aide sociale cette année-là et 10 %, des prestations de retraite. Pour ce qui est du niveau d'instruction, on observe une concentration dans les catégories « moins que les études secondaires » (23 %), « études secondaires complètes » (28 %) et « moins que les études collégiales » (38 %). Sur le plan des comportements de recherche d'emploi déclarés, plus de 70 % ont dit avoir cherché du travail en période de chômage et 39 %, en période d'emploi. En moyenne, les répondants ont indiqué environ 11 heures de recherche par semaine (cette durée variant de 2,5 à 35 heures). C'est une valeur moyenne plutôt élevée si on la compare aux chiffres de certaines études antérieures, bien qu'elle s'accorde avec des constatations plus récentes pour le marché du travail canadien des années 90<sup>12</sup>. Les moyens de recherche les plus répandus sont les centres d'emploi du Canada ou CEC (75 %), les employeurs (90 %) et les amis (80 %). Il y a cependant une majorité de répondants (61 %) qui ont dit avoir consulté les petites annonces. Cette consultation est souvent considérée comme un mode « passif » de recherche en ce qu'elle ne peut à elle seule susciter d'offres d'emploi<sup>13</sup>. Il convient de noter dans l'ensemble que la pondération attribuable à la stratification ne détermine que de légères différences dans la plupart de ces statistiques sommaires.

L'examen se porte ensuite sur les données de déclaration de salaires d'acceptation dans les réponses à la question sur le plus bas salaire que l'on était disposé à accepter au moment de prendre un emploi à temps partiel ou à plein temps (Statistique Canada, 1999, p. 194). Pour les chômeurs comme pour les personnes ayant un emploi, j'ai comparé la valeur d'autodéclaration à deux valeurs individuelles de salaire antérieur. On peut évaluer le salaire d'acceptation d'abord par rapport au salaire antérieur le *plus élevé* dans la période d'observation, puis par rapport au salaire du *dernier* emploi occupé. Dans l'un et l'autre cas, on cherche à prendre en compte les nombreuses caractéristiques individuelles, observées ou non, qui déterminent le salaire comme on ne peut le faire dans une comparaison avec le salaire prévu dans le cadre d'une analyse de régression salariale, disons. Le salaire le plus élevé pourrait correspondre à la capacité de rémunération à long terme du travailleur, à moins qu'il n'ait été reçu dans un emploi temporaire (ayant peut-être des caractéristiques exceptionnelles), alors que le dernier salaire pourrait être plus représentatif des résultats salariaux immédiats sur le marché du travail.

---

<sup>12</sup>Jones (1989b, p. 280) parle d'une moyenne de 5,8 heures de recherche pour son échantillon de travailleurs britanniques de 1982 — le marché du travail était alors en proie à un très grand marasme —, bien que Barron et Mellow (1981, p. 432) aient établi une moyenne un peu plus élevée. Un point canadien de comparaison plus récent est Crémieux, Fortin, Storer et van Audenrode (1995a, fig. 2a, p. 24), où on cite pour moyenne d'intensité de recherche d'emploi (selon l'*Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi* de 1993) des chiffres de 10 à 20 heures hebdomadaires pour presque toutes les tranches de durée écoulée du chômage. Voir aussi l'« indice d'intensité » plus général de ces auteurs dans Crémieux, Fortin, Storer et Audenrode (1995b) et le travail connexe de Jones (1995).

<sup>13</sup>Si la distinction entre recherche « active » et recherche « passive » tient à ce que la première suscite des offres d'emploi contrairement à la seconde, on pourrait faire valoir que la recherche qui se fait par des contacts avec les amis est aussi un mode passif. Pour mieux se renseigner sur ces questions, voir Jones et Riddell (1999b).

**Tableau 1 : Statistiques sommaires tirées de l'ERAE**

Variable	Observations	Données non pondérées		Données pondérées			
		Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
Homme	22 152	0,59	0,49	0,59	0,49	0	1
Âge	22 347	39,40	10,89	38,80	11,11	18	65
Conjoint en 1997	22 195	0,70	0,46	0,68	0,47	0	1
Limitations sur le plan de la santé	22 168	0,08	0,27	0,08	0,28	0	1
Canadien de souche	22 246	0,88	0,32	0,85	0,36	0	1
Location	22 347	0,31	0,46	0,36	0,48	0	1
Propriété	22 347	0,61	0,49	0,55	0,50	0	1
Enfants de 0 à 1 an	22 342	0,07	0,27	0,08	0,28	0	2
Enfants de 2 à 5 ans	22 110	0,16	0,44	0,15	0,44	0	5
Enfants de 6 à 12 ans	22 105	0,31	0,66	0,29	0,64	0	6
Enfants de 13 à 17 ans	22 333	0,26	0,57	0,24	0,55	0	5
Aide sociale en 1997	21 961	0,07	0,25	0,08	0,27	0	1
Assurance-emploi en 1997	21 896	0,77	0,42	0,74	0,44	0	1
Revenu de retraite en 1997	21 986	0,11	0,31	0,10	0,30	0	1
Prestations a.-e. en 1997	10 334	3 263	2 729	3 370	2 825	1	21 476
Semaines de prestations a.-e. en 1997	11 439	13,99	10,13	14,45	10,54	1	52
Moins que les études primaires	22 147	0,06	0,25	0,06	0,23	0	1
Études primaires complètes	22 147	0,04	0,19	0,03	0,17	0	1
Moins que les études secondaires	22 147	0,25	0,43	0,23	0,42	0	1
Études secondaires complètes	22 147	0,29	0,46	0,28	0,45	0	1
Moins que les études collégiales	15 621	0,35	0,48	0,38	0,48	0	1
Études collégiales complètes	22 147	0,09	0,29	0,11	0,32	0	1
Diplôme	22 347	0,35	0,48	0,36	0,48	0	1
Recherche d'emploi en période de chômage	19 478	0,70	0,46	0,71	0,46	0	1
Recherche d'emploi en période de travail	20 671	0,38	0,49	0,39	0,49	0	1
Heures de recherche d'emploi	13 412	10,02	8,56	10,85	8,98	2,5	35
Recherche d'emploi par les CEC	15 333	0,77	0,42	0,75	0,43	0	1
Recherche d'emploi par les bureaux de placement privés	15 312	0,17	0,37	0,19	0,39	0	1
Recherche par les syndicats	15 337	0,15	0,36	0,12	0,33	0	1
Recherche directement par les employeurs	15 337	0,89	0,32	0,90	0,30	0	1
Recherche par les amis	15 341	0,80	0,40	0,80	0,40	0	1
Recherche par les petites annonces	15 292	0,58	0,49	0,61	0,49	0	1
Recherche — nombre de méthodes employées	15 364	3,36	1,17	3,36	1,16	0	6

**Note :** Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ indique un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

## Échantillon de chômeurs

Si on se reporte à toutes les données disponibles sur la population de chômeurs, on constate que le rapport de salaire d'acceptation (RSA), c'est-à-dire le rapport salaire d'acceptation-salaire antérieur, s'établit en moyenne à 0,899 pour le salaire le plus élevé et à 0,937 pour le dernier salaire (moindre), chiffres qui sont tous deux proches de leurs médianes respectives. Toutefois, dans le calcul de ces moyennes entrent un certain nombre de valeurs RSA tout à fait extrêmes que l'on doit normalement interpréter comme tenant à un défaut de déclaration ou de compréhension des questions de l'enquête. Après une expérimentation et une investigation considérables, j'ai décidé de retrancher des données toutes les observations dont le RSA calculé était inférieur à 0,25 ou supérieur à 4. Je parlerai donc de données RSA rajustées. J'ai ainsi laissé 28 observations de côté pour le salaire le plus élevé et 26, pour le dernier salaire. Ce rajustement n'a aucun effet sur les médianes, bien sûr, mais les moyennes tombent respectivement à 0,895 et 0,924. Si on les compare aux moyennes RSA qui vont de 0,98 à 1,09 pour divers groupes de chômeurs décrits dans Feldstein et Poterba (1984, p. 148) par exemple, nos chiffres paraissent plutôt bas<sup>14</sup>.

Dans le reste de cet exposé, je me limiterai aux données RSA rajustées et emploierai le plus haut salaire observé comme point de comparaison. Le tableau 2 présente les résultats de cette mesure pour le double échantillon des chômeurs et des personnes ayant un emploi. J'analyserai ces résultats pour plusieurs sous-échantillons d'intérêt : réitérants-non-réitérants, travailleurs répondant à une définition plus large des comportements antérieurs de prestations, femmes-hommes, différences régionales et travailleurs pour qui on note des différences de moyens ou de méthodes de recherche d'emploi. Dans cet exercice, je respecte le plan de stratification de l'ERAE et calcule les moyennes et les erreurs-types d'échantillon pour ces mesures RSA à l'aide de méthodes statistiques qui tiennent expressément compte de la structure provinces-années de prestations<sup>15</sup>. Avec cette structure, on doit appliquer des valeurs de pondération pour dégager les moyennes de population, et reconnaître le niveau de stratification pour établir des mesures appropriées des erreurs-types (l'échantillonnage n'étant pas purement aléatoire et indépendant en pareil cas).

Dans le cas des chômeurs, je distingue deux types de mesures d'utilisation répétée ou habituelle du régime. Il y a d'abord le réitérant dont on mesure s'il a présenté une demande de prestations *toute* autre année entre 1992 et la demande de référence en 1996, cette dernière l'ayant fait entrer dans la base de sondage. Avec le sous-type du réitérant PSR, j'essaie de coller plus au critère de l'utilisation répétée ou habituelle qui est réellement appliqué dans le PSR, c'est-à-dire à l'exigence que le travailleur ait produit une demande de prestations *chacune* des trois années qui précèdent. Ainsi, on devient réitérant PSR dans l'analyse si on compte trois ans et plus de réception de prestations, c'est-à-dire de production de nouvelles demandes les diverses années en question, sinon on est non-réitérant PSR<sup>16</sup>. Pour la mesure générale de

---

<sup>14</sup>Jones (1989a, p. 229) indique un RSA global de 1,045 pour son échantillon de travailleurs britanniques de 1982 en fonction du salaire antérieur (indexé). C'est pour les hommes d'âge mûr qu'il relève la moyenne la plus faible (0,989). Ces chiffres pour le Royaume-Uni sont plus proches de ceux de Feldstein et Poterba (1984) que des données ERAE.

<sup>15</sup>Voir, par exemple, Scheaffer, Mendenhall et Ott (1996) et, pour le cadre d'application employé dans cette étude, StataCorp (1999).

<sup>16</sup>Il convient de noter que ce critère des trois demandes et plus dans les cinq années civiles comprises entre 1992 et 1996 (période d'observation) ne correspond toutefois pas parfaitement au critère PSR de trois demandes dans les trois années qui *précèdent*.

l'utilisation habituelle, la moyenne RSA tombe ainsi de 0,919 pour les non-réitérants à 0,890 pour les réitérants avec des diminutions analogues de la médiane. Dans le cas de la mesure PSR où moins de travailleurs sont caractérisés comme réitérants, la baisse est moins appréciable pour l'une et l'autre des mesures de tendance centrale. À en juger par ce premier examen des RSA dans les données, il n'y aurait pas lieu de penser que les réitérants hésitent plus à abaisser leur salaire d'acceptation que les non-réitérants. C'est plutôt le contraire qui risque d'arriver.

**Tableau 2 : Statistiques sommaires RSA sur les échantillons de chômeurs et de personnes ayant un emploi**

	Chômeurs		Personnes ayant un emploi	
	Moyenne	Erreur-type	Moyenne	Erreur-type
Ensemble	0,895	0,004	0,855	0,004
Non-réitérant	0,919	0,015	0,869	0,008
Réitérant	0,890	0,004	0,849	0,004
Statistique de test d'égalité	p=0,0556		p=0,0239	
Non-réitérant PSR	0,908	0,009	0,863	0,006
Réitérant PSR	0,888	0,004	0,846	0,003
Statistique de test d'égalité	p=0,0460		p=0,0118	
Nouvelle demande en 1996	0,919	0,015	0,869	0,008
2 demandes	0,897	0,011	0,855	0,008
3 demandes	0,888	0,008	0,848	0,006
4 demandes	0,884	0,006	0,845	0,007
5 demandes	0,891	0,005	0,843	0,005
Femme	0,879	0,007	0,846	0,005
Homme	0,901	0,005	0,862	0,005
Statistique de test d'égalité	p=0,0083		p=0,0257	
Femme non réitérante	0,880	0,020	0,853	0,010
Femme réitérante	0,879	0,007	0,843	0,006
Homme non réitérant	0,941	0,020	0,883	0,013
Homme réitérant	0,894	0,004	0,853	0,004
Femme non réitérante PSR	0,879	0,014	0,852	0,008
Femme réitérante PSR	0,879	0,006	0,838	0,006
Homme non réitérant PSR	0,922	0,012	0,872	0,009
Homme réitérant PSR	0,891	0,004	0,851	0,004
Terre-Neuve	0,896	0,009	0,834	0,009
Î.-P.-É.	0,930	0,010	0,863	0,011
Nouvelle-Écosse	0,911	0,009	0,865	0,008
Nouveau-Brunswick	0,941	0,009	0,877	0,009
Québec	0,901	0,008	0,868	0,007
Ontario	0,902	0,012	0,852	0,007
Manitoba	0,857	0,011	0,830	0,008
Saskatchewan	0,874	0,012	0,831	0,008
Alberta	0,865	0,015	0,863	0,007
C.-B.	0,842	0,010	0,822	0,008

(suite)



**Tableau 2 : Statistiques sommaires RSA sur les échantillons de chômeurs et de personnes ayant un emploi (suite)**

	Chômeurs		Personnes ayant un emploi	
	Moyenne	Erreur-type	Moyenne	Erreur-type
Jeune (25 ans et moins)	0,919	0,016	0,843	0,010
Personne d'âge mûr (25-50)	0,887	0,004	0,851	0,004
Personne plus âgée (plus de 50 ans)	0,905	0,008	0,884	0,010
0-5 heures de recherche	0,882	0,007	0,840	0,008
6-10 heures de recherche	0,885	0,009	0,841	0,008
11-15 heures de recherche	0,890	0,020	0,850	0,013
16-20 heures de recherche	0,854	0,012	0,854	0,011
Plus de 20 heures de recherche	0,899	0,017	0,887	0,019
Recherche par les CEC	0,881	0,006	0,846	0,005
Recherche par les bureaux de placement privés	0,887	0,015	0,876	0,013
Recherche par les syndicats	0,810	0,009	0,789	0,010
Recherche par les employeurs	0,881	0,005	0,851	0,005
Recherche par les amis	0,880	0,005	0,850	0,005
Recherche par les petites annonces	0,874	0,007	0,848	0,006

**Note :** Tous les résultats viennent des calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour tous les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

Les données de désagrégation tirées des antécédents de prestations donnent plus de poids à cette conclusion, puisque les chômeurs ayant fait une nouvelle demande en 1996 ont la moyenne RSA la plus élevée et que cette même moyenne est inférieure chez ceux qui comptent deux à cinq demandes antérieures. Il n'y a toutefois pas décroissance des moyennes RSA en courbe monotone avec le nombre de demandes antérieures. On peut probablement mieux voir la courbe comme essentiellement plate dans ce rapport avec le nombre de demandes (s'il y en a eu plusieurs).

Selon le sexe, on constate que, chez les chômeurs, les hommes ont une moyenne RSA supérieure à celle des femmes et qu'il s'agit là d'une différence statistiquement significative. Si on regarde l'utilisation répétée chez les hommes et les femmes, il ressort comme constatation intéressante que *toute* la différence entre réitérants et non-réitérants vient des hommes, alors que la moyenne RSA est la même chez les femmes dans les deux catégories d'utilisation du régime selon la mesure générale et la mesure PSR. En aucun cas les réitérants chômeurs n'auront-ils cependant une moyenne inférieure à celle des non-réitérants de la même sous-population.

Au tableau 2, la variation selon les provinces est aussi plutôt tenue pour l'échantillon de chômeurs. Les valeurs limites de l'intervalle de variation sont 0,842 en Colombie-Britannique et 0,941 au Nouveau-Brunswick. On observe une faible tendance à la décroissance des rapports de salaire d'acceptation à mesure qu'on traverse le territoire canadien d'est en ouest. Selon l'âge, les fractions jeune et vieille de la population présentent des valeurs RSA supérieures à celles de la fraction intermédiaire d'âge mûr chez les chômeurs. Ce sont là des différences statistiques significatives.

Enfin, pour cette même population de chômeurs, je compare les moyennes RSA en fonction de divers aspects observés du phénomène de la recherche d'emploi. Il s'agit d'abord d'examiner le nombre moyen déclaré d'heures de recherche d'emploi par semaine. Dans ce cas, je rapporte les données RSA à cinq tranches horaires. Pour les trois tranches inférieures (0-5, 6-10 et 11-15 heures), les moyennes n'accusent aucune différence pour ainsi dire. La moyenne prend toutefois sa valeur la plus basse pour la tranche 16-20 et sa plus haute pour la tranche de plus de 20 heures. Il convient de considérer, bien sûr, *et* le salaire d'acceptation *et* le nombre d'heures de recherche d'emploi comme des variables endogènes conjointement choisies par celui qui cherche du travail et, en règle générale, la théorie d'optimalité en recherche d'emploi ne donne pas de prévision du rapport de ces deux variables en situation d'équilibre<sup>17</sup>.

Je me demande ensuite si les valeurs RSA varient selon les méthodes de recherche d'emploi auxquelles recourent les chômeurs, sachant qu'un travailleur peut déclarer avoir utilisé plusieurs de ces méthodes. En fait, dans les données ERAE, le nombre moyen de méthodes employées sur les six qu'énumère le tableau 2 s'établit à 3,36, aussi les moyennes RSA ne sont-elles sûrement pas indépendantes les unes des autres<sup>18</sup>. On ne s'étonnera donc pas que les valeurs soient très proches les unes des autres, la seule exception à la règle étant relevée pour la recherche d'emploi par les syndicats, méthode qui, en réalité, est la moins utilisée selon les données ERAE. Là encore, on doit noter que ces choix de salaire d'acceptation (RSA) et de méthode de recherche doivent être vus comme des variables endogènes et que l'effet sur les rapports n'est pas celui qu'on obtiendrait si, disons, on exigeait d'un travailleur sélectionné au hasard dans la population qu'il applique une méthode de recherche d'emploi en particulier.

### **Échantillon de personnes ayant un emploi**

Une question connexe de comportement relatif au salaire d'acceptation que l'on peut analyser à l'aide des données ERAE est celle de la comparaison des stratégies de recherche d'emploi des personnes ayant un emploi et des chômeurs. L'idée que le chômage global puisse dans une large mesure s'expliquer par les décisions d'optimalité en recherche d'emploi des travailleurs tient une très grande place dans les théories modernes d'économie du travail et de macro-économique. Toutefois, cette notion dépend au plus haut point de l'hypothèse d'une plus grande efficacité de la recherche d'un nouvel emploi en période de chômage qu'en période de travail. Si la recherche en période d'emploi était plus efficace, on s'attendrait à ce que les chômeurs acceptent même des emplois de peu de qualité au début de leur période de chômage, puis continuent à chercher du travail en période d'emploi. La recherche aurait alors lieu en majeure partie en période de travail et les travailleurs ne seraient guère enclins à demeurer en chômage dans l'attente d'offres d'emploi supérieures à celles du moment.

Une grande difficulté dans l'évaluation de l'efficacité relative de la recherche d'emploi est d'y aller d'inférences au sujet des éléments de structure profonde d'intérêt pour les modèles de recherche d'emploi (c'est-à-dire des techniques et des coûts unitaires respectifs des régimes de recherche d'emploi des personnes ayant un emploi et des chômeurs) à partir des données restreintes dont nous disposons sur les résultats de cette recherche, lesquelles ne décrivent

---

<sup>17</sup>De même, pour Jones (1989b, p. 283), il n'y a guère de lien apparent entre les RSA et les heures déclarées de recherche d'emploi d'après une étude reposant sur des données britanniques de 1982.

<sup>18</sup>Holzer (1987, p. 604) indique que son échantillon de chômeurs à la recherche d'un emploi a employé 3,3 méthodes en moyenne.

habituellement que les taux d'obtention d'emploi<sup>19</sup>. On constate malheureusement que la plupart des études empiriques existantes se sont relativement peu attachées à ce problème, mettant de meilleurs taux globaux d'obtention d'emploi simplement au compte d'une plus grande « efficacité » générale de la recherche d'emploi. Ce n'est toutefois pas le paramètre d'intérêt pour la plupart des modèles d'équilibre de la recherche d'emploi.

D'autres problèmes se posent au sujet des études existantes de la recherche d'emploi en période de travail ou de chômage toutes les fois que les coûts ou les capacités accusent des différences demeurées inobservées selon les travailleurs. Dans tous ces cas, au moins deux types de biais de sélection sont susceptibles d'influer sur l'interprétation des différences de résultats de recherche d'emploi entre personnes ayant un emploi et chômeurs. Disons d'abord que, comme (une fois prises en compte les variables observables) les personnes qui savent mieux chercher du travail ont plus de chances de trouver de l'emploi en tout temps, tout échantillon de la *population* de personnes ayant un emploi devrait se caractériser par une représentation disproportionnée de ces meilleurs chercheurs. Il pourrait donc y avoir pour les personnes ayant un emploi des taux d'obtention d'emploi supérieurs à ceux des chômeurs pour les mêmes techniques de recherche dans les deux régimes. Disons ensuite que, toutes les fois (c'est habituellement le cas) que l'analyse de la recherche d'emploi en période de travail se limite à l'échantillon de personnes ayant un emploi qui ont déclaré avoir eu une démarche de recherche d'emploi, ce sous-échantillon de personnes ayant un emploi devrait aussi différer, par des aspects inobservés, de l'échantillon de tous les travailleurs ayant un emploi. Ainsi, si seules les personnes ayant un emploi et les meilleures possibilités se mettent en *quête* d'un emploi, l'échantillon de travailleurs ayant un emploi qui cherchent sera en sélectivité supérieure par rapport à celui de l'ensemble de la population ayant un emploi. Plus généralement, le comportement et les résultats de la proportion relativement modeste de travailleurs ayant un emploi qui *choisissent librement* de se mettre à la recherche d'un emploi pourraient être peu représentatifs de l'efficacité probable de la recherche d'emploi en période de travail pour un membre type de l'effectif d'échantillon.

L'apport particulier de l'ERAÉ à ces études vient de ce que — fait inhabituel — cette enquête livre des observations directes sur les salaires d'acceptation autodéclarés pour les échantillons et de personnes ayant un emploi et de chômeurs. On se rapproche donc le plus de l'étude antérieure de Holzer (1987) par l'exploitation de données d'autodéclaration sur les salaires d'acceptation, bien que ne disposant pas de données de suivi comme Holzer pour mettre en correspondance ces salaires et les résultats effectifs de recherche d'emploi.

---

<sup>19</sup>Blau et Robins (1990) ont signalé que la recherche en période de travail était en moyenne plus féconde que la recherche en période de chômage. C'est une donnée qui paraît « robuste » par rapport et au choix endogène de méthodes de recherche et aux différences observées entre ceux qui cherchent du travail respectivement en période d'emploi et en période de chômage. Dans le même ordre d'idées, Kahn et Low (1984) ont examiné le phénomène de la recherche d'emploi chez les personnes ayant un emploi et les chômeurs et déduit d'une spécification logistique ordonnée que la recherche en période de chômage était plus intense, bien que cette intensité ne soit pas directement liée à l'efficacité par unité d'effort de recherche. Holzer (1987) présente un certain nombre de mesures directes qui semblent indiquer une plus grande efficacité de la recherche en période de chômage. À l'aide de la cohorte des jeunes NLS de 1981, il a constaté que les chômeurs qui cherchaient du travail appliquaient plus de méthodes et consacraient plus de temps à la recherche d'un emploi que les personnes ayant un emploi et que le groupe des chômeurs déclarait des salaires d'acceptation moindres. Autre constatation : ces différences contribuaient très largement à expliquer les résultats déclarés par ces mêmes travailleurs : réception et acceptation d'une offre d'emploi, salaire d'acceptation d'un emploi ultérieur, etc. Jones et Kuhn (1997) se sont servis de données sur les travailleurs qui avaient reçu un préavis de licenciement pour comparer les comportements respectifs de recherche d'emploi des personnes ayant un emploi et des chômeurs lorsque ces deux groupes jouissaient de possibilités professionnelles semblables.

Aux deux dernières colonnes du tableau 2, je présente donc diverses statistiques sur les RSA déclarés par l'échantillon de personnes ayant un emploi comme je l'ai fait pour ceux de l'échantillon de chômeurs. La moyenne de 0,855 est bien inférieure à l'unité et cède nettement à celle de l'échantillon de chômeurs (0,895). Dans cette population, on relève des différences ténues, mais significatives entre réitérants et non-réitérants, ainsi que des écarts du même ordre entre réitérants et non-réitérants PSR. Pour l'une et l'autre des mesures, les réitérants présentent des RSA inférieurs à ceux des non-réitérants comme dans l'échantillon de chômeurs. Dans une ventilation de ces catégories, il apparaît que la plupart des différences de moyenne RSA selon les antécédents de prestations — que l'on retrouve dans les deux définitions de l'utilisation répétée du régime, bien sûr — tiennent aux valeurs RSA plus élevées de ceux qui n'ont *jamais* présenté de demande de prestations de 1992 à 1996. Il n'y a guère de différence apparente entre les groupes pour ce qui est de la catégorie 2-5 demandes, ce qu'on a aussi observé dans l'échantillon de chômeurs.

En ce qui concerne les autres sous-échantillons, on peut voir que les valeurs RSA des femmes cèdent un peu à celles des hommes comme pour les RSA des chômeurs et que la différence entre réitérants et non-réitérants est bien plus marquée chez les hommes que chez les femmes. Sur le plan provincial, les moyennes tirées de l'enquête ne présentent pas de nettes tendances pour l'échantillon de personnes ayant un emploi.

Pour ce qui est de l'importance et de la nature des démarches déclarées de recherche d'emploi, rien n'indique vraiment que les RSA des personnes ayant un emploi varient amplement selon le nombre d'heures de recherche avec pour exception possible que les valeurs sont les plus élevées chez ceux qui font le plus de recherche d'emploi (plus de 20 heures par semaine). Les valeurs RSA les plus basses sont celles de la recherche par les syndicats, mais, comme dans le cas des chômeurs plus généralement, on ne relève guère d'écarts de RSA entre les diverses méthodes de recherche.

## Répartition des valeurs RSA

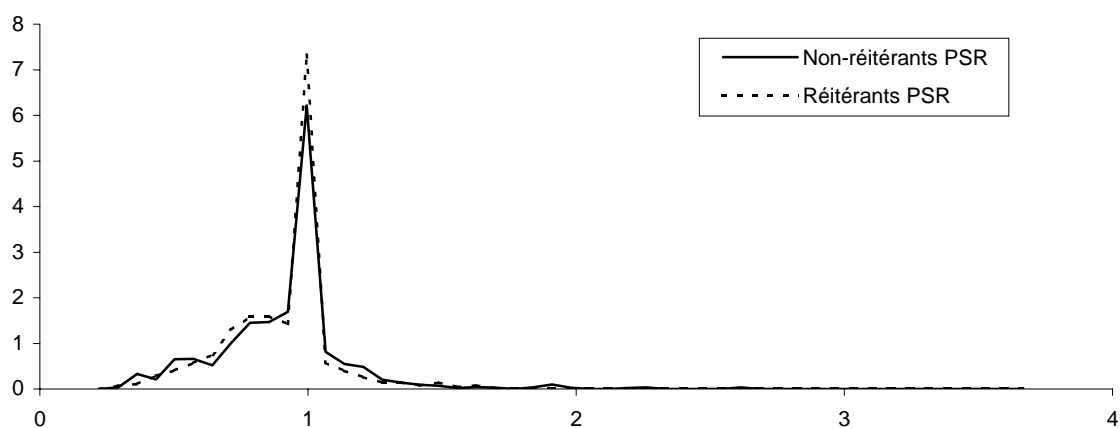
J'aimerais enfin décrire la répartition globale des valeurs RSA pour les deux échantillons de chômeurs et de personnes ayant un emploi. C'est que les formes de distribution pourraient avoir une grande incidence sur les comportements, même si les moyennes étaient semblables. Il en serait ainsi si, par exemple, une distribution était bien plus concentrée qu'une autre. Le tableau 3 indique la répartition des valeurs pour les échantillons des réitérants et des non-réitérants selon les deux définitions de l'utilisation répétée et les deux échantillons de chômeurs et de personnes ayant un emploi. Il y a cinq percentiles que dégage la fonction de distribution cumulative (f.d.c.) empirique RSA pour les quatre groupes en question (non-réitérants, réitérants, non-réitérants PSR et réitérants PSR). Dans la mesure générale de l'utilisation habituelle, la f.d.c. des non-réitérants surmonte celle des réitérants sauf tout au bas de la distribution, et il en va de même pour la mesure PSR. Il reste que les différences aux divers percentiles sont plutôt modestes. Les figures 1 et 2 tracent la courbe des estimations de densité noyau des valeurs RSA de ces groupes. Dans chaque cas, la convergence des deux fonctions se remarque. Les deux types de réitérants présentent généralement un peu plus de densité dans la région  $RSA < 1,0$  et un peu moins au-dessus de l'unité, mais les différences ne sont jamais importantes. Là encore, rien n'indique nettement que les réitérants aient des valeurs RSA supérieures à celles du reste de la population. Pour l'échantillon des personnes ayant un emploi, une même conclusion se dégage pour les deux définitions de l'utilisation répétée.

**Tableau 3 : f.d.c. empirique des valeurs RSA**

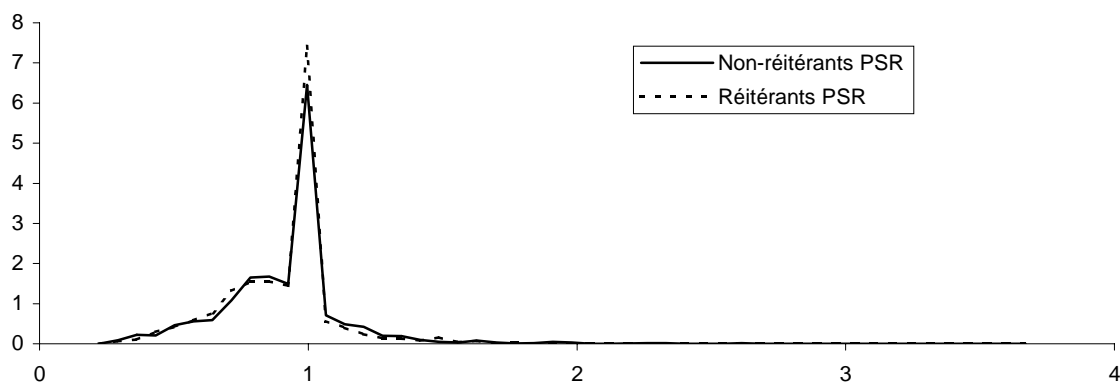
Variable	Percentile				
	10	25	50	75	90
<b>Échantillon de chômeurs</b>					
Non-réitérants	0,607	0,765	0,923	1,000	1,200
Réitérants	0,603	0,750	0,899	1,000	1,111
Non-réitérants PSR	0,615	0,762	0,905	1,000	1,200
Réitérants PSR	0,600	0,741	0,900	1,000	1,100
<b>Échantillon de personnes ayant un emploi</b>					
Non-réitérants	0,583	0,727	0,891	1,000	1,099
Réitérants	0,550	0,705	0,864	1,000	1,025
Non-réitérants PSR	0,571	0,724	0,884	1,000	1,067
Réitérants PSR	0,556	0,700	0,857	1,000	1,015

**Note :** Les résultats viennent des calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

**Figure 1 : Estimation de densité noyau du rapport de salaire d'acceptation des chômeurs**

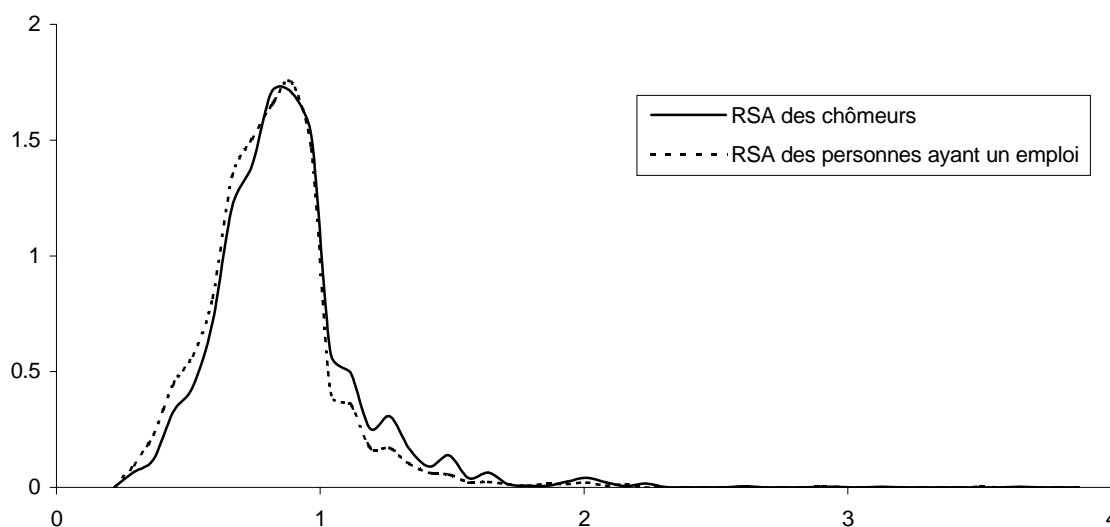


**Figure 2 : Estimation de densité noyau du rapport de salaire d'acceptation des chômeurs**



J'ai aussi tracé la courbe de l'estimation de densité de l'échantillon des personnes ayant un emploi avec celle de l'échantillon de chômeurs. La figure 3 présente ces estimations. Dans l'un et l'autre cas, on peut voir une forte concentration à l'unité et un peu au-dessous et des crêtes ayant à peu près même hauteur un peu sous ce niveau. Dans le cas des personnes ayant un emploi, la densité est un peu supérieure à presque tous les points d'estimation dans la fourchette 0,25-1,0 et nettement moindre dans la fourchette 1,0-1,5. Aux valeurs plus élevées de densité, il n'y a que quelques « valeurs aberrantes » et, pour l'essentiel, on ne discerne aucune différence entre les deux échantillons. Cette constatation de valeurs RSA moindres pour les personnes ayant un emploi contraste avec les résultats de Holzer. L'écart pourrait s'expliquer par des différences de plan d'échantillonnage entre les deux études.

**Figure 3 : Estimation de densité noyau du rapport de salaire d'acceptation — échantillons de personnes ayant un emploi et de chômeurs**



## FACTEURS DÉTERMINANTS DES SALAIRES D'ACCEPTATION

Nous étudierons maintenant les facteurs déterminants des salaires d'acceptation. Il est instructif de procéder à une comparaison de structure entre ces salaires et les salaires du marché — ces derniers étant représentés ici par le propre salaire antérieur observé du travailleur —, ainsi que d'examiner les facteurs qui déterminent leur rapport, c'est-à-dire le RSA dont nous avons parlé. Il convient de noter au départ que tout modèle type d'optimalité en recherche d'emploi<sup>20</sup> aura pour propriété que *tous* les facteurs du modèle contribueront à la détermination du salaire d'acceptation optimal. Ce résultat général appréhende donc tout ce qui influe sur la nature de la répartition perçue des offres salariales : région, niveau d'instruction, tout facteur influant sur les décisions de l'agent compte tenu de cette répartition, qu'il s'agisse du « coût » de la recherche d'emploi et du chômage, du taux d'actualisation ou du taux d'arrivée perçue des offres d'emploi. Si le coût de la recherche d'emploi et du chômage

<sup>20</sup>Voir, par exemple, l'exposition d'un cas simple dans Jones (1989a, p. 230-231), le modèle stationnaire dans Jones (1988), le modèle simultané dans Lancaster (1985) et l'étude dans Devine et Kiefer (1991).

dépend des antécédents (et de l'utilisation répétée du régime d'assurance-emploi), il pourrait être difficile de penser qu'il représente un ensemble de variables explicatives exogènes toutefois. On se doit donc d'interpréter les résultats en gardant cette réserve à l'esprit.

J'ai adopté pour stratégie de base d'effectuer la régression du rapport de salaire d'acceptation, du salaire d'acceptation autodéclaré et du salaire antérieur du travailleur par rapport à un ensemble de variables explicatives. Dans tous les résultats présentés, je me reporte à l'échantillon commun par lequel ces trois variables dépendantes (et toute variable explicative employée) sont observées. Les échantillons sont donc les mêmes pour les trois colonnes de tout tableau de ces résultats. Je me sers aussi de techniques de régression en base « enquête » qui tiennent compte de la stratification et de la pondération de l'échantillon (StataCorp, 1999). Enfin je présente ici la majeure partie des résultats d'une estimation de ces modèles en niveaux — bien que j'aie étudié diverses autres spécifications —, ce qui comprend une estimation logarithmique avec et sans contrainte de fixation de coefficient à l'unité pour le logarithme du salaire antérieur. Là où il est important de le faire, je commente les résultats de la spécification logarithmique du salaire d'acceptation<sup>21</sup>.

Je commence par opérer la régression du RSA, du salaire d'acceptation même et du salaire antérieur par rapport à une variable fictive de situation de réitérant. Les résultats de l'exercice sont résumés au tableau 4. Cette variable a un coefficient positif dans les deux équations de niveau salarial. L'effet est plus grand dans l'équation du salaire antérieur que dans celle du salaire d'acceptation. La tendance à une convergence des effets des deux équations (modèles 2 et 3 respectivement au tableau 4) est fréquente dans cette analyse et s'accompagne normalement de *coefficients atténués* pour le salaire d'acceptation, de sorte que la pente est moins prononcée dans le modèle 2 pour les deux effets. Si on examine le RSA du modèle 1, on peut voir que l'effet net est légèrement négatif, mais que, pour la situation de réitérant, il n'est pas significatif au niveau de 5 %. Il convient également de noter que les trois équations n'expliquent ensemble qu'une faible partie de la variation observée dans les données, comme en témoignent les petites valeurs de R<sup>2</sup>.

**Tableau 4 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle de base des réitérants**

Modèle	1	2	3
N	7 737	7 737	7 737
Variable dépendante	RSA	Salaire d'acceptation	Salaire antérieur
Constante	0,919 * (0,015)	10,160 * (0,237)	11,669 * (0,293)
Réitérant	-0,028 (0,015)	1,789 * (0,250)	2,467 * (0,309)
R <sup>2</sup>	0,002	0,019	0,023

**Note :** Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

<sup>21</sup>Cette spécification logarithmique correspond de plus près à celle de Jones (1989a), alors que les spécifications de niveaux et de rapports suivent celles de Feldstein et Poterba (1984). À titre d'exemple, je donne plus loin des résultats obtenus à l'aide des modèles logarithmiques.

Si on reprend l'analyse pour la variable « réitérant PSR » qui incarne une notion plus stricte de la situation de prestataire habituel avec de multiples années antérieures de prestations, les effets sont fort semblables, comme on peut le voir au tableau 5. Les deux équations salariales ont un coefficient positif et significatif pour la variable « réitérant PSR ». La variable « salaire d'acceptation » présente un effet moindre dans l'ensemble et le RSA, un coefficient faible, négatif, mais légèrement non significatif. Là encore, peu de la variation de ces variables s'explique par la situation de réitérant PSR.

**Tableau 5 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle de base des réitérants PSR**

Modèle	1	2	3
N	7 737	7 737	7 737
Variable dépendante	RSA	Salaire d'acceptation	Salaire antérieur
Constante	0,908 * (0,009)	10,583 * (0,179)	12,277 * (0,221)
Réitérant PSR	-0,019 (0,010)	1,620 * (0,192)	2,195 * (0,239)
R <sup>2</sup>	0,001	0,024	0,028

**Note :** Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

Dans les modèles logarithmiques analogues (dont les résultats ne sont pas présentés en détail ici, mais que l'on peut demander à l'auteur), si la variable dépendante est le logarithme du RSA, l'effet « réitérant » et l'effet « réitérant PSR » sont tous deux négatifs et non significativement différents de zéro. Si la variable dépendante est le logarithme du salaire d'acceptation et que le logarithme du salaire antérieur figure comme variable explicative, le coefficient « sans contrainte » de la variable du salaire antérieur est d'environ 0,69 plutôt que l'unité impliquée par la spécification RSA<sup>22</sup>. Dans chaque cas, le coefficient de la variable « réitérant » (et de la variable « réitérant PSR ») est petit mais positif et, comme dans les résultats en niveaux, plus élevé dans l'équation du logarithme du salaire antérieur.

Je procède également à l'estimation de modèles fondés sur le nombre d'années antérieures de prestations plutôt que d'imposer la contrainte d'une fixation à 0 ou à 1 de l'effet de l'utilisation répétée du régime. Là encore, les résultats sont convergents. Les années d'utilisation antérieure ont un coefficient positif et significatif dans les deux équations de niveau salarial au tableau 6, tout comme dans les modèles logarithmiques

<sup>22</sup>Un expert a proposé que l'on interprète ce coefficient de 0,69 pour la variable du salaire antérieur comme un test de la spécification RSA, ce qui impose implicitement un coefficient fixé à l'unité. Je me refuse à toute vue dogmatique en la matière, et voilà pourquoi je présente également plus loin certains résultats de spécification logarithmique. Comme le gros des études spécialisées porte sur la nature des RSA eux-mêmes, j'ai voulu aussi livrer une analyse directe de leurs déterminants dans le modèle des rapports.



analogues. L'effet est plus important pour le salaire antérieur que pour le salaire d'acceptation, mais il est faible, négatif et non significativement différent de zéro (au niveau de 5 %) pour le RSA.

**Tableau 6 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle de base des années antérieures de prestations**

Modèle	1	2	3
N	7 737	7 737	7 737
Variable dépendante	RSA	Salaire d'acceptation	Salaire antérieur
Constante	0,914 * (0,013)	9,879 * (0,234)	11,388 * (0,290)
Années de prestations	-0,006 (0,003)	0,539 * (0,057)	0,711 * (0,071)
R <sup>2</sup>	0,001	0,026	0,028

**Note :** Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

J'examine ensuite si ces résultats diffèrent une fois qu'on introduit une plus grande diversité de variables de contrôle. La première des spécifications comporte un ensemble type de caractéristiques démographiques de la famille s'ajoutant aux variables « réitérant » et « réitérant PSR ». Les résultats figurent aux tableaux 7 et 8. Avec ces variables de contrôle, l'effet « situation de réitérant » est maintenant négatif et se situe au seuil de signification au niveau de 5 %. Il est tout juste significatif au tableau 7 (selon la définition « faible » de l'utilisation répétée du régime), mais tout juste non significatif au tableau 8 (selon la définition « forte » PSR avec ses multiples années antérieures de prestations). Ce résultat s'accorde avec les valeurs RSA moindres des travailleurs ayant des demandes antérieures. Que l'effet persiste lorsque sont introduites ces variables démographiques signifie qu'il n'est pas exclusivement déterminé par les caractéristiques démographiques observées de la population de réitérants. Là encore, on peut s'interroger sur une analyse fondée sur un comportement rigide de salaire d'acceptation du groupe des réitérants. Parmi les variables de contrôle, celles de l'âge et du sexe masculin ont toutes deux un effet positif sur le salaire antérieur et le salaire d'acceptation. Les coefficients de l'équation du salaire antérieur sont un peu supérieurs à ceux de l'équation du salaire d'acceptation, mais il semblerait que l'effet attribuable à la présence d'enfants dans le ménage est léger. Ces résultats se vérifient aussi dans les modèles logarithmiques. Les coefficients sont nettement plus élevés dans l'équation du salaire antérieur que dans celle du salaire d'acceptation. L'effet de la situation de réitérant est négatif et tout juste non significatif au niveau de 5 %.

**Tableau 7 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle de base des réitérants avec des variables démographiques**

Modèle	1	2	3
N	7 544	7 544	7 544
Variable dépendante	RSA	Salaire d'acceptation	Salaire antérieur
Constante	0,901 * (0,023)	5,055 * (0,335)	6,159 * (0,459)
Réitérant	-0,032 ~ (0,016)	0,925 * (0,260)	1,505 * (0,334)
Âge	0,000 (0,000)	0,064 * (0,008)	0,065 * (0,010)
Homme	0,022 ~ (0,009)	4,034 * (0,139)	4,313 * (0,199)
Conjoint en 1996	0,004 (0,020)	1,066 ~ (0,460)	1,008 (0,545)
Conjoint en 1997	-0,019 (0,020)	-0,489 (0,463)	-0,078 (0,543)
Enfants de moins de 2 ans	0,025 (0,017)	0,651 ~ (0,265)	0,252 (0,324)
Enfants de 2 à 5 ans	-0,008 (0,009)	0,029 (0,154)	0,191 (0,221)
Enfants de 6 à 12 ans	-0,002 (0,006)	0,121 (0,106)	0,152 (0,138)
Enfants de 13 à 17 ans	-0,006 (0,008)	0,001 (0,118)	0,135 (0,159)
R <sup>2</sup>	0,006	0,166	0,13

**Note :** Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

**Tableau 8 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle de base des réitérants PSR avec des variables démographiques**

Modèle	1	2	3
N	7 544	7 544	7 544
Variable dépendante	RSA	Salaire d'acceptation	Salaire antérieur
Constante	0,888 * (0,020)	5,441 * (0,299)	6,789 * (0,415)
Réitérant PSR	-0,020 (0,010)	0,784 * (0,207)	1,247 * (0,263)
Âge	0,000 (0,000)	0,061 * (0,008)	0,061 * (0,011)
Homme	0,022 ~ (0,009)	4,015 * (0,144)	4,285 * (0,204)
Conjoint en 1996	0,004 (0,019)	1,038 ~ (0,467)	0,962 (0,543)
Conjoint en 1997	-0,020 (0,019)	-0,476 (0,468)	-0,054 (0,542)

(suite)

**Tableau 8 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle de base des réitérants PSR avec des variables démographiques (suite)**

Modèle	1	2	3
N	7 544	7 544	7 544
Variable dépendante	RSA	Salaire d'acceptation	Salaire antérieur
Enfants de moins de 2 ans	0,025 (0,017)	0,646 ~ (0,266)	0,243 (0,325)
Enfants de 2 à 5 ans	-0,008 (0,009)	0,004 (0,156)	0,153 (0,223)
Enfants de 6 à 12 ans	-0,002 (0,006)	0,116 (0,108)	0,143 (0,140)
Enfants de 13 à 17 ans	-0,006 (0,008)	-0,002 (0,118)	0,129 (0,156)
R <sup>2</sup>	0,005	0,166	0,13

**Note :** Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

Lorsque j'ajoute un jeu de variables de contrôle de l'instruction, une variable fictive pour les Canadiens de souche et un indicateur de limitation (autodéclarée) sur le plan de la santé qui restreint les activités d'emploi, j'obtiens les résultats que l'on peut voir au tableau 9 pour un jeu élargi de variables démographiques. Les résultats sont analogues pour la mesure « réitérant PSR » et, par souci de concision, je ne les présente pas entièrement ici. Par rapport aux résultats précédents, le coefficient de la situation de réitérant (et de la situation de réitérant PSR) augmente avec ces variables supplémentaires (la catégorie omise étant celle des études secondaires complètes), mais l'effet est toujours plus marqué pour le salaire antérieur que pour le salaire d'acceptation. Ainsi, le RSA finit par être en rapport d'effet négatif avec la situation de réitérant. L'incidence est significative pour la définition « faible » de l'utilisation répétée du régime au tableau 9 (et non significative pour la définition « forte » PSR). Fait intéressant, dans l'un et l'autre des modèles logarithmiques, l'effet « réitérant » (« réitérant PSR ») est négatif dans l'équation du salaire d'acceptation une fois pris en compte le logarithme du salaire antérieur. Parmi les nouvelles variables de contrôle de ce tableau, celles des niveaux inférieurs d'instruction exercent une forte influence négative sur le salaire d'acceptation. Les effets sont plus significatifs que ceux que dégage l'équation du salaire antérieur. Les limitations sur le plan de la santé ont un net effet négatif tant sur le salaire antérieur que sur le salaire d'acceptation. Dans les deux équations de niveau salarial, la plupart de ces effets sont d'une valeur à peu près égale cependant, et l'effet global sur le RSA n'est pas marqué.

**Tableau 9 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle de base des réitérants avec un jeu élargi de variables démographiques**

Modèle	1	2	3
N	5 274	5 274	5 274
Variable dépendante	RSA	Salaire d'acceptation	Salaire antérieur
Constante	1,018 * (0,072)	5,369 * (0,821)	4,951 * (1,104)
Réitérant	-0,027 ~ (0,017)	1,340 * (0,302)	2,045 * (0,411)
Âge	0,000 (0,001)	0,078 * (0,010)	0,086 * (0,013)
Homme	0,026 ~ (0,010)	4,224 * (0,177)	4,472 * (0,241)
Conjoint en 1996	0,005 (0,024)	1,417 ~ (0,591)	1,487 ~ (0,651)
Conjoint en 1997	-0,024 (0,025)	-0,683 (0,604)	-0,249 (0,663)
Enfants de moins de 2 ans	0,057 * (0,021)	0,770 ~ (0,309)	-0,043 (0,388)
Enfants de 2 à 5 ans	-0,011 (0,010)	-0,016 (0,189)	0,215 (0,306)
Enfants de 6 à 12 ans	-0,001 (0,006)	0,249 (0,134)	0,246 (0,169)
Enfants de 13 à 17 ans	-0,013 (0,007)	-0,020 (0,137)	0,245 (0,189)
Moins que les études primaires	-0,071 (0,063)	-2,499 * (0,677)	-2,433 * (0,937)
Études primaires complètes	-0,077 (0,064)	-1,959* (0,692)	-1,765 (0,960)
Moins que les études secondaires	-0,107 (0,064)	-1,923 * (0,649)	-1,174 (0,911)
Moins que les études collégiales	-0,121 (0,065)	-0,528 (0,666)	0,737 (0,929)
Études collégiales complètes	-0,116 (0,068)	1,092 (0,902)	3,097 ~ (1,234)
Canadien de souche	-0,010 (0,015)	-0,026 (0,263)	0,213 (0,328)
Limitation sur le plan de la santé qui restreint les activités d'emploi	0,006 (0,017)	-1,251 * (0,264)	-1,424 * (0,364)
R <sup>2</sup>	0,017	0,192	0,159

**Note :** Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

Je passe à l'estimation d'un modèle complet qui comporte les variables de contrôle utilisées jusqu'ici, ainsi qu'une grande diversité de variables d'attitudes (dont les définitions sont résumées au tableau A.1). Dans cette analyse qui ressemble à celle de Jones (1989a) par exemple, on s'attache aux variables *en corrélation* avec les variables d'attitudes, sans nécessairement déduire de rapports de causalité de cette structure statique. En d'autres

termes, il pourrait être impossible de dire si quelqu'un a un faible RSA parce qu'il se montre découragé dans sa recherche d'un emploi ou si quelque autre facteur n'est pas à l'origine de ce double résultat. C'est dire que les attitudes ont probablement un caractère endogène. Parmi toutes les données ERAE sur les attitudes et les perceptions des répondants à l'égard du marché du travail, je retiens les trois questions sur la volonté d'accepter du travail chez un employeur, dans un emploi ou dans une province différents (d\_emp1-3). Je mets aussi en agrégation certaines des autres variables d'attitudes pour élaborer des indices d'attitudes à l'égard des « choses nouvelles » et de la réception de prestations d'assurance-emploi. Plus précisément, l'indicateur « attitudes à l'égard des choses nouvelles » (Op\_new) se présente comme une moyenne de mesure des variables suivantes : « je n'aime pas essayer des choses nouvelles », « je préfère m'en tenir à ce que je connais », « on ne peut changer bien des choses importantes dans la vie », et « les choses changent trop vite aujourd'hui » (op\_01, op\_03, op\_04 et op\_07 selon les définitions du tableau A.1). L'indice des « attitudes à l'égard du régime d'assurance-emploi » (Op\_EI) est la moyenne de mesure des variables « on peut toujours dépendre du régime », « avec le genre de travail que je fais, le régime est tout simplement une réalité de la vie », « je mérite toutes les semaines de prestations que j'ai payées », « il n'y a rien que je puisse vraiment faire pour éviter le régime à l'avenir » et « je mérite toutes mes semaines de prestations, car il n'y a pas d'emplois autour » (op\_09, op\_10, op\_13, op\_14 et op\_16 au tableau A.1)<sup>23</sup>. Le tableau 10 présente les résultats de cette estimation selon la définition générale de l'utilisation répétée.

**Tableau 10 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle complet des réitérants**

Modèle	1	2	3
N	4 051	4 051	4 051
Variable dépendante	RSA	Salaires d'acceptation	Salaires antérieurs
Constante	1,056 *	4,415 *	3,405 *
	(-0,094)	(-1,088)	(-1,295)
Réitérant	-0,018	0,952 *	1,490 *
	(-0,018)	(-0,348)	(-0,446)
Âge	0,000	0,081 *	0,089 *
	(-0,001)	(-0,011)	(-0,013)
Homme	0,049 *	3,774 *	3,543 *
	(-0,012)	(-0,196)	(-0,266)
Conjoint en 1996	0,013	1,540 ~	1,384 ~
	(-0,024)	(-0,667)	(-0,676)
Conjoint en 1997	-0,035	-1,290	-0,638
	(-0,024)	(-0,681)	(-0,680)
Enfants de moins de 2 ans	0,053 ~	0,895 *	0,213
	(-0,026)	(-0,331)	(-0,422)
Enfants de 2 à 5 ans	-0,008	-0,047	0,185
	(-0,010)	(-0,204)	(-0,322)
Enfants de 6 à 12 ans	0,006	0,401 *	0,253
	(-0,007)	(-0,136)	(-0,164)

(suite)

<sup>23</sup>J'ai aussi examiné un certain nombre de modèles où ces diverses variables d'attitudes sont utilisées individuellement au lieu d'être agrégées en deux grandes catégories. Dans cette spécification, les tendances des résultats ne changent pas en ce qui concerne les effets « situation de réitérant ».

**Tableau 10 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle complet des réitérants (suite)**

Modèle	1	2	3
N	4 051	4 051	4 051
Variable dépendante	RSA	Salaire d'acceptation	Salaire antérieur
Enfants de 13 à 17 ans	-0,012 (-0,008)	-0,064 (-0,154)	0,176 (-0,200)
Moins que les études primaires	-0,111 (-0,079)	-2,319 * (-0,771)	-1,776 ~* (-1,020)
Études primaires complètes	-0,131 (-0,080)	-1,704 ~ (-0,781)	-0,789 (-1,048)
Moins que les études secondaires	-0,141 (-0,080)	-2,086 * (-0,724)	-1,017 (-0,988)
Moins que les études collégiales	-0,152 (-0,082)	-0,960 (-0,739)	0,546 (-1,013)
Études collégiales complètes	-0,164 (-0,085)	0,423 (-1,022)	2,970 ~ (-1,350)
Canadien de souche	-0,005 (-0,018)	-0,266 (-0,315)	-0,119 (-0,378)
Limitation sur le plan de la santé qui restreint les activités d'emploi	-0,018 (-0,019)	-1,343 * (-0,275)	-1,119 * (-0,365)
Travailleur syndiqué ou assujetti à une convention	-0,116 * (-0,011)	2,999 * (-0,265)	5,447 * (-0,327)
D_emp1	0,005 (-0,008)	-0,503 * (-0,132)	-0,570 * (-0,182)
D_emp2	0,022 * (-0,007)	0,758 * (-0,138)	0,514 * (-0,171)
D_emp3	0,005 (-0,005)	-0,050 (-0,084)	-0,202 (-0,109)
Op_new	-0,015 * (-0,006)	0,230 ~ (-0,104)	0,505 * (-0,126)
Op_EI	0,001 (-0,006)	0,019 (-0,119)	0,031 (-0,148)
R <sup>2</sup>	0,079	0,281	0,317

**Note:** Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

Dans ce modèle, le coefficient de la situation de réitérant représente toujours un déterminant significativement positif du salaire d'acceptation et du salaire antérieur. L'effet est toujours moindre pour le salaire d'acceptation que pour le salaire antérieur. Ajoutons que les deux effets se combinent de sorte que l'effet global sur le RSA a toujours une estimation ponctuelle négative, mais aussi non significativement différente de zéro. Cette conclusion d'une absence d'effet net de la situation de réitérant est « robuste » dans tous les modèles que j'ai estimés (elle vaut aussi pour les modèles des réitérants PSR). Elle s'impose avec et sans une grande diversité de variables de conditions. Elle se maintient aussi dans les diverses spécifications logarithmiques que j'ai estimées. Ce qu'il faut surtout conclure, c'est que la situation de réitérant n'est *pas* liée à des salaires d'acceptation rigides, ce qu'auraient indiqué des valeurs élevées du RSA pour les réitérants ou des valeurs significativement positives du

coefficient « réitérant » dans l'équation estimée du RSA. La situation de réitérant a plutôt un effet faible, mais négatif sur le salaire d'acceptation compte tenu du salaire antérieur des travailleurs.

Pour ce qui est des effets du jeu de variables de souplesse et d'attitudes, je m'attache ici surtout à l'incidence des ordres de grandeur sur le RSA. La valeur  $d\_emp2$ , dont les valeurs inférieures (de 1 à 4) indiquent des probabilités supérieures d'acceptation d'un nouvel emploi ayant des *caractéristiques très différentes* de celles de l'ancien emploi, présente un coefficient significativement positif pour les deux équations du salaire d'acceptation et du RSA. Les travailleurs qui, selon leur déclaration, ont moins de souplesse sur ce plan se caractérisent généralement par des valeurs plus élevées de salaire d'acceptation et de RSA avec d'autres facteurs de conditions, ce qui vient accentuer le degré général de rigidité. Aucune des autres variables de « souplesse » ( $d\_emp1$  et  $d\_emp3$ ) n'a toutefois d'effet significatif sur le RSA.

En ce qui concerne les indices des énoncés d'attitudes eux-mêmes, la variable  $Op\_new$  a une incidence significative dans les équations estimées tant du salaire d'acceptation que du salaire antérieur. L'effet est aussi significativement différent de zéro avec une estimation ponctuelle négative dans l'équation du RSA. Les travailleurs ayant une valeur élevée pour cet indicateur (qui, par exemple, « n'aiment pas essayer des choses nouvelles ») ont un RSA inférieur à celui des travailleurs ayant une faible valeur  $Op\_new$  et seraient donc apparemment prêts à accepter un salaire moindre. En revanche, la variable d'attitudes  $Op\_EI$  n'a jamais d'effet significatif dans les trois équations estimées. En général, on est frappé de constater que ce modèle complet comportant une telle diversité de variables d'attitudes et autres ne se trouve en réalité à expliquer qu'une modeste partie de la variation observée du salaire antérieur et du salaire d'acceptation, tout comme de la variation globale du RSA.

Enfin, j'ai voulu enrichir ces modèles respectifs des déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs d'une suite de mesures portant sur les moyens de recherche d'emploi. Plus précisément, je prends pour variables explicatives dans ce cas le nombre déclaré de méthodes et la moyenne des heures hebdomadaires de recherche. Ce sont des facteurs *choisis* par l'agent concerné, bien sûr, en codétermination avec le salaire d'acceptation, si bien qu'on ne saurait voir dans une régression de l'un des facteurs sur l'autre autre chose qu'une représentation en forme réduite à laquelle on ne doit pas donner d'interprétation de structure. Les résultats n'en présentent pas moins un certain intérêt, puisqu'ils nous éclairent sur la nature de ces choix mixtes. Qui plus est, il importe sûrement d'évaluer si les résultats sur la variable « situation de réitérant » sont « robustes » par rapport aux divers degrés d'intensité de recherche d'emploi dont font état ces données.

Je présente ici non pas des résultats comme les précédents, mais les résultats sommaires de ces modèles par spécification logarithmique de base. Rien cependant ne découle de cette différence. Le tableau 11 indique les estimations ponctuelles des grandes variables d'intérêt du modèle avec un jeu élargi de variables démographiques de contrôle et le tableau 12 fait de même en ajoutant les indicateurs d'attitudes au large éventail de variables de contrôle. Dans les deux cas, deux conclusions principales se dégagent. D'abord, les heures de recherche d'emploi n'ont jamais de coefficient significatif dans la spécification logarithmique RSA, mais la variable des méthodes de recherche présente un coefficient négatif « robuste ». On peut interpréter la chose en disant que les agents qui emploient plus de méthodes de recherche d'emploi se caractérisent aussi généralement par de moindres valeurs pour le logarithme du

salaires d'acceptation et celui du RSA. En d'autres termes, les agents ne compensent pas la faiblesse de leur RSA par celle du nombre de méthodes employées. Ils ont plutôt à la fois une recherche active et un faible RSA. L'effet est un peu moindre dans le modèle élargi (tableau 12), mais demeure significatif même dans ce cas. Ces résultats subsistent dans les modèles analogues des réitérants PSR. Je ne présente pas tous ces résultats ici.

**Tableau 11 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle logarithmique avec les moyens de recherche d'emploi et un jeu élargi de variables démographiques**

Modèle	1	2	3
N	3 554	3 554	3 554
Variable dépendante	Logarithme du RSA	Logarithme du salaire d'acceptation	Logarithme du salaire antérieur
Constante	0,083 (-0,075)	0,827 * (-0,068)	1,835 * (-0,108)
Réitérant	-0,050 ~ (-0,021)	0,008 (-0,018)	0,144 * (-0,028)
Méthodes de recherche	-0,023 * (-0,006) *	-0,015 * (-0,005)	0,018 ~* (-0,009)
Heures de recherche	0,001 (-0,001)	0,000 (-0,001)	-0,003 ~ (-0,001)
Logarithme du salaire antérieur		0,594 * (-0,019)	
R <sup>2</sup>	0,030	0,601	0,187

**Notes :** Tous les modèles comprennent aussi les caractéristiques démographiques dans leurs variables de contrôle comme au tableau 14. Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.

**Tableau 12 : Facteurs déterminants des RSA, des salaires d'acceptation et des salaires antérieurs des chômeurs — modèle logarithmique avec les moyens de recherche d'emploi et un jeu élargi de variables démographiques**

Modèle	1	2	3
N	2 814	2 814	2 814
Variable dépendante	Logarithme du RSA	Logarithme du salaire d'acceptation	Logarithme du salaire antérieur
Constante	0,065 (0,010)	0,783 * (0,090)	1,786 * (0,128)
Réitérant	-0,041 ~ (0,022)	0,003 ~ (0,020)	0,109* (0,030)
Méthodes de recherche	-0,012 * (0,006)	-0,012 ~ (0,006)	0,000 (0,010)
Heures de recherche	0,000 (0,001)	-0,001 (-0,001)	-0,001 (0,001)
Logarithme du salaire antérieur		0,598 * (0,024)	
R <sup>2</sup>	0,111	0,609	0,359

**Notes :** Tous les modèles comprennent aussi les caractéristiques démographiques dans leurs variables de contrôle comme au tableau 9. Tous les résultats viennent de calculs de l'auteur à l'aide des données pondérées ERAE. Pour les résultats statistiques, ~ désigne un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 5 % et \*, un coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de 1 %.



Dans les deux tableaux, l'effet de la situation de réitérant est faible, négatif et significatif au niveau de 5 %. (L'effet « réitérant PSR » est semblable dans les modèles analogues estimés.) Cela renforce notre conclusion antérieure selon laquelle la situation de réitérant *n'est pas* liée à un salaire d'acceptation relativement élevé, ainsi qu'en auraient témoigné de hautes valeurs RSA pour les réitérants ou des valeurs significativement positives pour le coefficient de l'utilisation répétée. Ces modèles logarithmiques avec les moyens de recherche d'emploi comme variables de contrôle confirment plutôt que la situation de réitérant a une faible incidence négative sur le salaire d'acceptation compte tenu du salaire antérieur.

## CONCLUSION

Dans cet essai, j'ai étudié les données d'autodéclaration de l'ERAE sur les rapports de salaire d'acceptation (RSA) et examiné les caractéristiques qui s'en dégagent pour les échantillons des chômeurs et des personnes ayant un emploi, tout en étudiant les facteurs déterminants des salaires d'acceptation des chômeurs. Que je prenne l'une ou l'autre des définitions de l'utilisation répétée ou habituelle du régime d'assurance-emploi, ma principale conclusion est que le groupe des réitérants ou prestataires habituels *n'a pas* de salaires d'acceptation plus rigides — rapportés aux niveaux de salaire antérieur — que ceux des non-réitérants ou prestataires occasionnels. Comme l'objet premier de l'enquête ERAE même était le manque d'intérêt des réitérants pour le PSR (selon la définition stricte de l'utilisation répétée qui a été retenue aux fins de ce projet), il importe de constater que les salaires d'acceptation autodéclarés *ne sont pas* plus élevés pour les réitérants de cet échantillon. Une telle constatation vaut quelles que soient les variables de conditions employées et quels que soient les modèles de facteurs déterminants du salaire d'acceptation avec leurs différentes spécifications statistiques et leurs nombreux jeux de variables de contrôle.

Deux grandes questions se posent encore au terme de cette étude. D'abord, malgré les indications dont nous disposons sur les réitérants et les non-réitérants, il reste la question de savoir si, dans ces données, les RSA des premiers n'en sont pas moins démesurément élevés par rapport à une évaluation réaliste des perspectives d'emploi qui s'offrent aux intéressés. À la base de cet argument, il y a l'idée que, chez les prestataires habituels, le salaire antérieur pourrait avoir été assez important au regard de leur capacité actuelle de rémunération, ce qui s'explique peut-être par les rentes, la négociation collective, la taille des entreprises ou l'incidence d'une occupation d'emploi relativement longue sur le salaire. Ainsi, Topel (1991) signale que les travailleurs déplacés voient d'ordinaire leur salaire subir une baisse de l'ordre de 14 % à la suite de leur cessation d'emploi. Si cette constatation vaut pour les réitérants de l'échantillon ERAE, l'ordre de grandeur de cette diminution salariale pourrait être l'indice que même un RSA de 0,890 (qui est la moyenne pour notre échantillon de réitérants en chômage), disons, serait trop haut. En d'autres termes, les prestataires habituels pourraient présenter des RSA semblables à ceux des prestataires occasionnels, mais si les perspectives d'emploi des réitérants sont significativement inférieures à celles des non-réitérants, la convergence des RSA nous masquerait une inadaptation des RSA des premiers aux réalités de leur propre marché du travail. Pour l'essentiel, l'argument reposerait sur une grande différence de structure de salaire antérieur entre réitérants et non-réitérants, le salaire antérieur étant une bien meilleure indication des possibilités futures d'emploi chez les non-réitérants.

En second lieu, bien que les tendances de ces salaires d'acceptation autodéclarés soient plutôt convergentes, il serait impossible en divers sens — autant entre échantillons en fonction de la structure commune du salaire d'acceptation et du salaire antérieur que par rapport à d'autres données — de démontrer que les données d'autodéclaration correspondent avec quelque précision à la notion théorique des salaires d'acceptation dans la théorie de la recherche d'emploi. Il se pose en particulier une question épineuse, présente dans toutes les analyses avec des données d'autodéclaration sur les salaires d'acceptation ou avec beaucoup de données « subjectives » du même genre (déclaration des répondants), celle de savoir dans quelle mesure on peut attribuer des *conséquences comportementales observables* à de telles réponses que l'on obtient. Dans Jones et Riddell (1999a) par exemple, on a pu établir la valeur des réponses à la question de l'enquête « Voulez-vous travailler? » non pas par un argument *a priori*, mais par la constatation que les différentes réponses obtenues avaient des conséquences significatives sur *les comportements ultérieurs sur le marché du travail*. Les personnes qui « voulaient travailler » ne cherchaient peut-être pas de travail, mais finissaient par obtenir un emploi bien plus vite que ceux de même catégorie qui déclaraient ne pas en vouloir. De même, dans le présent contexte, on voudrait pouvoir évaluer si, pour des réponses différentes aux questions sur le salaire d'acceptation, les conséquences ont été différentes sur le plan des comportements futurs observés. Malheureusement, l'ERAE est une enquête ponctuelle sans structure longitudinale (panel) et les observations sur le salaire d'acceptation ne sont pas suivies d'observations sur le comportement ultérieur. Nos données ne permettent donc pas de savoir si les différences observées de salaire d'acceptation, entre réitérants et non-réitérants disons, influent sur les durées de chômage et les taux d'obtention d'emploi.

## Annexe :

### Définition des variables d'attitudes

**Tableau A.1 : Définition des variables d'attitudes**

Désignation de la variable dans les tableaux	Brève définition et échelle des réponses [voir les énoncés complets dans Statistique Canada (1999)]	Désignation de la variable dans l'ERAE
d_emp1	« probable/improbable : acceptation d'un emploi chez un employeur différent » 1-4	[dq1x]
d_emp2	« probable/improbable : acceptation du même salaire dans un emploi différent » 1-4	[dq1y]
d_emp3	« probable/improbable : acceptation du même salaire dans une province différente » 1-4	[dq1z]
op_01	« d'accord/en désaccord : je n'aime pas essayer des choses nouvelles » 1-5	[dq5 ]
op_02	« d'accord/en désaccord : il y aura toujours du travail disponible avec les compétences que j'ai » 1-5	[dq6 ]
op_03	« d'accord/en désaccord : je préfère m'en tenir à ce que je connais » 1-5	[dq7 ]
op_04	« d'accord/en désaccord : on ne peut changer bien des choses importantes dans la vie » 1-5	[dq8 ]
op_05	« d'accord/en désaccord : je prends des risques avec les emplois qui s'offrent » 1-5	[dq9 ]
op_06	« d'accord/en désaccord : je ne veux pas changer le genre de travail que je fais » 1-5	[dq10]
op_07	« d'accord/en désaccord : les choses changent trop vite aujourd'hui » 1-5	[dq11]
op_08	« d'accord/en désaccord : j'aimerais bien être le premier à essayer quelque chose de nouveau » 1-5	[dq12]
op_09	« d'accord/en désaccord : on peut toujours dépendre du régime » 1-5	[dq13]
op_10	« d'accord/en désaccord : avec le genre de travail que je fais, le régime est tout simplement une réalité de la vie » 1-5	[dq14]
op_11	« d'accord/en désaccord : je n'aimerais pas que mes amis sachent que je suis prestataire » 1-5	[dq15]
op_12	« d'accord/en désaccord : c'est tout un tracassé que d'obtenir des prestations » 1-5	[dq16]
op_13	« d'accord/en désaccord : je mérite toutes les semaines de prestations que j'ai payées » 1-5	[dq17]
op_14	« d'accord/en désaccord : il n'y a rien que je puisse vraiment faire pour éviter le régime à l'avenir » 1-5	[dq18]
op_15	« d'accord/en désaccord : j'ai peur que le régime disparaisse » 1-5	[dq19]
op_16	« d'accord/en désaccord : je mérite toutes mes semaines de prestations, car il n'y a pas d'emplois autour » 1-5	[dq20]

## Bibliographie

- Barron, J.M. et W. Mellow. 1979. « Search Effort in the Labor Market », *Journal of Human Resources* 14: 389-404.
- . 1981. « Changes in Labor Force Status Amongst the Unemployed », *Journal of Human Resources* 16: 427-441.
- Blau, David M. 1992. « An Empirical Analysis of Employed and Unemployed Job Search Behavior », *Industrial and Labor Relations Review* 45, 738-752.
- Blau, David M. et Philip K. Robins. 1990. « Job Search Outcomes for the Employed and Unemployed », *Journal of Political Economy* 98, 637-655.
- Bloom, Howard, Barbara Fink, Susanna Lui-Gurr, Wendy Bancroft et Doug Tattrie. 1997. *Mise en œuvre du Projet de supplément de revenu (PSR) : Projet-pilote d'incitation au réemploi*, Ottawa : Société de recherche sociale appliquée.
- Bloom, Howard, Saul Schwartz, Susanna Lui-Gurr et Suk-Won Lee. 1999. *Résultats de l'essai d'une incitation au réemploi pour les travailleurs déplacés : le Projet de supplément de revenu*, Ottawa : Société de recherche sociale appliquée.
- Corak, Miles. 1993. « Unemployment Insurance Once Again: The Incidence of Repeat Participation in the Canadian UI Program », *Analyse de politiques*, 19, 162-176.
- Crémieux, Pierre-Yves, Pierre Fortin, Paul Storer et Marc van Audenrode. 1995a. *Les effets de l'assurance-chômage sur les salaires, l'intensité de la recherche d'emploi et la probabilité d'un réemploi*, *Sommaire d'évaluation* 27, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- . 1995b. *L'assurance-chômage et la productivité de la recherche d'emploi*, *Sommaire d'évaluation* 3, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- Devine, Theresa J. et Nicholas M. Kiefer. 1991. *Empirical Labor Economics: The Search Approach*, New York : Oxford University Press.
- Eckstein, Zvi et Kenneth I. Wolpin. 1990. « Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals », *Econometrica* 58, 783-808.
- Feldstein, Martin et James Poterba. 1984. « Unemployment Insurance and Reservation Wages », *Journal of Public Economics* 23, 141-167.
- Holzer, Harry J. 1987. « Job Search by Employed and Unemployed Youth », *Industrial and Labor Relations Review* 40, 601-611.
- Jones, Stephen R.G. 1988. « The Relationship between Unemployment Spells and Reservation Wages as a Test of Search Theory », *Quarterly Journal of Economics* 103, 741-765.
- . 1989a. « Reservation Wages and the Cost of Unemployment », *Econometrica* 56, 225-246.
- . 1989b. « Job Search Methods, Intensity and Effects », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 277-296.
- . 1995. *Répercussions de la réduction du taux des prestations et des changements apportés aux conditions d'admissibilité (projet de la loi C-113) sur le chômage, la recherche d'emploi et la qualité du nouvel emploi*, *Sommaire d'évaluation* 20, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.

- Jones, Stephen R.G. et Peter J. Kuhn. 1997. « Is Employed Job Search Really More Effective? », Université McMaster, document photocopié.
- Jones, Stephen R.G. et W. Craig Riddell. 1999a. « The Measurement of Unemployment: An Empirical Approach », *Econometrica* 67, 147-161.
- . 1999b. « Unemployment and Labour Force Attachment: A Study of Canadian Experience 1997-1999 », Université McMaster, document photocopié.
- Kahn, Lawrence M. et Stuart A. Low. 1984. « An Empirical Model of Employed Search, Unemployed Search, and Nonsearch », *Journal of Human Resources* 19, 104-117.
- Kiefer, Nicholas M. et George R. Neumann. 1979. « An Empirical Job Search Model, with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis », *Journal of Political Economy* 87, 89-104.
- Lancaster, Tony. 1985. « Simultaneous Equations Models in Applied Search Theory », *Journal of Econometrics* 28, 113-126.
- Lancaster, Tony et Andrew Chesher. 1983. « An Econometric Analysis of Reservation Wages », *Econometrica* 51, 1661-1676.
- Lemieux, Thomas et W. Bentley MacLeod. 1998. « Supply Side Hysteresis: The Case of the Canadian Unemployment Insurance System », NBER Working Paper No.W6732, Chestnut Hill, Massachusetts : Boston College Department of Economics.
- Scheaffer, R.L., W. Mendenhall et L. Ott. 1996. *Elementary Survey Sampling*, 5<sup>e</sup> éd., Boston : Duxbury Press.
- StataCorp. 1999. *Stata Reference Manual, Release 6, Volume 4*, College Station, Texas : Stata Press.
- Statistique Canada. 1999. *Survey on Repeat Use of Employment Insurance: Data Sharing File Microdata Documentation*, mai 1999.
- Tattrie, Doug. 1999. *Incitatif financier pour encourager le réemploi des réitérants de l'assurance-emploi : le Projet de supplément de revenu*, Ottawa : Société de recherche sociale appliquée.
- Topel, Robert H. 1991. « Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority », *Journal of Political Economy* 99, 145-176.
- Wolpin, Kenneth I. 1987. « Estimating a Structural Job Search Model: The Transition from School to Work », *Econometrica* 55, 801-818.
- Van Den Berg, Gerard J. 1999. « Empirical Inference with Equilibrium Search Models of the Labour Market », *Economic Journal* 109, F283-F306.
- Van Den Berg, Gerard J. et Geert Ridder. 1998. « An Empirical Equilibrium Search Model of the Labor Market », *Econometrica* 66, 1183-1221.



# Incidence sur la réception de prestations d'assurance-emploi des liens régionaux et des attitudes des travailleurs à l'égard de la recherche d'emploi

David Gray  
Département d'économique  
Université d'Ottawa

## INTRODUCTION

La plupart des études consacrées aux travailleurs déplacés adoptent pour angle d'examen les résultats en matière de recherche d'emploi des travailleurs qui ont des liens relativement étroits avec le marché du travail (degré d'activité dont témoignent peut-être deux ou trois ans d'occupation de l'emploi qu'ils avaient avant leur déplacement) et qui sont victimes d'un licenciement à titre *permanent*, c'est-à-dire sans grande possibilité de rappel au travail<sup>1</sup>. Un certain nombre de travailleurs déplacés au pays répondent à cette définition, mais on sait bien que d'autres travailleurs connaissent des passages fréquents emploi-chômage. Un tel comportement sur le marché du travail donne lieu à une utilisation répétée ou habituelle de l'assurance-emploi (assurance-chômage), phénomène omniprésent au Canada. Les réitérants ou prestataires habituels a.-e. se caractérisent souvent par une situation de travail à long terme comportant des périodes récurrentes de licenciement temporaire qui durent peut-être longtemps. Ce sont des tendances professionnelles très différentes de celles des travailleurs déplacés que nous avons évoquées.

En ce qui concerne les États-Unis, on sait aussi par les données disponibles que le cheminement du travailleur déplacé type — qui passe (avec les difficultés financières qui peuvent s'ensuivre) d'un emploi stable à l'autre — peut être répandu, mais sans être commun à tous. Farber (1997) et Huff-Stevens (1997) signalent que, dans ce pays, un certain nombre de travailleurs ont des déplacements multiples, occupant des emplois instables et passant fréquemment de l'emploi au chômage. Les chercheurs ont donc intérêt à analyser le chômage chez ce type de travailleurs déplacés dans les deux pays.

Le présent exposé porte sur les tendances ou les comportements d'utilisation du régime d'assurance-emploi (dont l'abréviation est a.-e. et qui a succédé le 1<sup>er</sup> juillet 1996 au régime d'assurance-chômage). Ayant à l'origine pour objet le phénomène de l'utilisation fréquente ou habituelle du régime, l'analyse porte cependant aussi sur les prestataires occasionnels à des fins de comparaison. L'analyse empirique, qui est un modèle des taux de fréquence d'utilisation individuelle par les travailleurs en 1997 et 1998, comporte un double axe : le premier objectif est d'examiner les différences systématiques de réception de prestations d'assurance-emploi entre deux catégories de travailleurs, celles des prestataires occasionnels

---

<sup>1</sup>Pour consulter des bilans récents de l'abondance d'études spécialisées consacrées au cheminement des travailleurs déplacés aux États-Unis, voir Kletzer (1998), Fallick (1996) et Farber (1997).

(non-répétitifs) et habituels (que nous allons définir); le second consiste à cerner l'incidence sur les résultats de participation de deux nouveaux ensembles de variables latentes que l'on pense influencer sur les comportements de recherche d'emploi et de réception de prestations, mais dont les données ont rarement été disponibles dans les études antérieures. Une nouvelle enquête de Statistique Canada (1998) appelée *Enquête auprès des répéteurs de l'assurance-emploi* (ERAÉ) constitue une mine de microdonnées que, autant que je sache, on ne peut retrouver dans les études d'autres pays consacrées à la question des travailleurs déplacés. Il y a d'abord des questions permettant de jauger les attitudes et les perceptions des travailleurs concernant la recherche d'emploi et la réception de prestations. Elles sont suivies de questions sur la connaissance qu'ont les travailleurs du régime, ainsi que sur leurs liens sociaux avec une région<sup>2</sup>.

## BILAN DES ÉTUDES

### Réforme de la politique de l'assurance-emploi

On convient qu'un régime d'assurance-emploi tient une place essentielle dans une économie industrialisée avancée comme celle du Canada, mais depuis deux décennies les éventuels effets comportementaux de ce régime soulèvent des questions et suscitent un grand débat sur sa réforme<sup>3</sup>. Des recherches effectuées aux États-Unis indiquent que les prestations d'assurance-emploi tendent à allonger les périodes de recherche d'emploi et à hausser les salaires d'acceptation des travailleurs déplacés. D'autres études traitant du comportement des entreprises montrent que les prestations d'assurance-emploi ont généralement pour effet d'élever les taux de cessation d'emploi, renforçant ainsi un mouvement de licenciements et de rappels au travail à titre temporaire.

Au Canada, le gros des analyses de politique publique s'est attaché à l'incidence du régime sur la fréquence du chômage et la dépendance prolongée à l'égard de l'assurance-emploi. Les économistes s'en prennent en particulier aux deux règles qui se joignent dans les régions de fort chômage, à savoir celles des prestations prolongées en région et des critères variables d'admission, qui créent ce que l'on appelle des régions à prestations maximales. On convient généralement que les paramètres du régime qui s'appliquent à ces régions nuisent aux choix d'offre des travailleurs et aux choix de demande des entreprises avec un effet d'amplification de la propension aux prestations.

Dans diverses études (Nakamura, 1995, 1996; Nakamura, Cragg et Sayers, 1994; Nakamura et Diewert, 1997), Nakamura étudie les avantages et les inconvénients du régime canadien dans le contexte des réformes de la loi C-12 adoptée en 1995. On peut résumer en quelques mots cette riche analyse économique. Dans les régions de fort chômage où les seuils d'admission sont bas et les périodes de prestations, éventuellement longues, les entreprises et les travailleurs deviennent fortement enclins à créer une alternance récurrente entre des emplois intermittents, saisonniers et (parfois) à temps partiel et des périodes de chômage. Dans ces régions, le régime fait plus figure de régime de maintien et de

---

<sup>2</sup>Une question connexe d'importance est celle de la proportion de prestataires ayant des relations d'emploi stables et durables, des relations stables, mais saisonnières et des relations instables marquées par des emplois à court terme occupés par intermittence. Elle est abordée dans un autre essai du présent volume.

<sup>3</sup>Kesselman (1983) et la Commission Forget ont fait de premières analyses de politique publique dans ce domaine.



permanence de revenu que de régime d'assurance-chômage selon l'intention première du législateur. Encore récemment, le comportement d'emploi du « réitérant » type se caractérisait souvent par des périodes d'emploi rémunéré d'aussi peu que 12 semaines suivies de périodes de prestations pouvant s'étaler sur 40 semaines. En « subventionnant » de tels comportements dans des régions aux prestations maximales, le régime tend à décourager la mobilité professionnelle et régionale, à favoriser une longue dépendance à l'égard des prestations et peut-être à nuire au perfectionnement professionnel.

Corak (1993a, 1993b) est un des premiers auteurs à avoir exploité des données administratives longitudinales sur les demandes de prestations a.-e. en vue de mesurer le degré d'utilisation habituelle du régime par les travailleurs. Ces études ont inspiré de nouveaux travaux, ceux de Lemieux et MacLeod (2000) et de Wesa (1995), dans le cadre d'un projet d'étude approfondie et systématique de l'assurance-emploi réalisé par la Direction générale de l'évaluation de Développement des ressources humaines Canada (DRHC)<sup>4</sup>. La définition retenue de l'utilisation répétée est, doit-on l'avouer, quelque peu subjective, DRHC définissant généralement le réitérant comme celui qui a fait trois demandes de prestations en cinq ans. Avec une pluralité de mesures et de périodes d'observation statistique, les auteurs en viennent tous à la conclusion que l'utilisation habituelle est un phénomène répandu. Les prestataires occasionnels ont beau être plus nombreux que les prestataires habituels à tout moment, la majorité des périodes de prestations sont à mettre au compte des seconds.

Corak ainsi que Lemieux et Macleod ont également dévoilé un phénomène de dépendance par utilisation. Ils ont en effet constaté qu'un premier recours au régime accroissait largement les probabilités de réception ultérieure de prestations. Cet enchaînement peut mener à des comportements emplois intermittents-périodes de prestations, ce qu'on qualifie parfois de « piège du régime ». Après avoir démontré l'existence d'une telle dépendance, Lemieux et Macleod tentent d'en sonder les causes profondes qu'ils voient dans les « effets d'apprentissage » des paramètres du régime dans leur interaction avec le marché du travail local. Ils insistent sur l'importance de la dynamique d'une suite de demandes de prestations. Les travailleurs se trouvent les années qui suivent à adapter leurs choix aux possibilités et aux contraintes créées par le régime, qu'ils ne connaissaient guère avant d'en faire directement l'expérience. Au sein d'un groupe isolé de travailleurs, la diffusion de renseignements sur les programmes sociaux et les voies concomitantes d'emploi qui peuvent mener les travailleurs à l'état de prestataire pourrait être une illustration d'un effet de capital social appliqué aux comportements d'utilisation du régime.

### **Études spécialisées sur le « capital social »**

Une des premières études qui aient intégré un angle d'examen « capital social » aux études en économique est la modélisation formelle de Montgomery (1991) ayant pour objet le rôle des réseaux sociaux dans la démarche d'embauchage. L'idée à la base d'un tel examen est que les liens sociaux qui unissent les personnes sont source d'aiguillages d'emploi qui influent grandement sur les résultats sur le marché du travail. De cette orientation sont nées des applications empiriques portant sur la participation aux programmes d'aide sociale aux

---

<sup>4</sup>Des analystes comme Green (1994), Green et Sargent (1998) et May et Hollett (1995) se sont attachés aux comportements d'emploi moins stables et moins continus à l'aide d'ensembles de données différents et de données de modélisation portant sur autre chose que la réception de prestations d'assurance-emploi. Ils ont livré leurs observations sur les aspects intéressants la politique publique.

États-Unis. Borjas (1995) et Bertrand, Luttmer et Mullainathan (1998) se servent de données de recensement américaines permettant d'établir le lien entre la participation individuelle à de tels régimes et les caractéristiques de l'unité spatiale (quartier) à laquelle appartient l'individu, qu'il s'agisse de la proportion de la population qui parle la langue de l'intéressé ou du taux de recours à l'aide sociale par ce groupe linguistique.

Si on considère l'angle d'examen « capital social » dans ce contexte, les caractéristiques de l'unité spatiale d'une personne (ce que l'on appelle quartier, voisinage ou *réseau social*) influent sur la participation de celle-ci au régime d'assurance-emploi. Il est normalement question ici des groupes de travailleurs (peut-être de travailleurs syndiqués) occupant des emplois saisonniers ou intermittents dans des régions à prestations maximales. La grande variable économique est celle des retombées d'information en provenance du réseau social sur le plan de l'admissibilité au régime d'assurance-emploi, des emplois disponibles et des habitudes et attitudes sociales<sup>5</sup>. Une connaissance des paramètres du régime est utile, mais les prestataires tirent aussi parti des communications avec les employeurs qui adaptent leurs politiques d'embauchage et de cessation d'emploi pour que plus de travailleurs puissent être admis aux prestations<sup>6</sup>. Il est également possible de répartir des droits à prestations entre des travailleurs ayant un même emploi non saisonnier, ce qui demande que des liens sociaux étroits existent entre eux comme des liens entre partenaires.

L'ERAÉ comporte des variables qui relèvent de cette orientation « capital social », mais ses données ne font pas l'objet d'une désagrégation régionale qui permettrait de cerner empiriquement les effets de « capital social ». Dans cette application, il serait difficile de préciser les voies de communication de l'information exploitées par les travailleurs. Il y a néanmoins diverses variables ayant principalement à voir avec les liens régionaux des travailleurs et qui sont prises en compte dans les équations d'estimation. Elles pourraient se rattacher plus ou moins à une optique « capital social ».

## PRÉSENTATION DE L'ENSEMBLE DE DONNÉES

Notre ensemble de données consiste en deux fichiers fusionnés. Il y a d'abord celui de l'Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi (ERAÉ) réalisée par la Division des enquêtes spéciales de Statistique Canada. Il y a ensuite une version dérivée du fichier Profil vectoriel (PROVEC) à échantillon de 10 % de DRHC. C'est là une base de données administratives qui renseigne sur toutes les demandes d'assurance-emploi présentées par un échantillon de 10 % des prestataires.

L'ERAÉ a eu lieu au début de 1998 auprès d'un échantillon de travailleurs prélevé sur l'échantillon PROVEC à 10 %. Les données exploitées sont presque toutes des renseignements déclarés par les travailleurs. La population visée est celle des prestataires qui ont présenté une demande de prestations ordinaires en 1996 et reçu pour au moins 1 \$ de ces prestations. Les auteurs de l'enquête ont posé des questions de détail sur les caractéristiques

---

<sup>5</sup>Si Lemieux et Macleod (2000) s'intéressent aux effets d'apprentissage dans le contexte du régime canadien d'assurance-emploi, ils ne font pas directement appel à l'orientation « capital social » dans leur étude. Une différence entre cette dernière et un traitement « capital social » est que les travailleurs étudiés par ces auteurs ont fait leur apprentissage des régimes hors de toute considération des apports d'information du réseau social.

<sup>6</sup>Green et Riddell (1997) offrent des données probantes selon lesquelles un grand nombre d'employeurs adaptent leurs pratiques de la sorte.

des emplois occupés en 1997 (secteur, salaire, semaines et heures travaillées, etc.), les circonstances des pertes d'emploi ou des démissions (durées d'occupation et d'interruption d'emploi), les activités exercées (recherche d'emploi entre autres) en période de chômage, les caractéristiques démographiques et les liens individuels avec le marché du travail et le milieu<sup>7</sup>. Comme tous les travailleurs de l'échantillon ont présenté une demande en 1996, il est peu probable que soient échantillonnés des travailleurs qui font rarement des demandes de prestations. On a suréchantillonné à dessein les prestataires fréquents, mais sans oublier les prestataires occasionnels. Ainsi, sur un échantillon de travail de 22 056 unités, 15 282 travailleurs sont considérés comme des « réitérants » (ayant présenté trois demandes et plus de 1992 à 1996 inclusivement) et 6 848, comme des prestataires occasionnels (ayant présenté une ou deux demandes pendant la même période)<sup>8</sup>. Après pondération, cet échantillon se révèle fort représentatif de la population de prestataires en 1996 avec un bon dosage des sexes et des tranches d'âge<sup>9</sup>.

Cette enquête vise à renseigner sur les comportements d'emploi marqués par l'instabilité ou l'intermittence. Les données sont recueillies sur les quatre premiers emplois occupés par un travailleur en 1997 et sur quatre interruptions au plus pour chacun de ces emplois. Il y a observation rétrospective des passages entre chômage, inactivité et emploi en 1997. Malgré son vaste champ d'observation, l'enquête est avant tout d'une structure transversale. Il est difficile de dresser un profil hebdomadaire ou mensuel des divers états de l'activité (sur le marché du travail) pendant une brève période comme l'année 1997 à cause de problèmes d'erreur de mesure et de non-réponse, de filtrage, de « troncation à gauche », etc., et du fait de la grande complexité des comportements d'emploi de certains travailleurs.

L'avantage avec le fichier ERAE est que l'observation transversale des caractéristiques individuelles des travailleurs est approfondie et sûre. L'étude se reporte principalement aux caractéristiques des travailleurs (mesurées pour 1997) et les rapporte aux résultats de participation au régime selon le fichier PROVEC. On met donc en correspondance très précise les enregistrements du fichier ERAE et les données du fichier PROVEC sur les antécédents de participation à l'aide des numéros d'assurance sociale.

---

<sup>7</sup>Pour un exposé détaillé des statistiques descriptives du fichier ERAE, voir le volume qui fait pendant au présent volume et qui s'intitule *Le recours fréquent à l'assurance-emploi au Canada*.

<sup>8</sup>Il y a stratification de l'échantillon selon deux variables, à savoir celles de la province et du nombre de demandes de 1992 à 1996, ce qui donne 50 cellules. Chacune de ces cellules reçoit une pondération d'enquête. Sur les 22 586 enregistrements du fichier, 7 335 viennent de la région de l'Atlantique, 3 826 du Québec, 3 530 de l'Ontario, 5 487 des Prairies et 2 408 de Colombie-Britannique. Dans l'ensemble de l'échantillon, 6 089 travailleurs ont fait des demandes de prestations toutes les années de la période 1992-1996 et 3 619 n'en ont présenté une qu'en 1996. Il y a environ 9 500 travailleurs qui ont demandé des prestations dans trois ou quatre des années de la période.

<sup>9</sup>Le plan d'échantillonnage présente un inconvénient. Les personnes doivent avoir eu au moins une période de prestations une année *en particulier*, en l'occurrence 1996. Cela implique que la population visée est celle des travailleurs qui ont participé au régime en 1996. Par contre, le plan de pondération est fondé sur le nombre de périodes de prestations de 1992 à 1996, ce qui pourrait vouloir dire que la population visée est formée des travailleurs qui ont eu au moins une période de prestations une année *quelconque* de la période 1992-1996. Il y a divergence de répartition entre ces deux populations dans le cas des travailleurs qui n'ont eu qu'une période de prestations de 1992 à 1996. Dans l'échantillon d'estimation, il s'agirait là de l'année 1996. La répartition des périodes de prestations en 1997 et 1998 pour les travailleurs de l'échantillon d'estimation (selon le critère d'une période de prestations de 1992 à 1996 qui se situerait en 1996) peut être légèrement différente de la répartition correspondante en 1997 et 1998 pour la population des prestataires ayant eu une période de prestations à un moment quelconque de 1992 à 1996. Idéalement, on aurait dû assouplir les critères d'échantillonnage pour inclure les travailleurs ayant eu au moins une période de prestations une année *quelconque* de 1992 à 1996. L'application d'un tel critère aurait cependant présenté un inconvénient elle aussi, puisqu'il serait plus difficile de suivre et de sélectionner aux fins de l'ERAÉ (qui a eu lieu en 1998) les travailleurs ayant connu une seule période de prestations au début de la période 1992-1996. Dans ce cas, le taux de déperdition d'effectif aurait probablement été plus élevé.

L'ERAÉ se caractérise par un échantillon de très grande taille qui se retrouve presque entier dans l'échantillon d'estimation. Nous avons normalement créé des variables binaires pour tenir compte des cas où les personnes interrogées n'ont pas répondu, ignoraient la réponse ou ont encore donné une réponse difficile à interpréter. Cela permet de retenir dans l'échantillon d'estimation ces travailleurs interviewés et, en particulier, les réponses exploitables qu'ils ont pu donner à des dizaines d'autres questions<sup>10</sup>.

Le fichier PROVEC est un fichier administratif longitudinal de fréquence hebdomadaire qui indique la participation au régime des travailleurs dans toutes les semaines comprises entre le début de 1992 et la fin de 1998. De cet ensemble de données, on peut tirer des mesures très sûres de cette participation comme des mesures de fréquence d'utilisation (nombre de semaines de prestations, fréquence du recours au régime, etc.).

## MODÈLES EMPIRIQUES DE RÉCEPTION DE PRESTATIONS

### Variable endogène et technique d'estimation

Bien que la question de la propension individuelle des travailleurs à recourir à l'assurance-emploi n'ait pas été étudiée outre mesure par les chercheurs américains, on compte un certain nombre d'études de modélisation de la fréquence du chômage. Dans l'étude qu'il a consacrée aux travailleurs déplacés aux États-Unis, Farber (1997) estime des modèles de choix discontinus portant sur les probabilités foncières de déplacement ou de cessation d'emploi dans une année. Avec des renseignements analogues, le fichier PROVEC dit si un travailleur a présenté une demande de prestations d'assurance-emploi dans une année civile de la période 1992-1998. Il indique aussi le nombre de semaines de réception individuelle de prestations chaque année de la même période. Les valeurs de cette variable discontinue, qui vont de 0 à 50, livrent une double indication sur la fréquence de participation et la durée totale de la (des) période(s) de prestations.

Dans cette étude, tous les éléments d'analyse empirique sont transversaux et deux types de modèles empiriques font l'objet d'une estimation :

- **Modèles de choix discontinus portant sur les probabilités de production d'une demande de prestations :** les variables endogènes (codées EIR97 et EIR98) prennent la valeur 1 en cas de demande soit en 1997 soit en 1998. L'auteur estime les équations tant par logits que par probits, mais par souci de concision, il ne présente que les équations logistiques.
- **Modèles de régression linéaire par les moindres carrés portant sur les périodes de prestations :** les variables endogènes (codées RWEEKS97 et RWEEKS98) mesurent le nombre de semaines de réception individuelle de prestations en 1997 et 1998 respectivement. Les équations font aussi l'objet d'une estimation par la technique Tobit. Il s'agit de déterminer la « robustesse » de l'application de la

---

<sup>10</sup>Si on devait retrancher de l'échantillon d'estimation ceux qui n'ont pas répondu à toute question liée à une variable exogène (de sorte que seuls les répondants soient retenus), 33,5 % des répondants n'auraient pas été pris en compte.

technique de régression linéaire par les moindres carrés. Par souci de concision une fois de plus, l'auteur ne présente pas ces résultats<sup>11</sup>.

Un inconvénient de l'utilisation des variables endogènes EIR97 et RWEEKS97 est la nette possibilité que les variables d'attitudes, dont la déclaration se fait au début de 1998, soient en codétermination avec les résultats de participation. Il paraît raisonnable de supposer que l'expérience déjà faite du marché du travail vient façonner les attitudes qu'ont bien des travailleurs devant les possibilités d'emploi. Pour atténuer le sérieux effet de ce problème de rapport inverse de causalité, l'analyse empirique porte aussi sur les variables endogènes EIR 98 et RWEEKS98. Cela ne règle pas le problème de causalité inverse, mais du moins les valeurs des mesures d'attitudes sont déterminées d'avance.

### **Tirage de l'échantillon**

L'échantillon d'estimation contient 20 426 observations, soit la presque totalité des 22 573 observations (production d'une demande de prestations en 1996) de l'ERAE. En sont exclus les travailleurs de moins de 19 ans et de plus de 64 ans en 1997. À la date de l'enquête (début de 1998), 1 605 travailleurs n'avaient pas occupé d'emploi depuis janvier 1997, ce qui représente 7 % environ des observations de cette enquête. L'information est donc nulle sur les emplois occupés en 1997 dans leur cas. S'ils n'ont pas travaillé cette année-là, ils ne pouvaient être admis aux prestations en 1998. Comme les renseignements en question manquent et que le gros de l'analyse empirique porte sur les résultats de participation en 1998, les intéressés sont écartés de l'échantillon d'estimation, exclusion qui se trouve malheureusement un peu à compromettre la représentativité de cet échantillon par rapport à toute la population de prestataires en 1996. Il y a 778 travailleurs qui ont déclaré avoir travaillé à leur compte dans le principal emploi occupé en 1997. Tout comme les personnes qui ont déclaré avoir été en chômage tout au long de 1997, ce groupe aurait pu difficilement être admis aux prestations ordinaires en 1998. Il figure dans l'échantillon d'estimation et la variable explicative TRAVAILLEUR INDÉPENDANT en rend compte. Ces deux groupes figurent pour environ 10 % dans les observations de l'enquête « aucun employeur » en 1997. Environ 6 000 travailleurs ont trouvé des emplois en 1997 et les ont conservés le reste de l'année, ce qui implique qu'un nombre approximatif de 14 900 travailleurs sur un échantillon d'estimation de 20 426 ont connu au moins une interruption d'emploi cette année-là.

### **Décomposition de l'échantillon**

Toutes les équations font l'objet d'une estimation pour l'ensemble de l'échantillon et pour plusieurs sous-échantillons. Comme on le fait ordinairement dans les études d'économie du travail, notre échantillon est réparti entre hommes et femmes. De plus, la présente étude s'attache tout particulièrement aux différences systématiques de résultats de participation entre ceux que l'on considère respectivement comme des prestataires habituels (réitérants) et occasionnels (non-réitérants) du régime. L'échantillon d'ensemble se décompose aussi selon ce clivage et des tests de différences ont lieu pour les paramètres estimés. La décomposition pose un problème de choix en échantillonnage, puisque les variables endogènes — sur les résultats de participation observés en 1997 et 1998 — subissent en partie l'influence des

---

<sup>11</sup>Ruhm (1991a, 1991b) se sert de la technique Tobit dans son analyse d'une mesure analogue, celle de la fréquence du chômage par le nombre de semaines de chômage des travailleurs américains une année quelconque.

résultats antérieurs relevés de 1992 à 1996. La variable de différenciation quant à la participation au régime est déterminée d'avance cependant. Ajoutons que, si la décomposition par type de prestataires peut susciter des doutes au sujet des vérifications d'hypothèses de comportement, on peut se reporter aux tendances empiriques pour voir quelles caractéristiques des entreprises et/ou des travailleurs et quelles conditions du marché du travail sont liées à l'utilisation fréquente du régime.

## **Variables exogènes**

**Indicateurs sectoriels et autres indicateurs d'emploi :** Bien que l'ERAE nous renseigne abondamment sur des caractéristiques des entreprises, comme leur taille ou les raisons des interruptions d'emploi, la plupart des variables en question ne se retrouvent pas dans les modèles empiriques. Si elles ont été écartées, c'est à cause d'écarts de données de déclaration entre le fichier de cette enquête et le fichier PROVEC, ainsi que de la variation possible de ces caractéristiques sur la plage d'observation ERAE en 1997. Comme nous l'avons mentionné, les questions relatives à l'emploi dans l'ERAE visent les emplois (1 à 4) occupés en 1997 et quatre interruptions au plus pour chaque emploi. Sur les quelque 20 000 répondants qui ont occupé un emploi pendant au moins une partie de 1997, 5 600 en ont eu au moins deux et 1 500, au moins trois. Les renseignements émanant de ce volet de l'enquête sont en majeure partie des données de caractérisation des emplois (emplois régis par une convention collective, salaires versés, etc.). Il est impossible de mettre ces données en correspondance avec les données sur les prestations extraites du fichier PROVEC<sup>12</sup>. Cette incompatibilité est fâcheuse, car nombre de cessations ont pour cause des circonstances tout à fait particulières aux entreprises : perspectives de rentabilité et de demande (habituellement inobservables), appartenance industrielle selon le codage détaillé de la Classification type des industries (CTI), taille et âge des établissements, etc.

On tient cependant compte de quelques caractéristiques des entreprises. Il y a d'abord un ensemble de variables explicatives binaires qui décrivent les grands secteurs industriels où ont travaillé les répondants : COMMERCE ET FINANCES, AGRICULTURE ET INDUSTRIE PRIMAIRE, ADMINISTRATION PUBLIQUE, TRANSPORTS, COMMUNICATIONS ET SERVICES PUBLICS, CONSTRUCTION (catégorie omise). On mesure ces variables en fonction du « principal » emploi d'un travailleur en 1997. Le coefficient ainsi estimé s'interprète comme l'effet d'un travail dans le grand secteur de l'emploi principal sans égard aux secteurs des autres emplois éventuellement occupés. Le seul problème de mesure se poserait dans les cas où l'emploi secondaire a été occupé dans un grand secteur différent, ce qui a probablement tout d'une situation peu fréquente. SAISONNIER est une variable explicative binaire qui prend la valeur 1 si l'emploi principal déclaré par un travailleur pour 1997 était saisonnier. Une valeur nulle pourrait vouloir dire deux choses bien distinctes, à savoir l'existence d'un emploi stable occupé à l'année ou d'une

---

<sup>12</sup>Il est impossible de savoir avec précision si une cessation déclarée dans le cadre de l'ERAE correspond à une demande de prestations et, souvent, une demande peut être liée à deux cessations et plus. Ainsi, chaque demande a pour origine une cessation, mais quelques mois (il peut même s'agir de semaines) après, le travailleur intéressé peut être rappelé par son employeur ou occuper brièvement un emploi dans une autre entreprise. Les prestations sont interrompues jusqu'à ce que se produise une autre cessation.

suite d'emplois précaires et intermittents à court terme. La variable SAISONNIER devrait avoir un net effet positif sur la réception de prestations d'assurance-emploi<sup>13</sup>.

**Indicateurs démographiques :** Pour la plupart, les variables explicatives du modèle de régression visent des caractéristiques personnelles qui ne varient pas dans le temps et qui peuvent donc être mises en correspondance précise avec les résultats de participation au régime. CONJOINT EN 1997 prend la valeur 1 si le répondant a dit avoir cohabité avec un conjoint en 1997. Dans les études consacrées aux travailleurs déplacés, cette mesure a normalement un effet négatif (chez les hommes) sur la durée du chômage, ce qui tient peut-être à un effet d'offre positif lié aux obligations familiales. La situation d'immigrant est décrite par la variable explicative IMMIGRANT, laquelle prend la valeur 1 si le répondant n'est pas né au Canada. Une variable discontinue NOMBRE D'ENFANTS décrit le nombre d'enfants à charge. Les variables ANGLAIS et FRANÇAIS prennent la valeur 1 si le répondant parle anglais ou français seulement. La variable BILINGUE prend l'unité si le répondant est bilingue. La catégorie linguistique omise est formée de ceux qui ne parlent aucune des langues officielles, aussi le paramètre d'intérêt n'est-il pas l'estimation ponctuelle en valeur absolue, mais plutôt la mesure de l'écart entre les estimations des variables ANGLAIS et FRANÇAIS. Il y a enfin un indicateur continu de l'âge du répondant en 1997 (ÂGE-CONTINU).

Les variables du capital humain indiquent le plus haut niveau d'instruction atteint. On compte cinq catégories : études primaires (PRIMAIRE), études secondaires (catégorie omise), études collégiales et/ou techniques (COLLÉGIAL INCOMPLET), études universitaires (UNIVERSITAIRE COMPLET) et autres études sanctionnées (AUTRES ÉTUDES). On doit s'attendre à un rapport négatif entre le niveau d'instruction et la fréquence d'utilisation du régime.

**Indicateurs provinciaux :** Un jeu de 10 variables explicatives binaires désigne les provinces de résidence à la date de la demande de prestations en 1996. La catégorie omise est l'Ontario. Comme on associe généralement les provinces à l'est de l'Ontario à des résultats moins favorables sur le marché du travail, on doit s'attendre à ce que les paramètres des cinq provinces en cause soient positifs. Ajoutons que presque toutes les régions à prestations maximales appartiennent à ces provinces, d'où un renforcement de l'effet. Les marchés du travail de l'Alberta et de la Colombie-Britannique ont respectivement été fort et faible par rapport à ceux des autres provinces vers la fin des années 90, aussi les coefficients correspondants devraient-ils respectivement être négatif et positif.

**Facteurs de résidence :** La variable binaire VILLE prend la valeur 1 si le répondant habitait soit en noyau urbain soit en banlieue urbaine. Elle est tirée des codes postaux des répondants au moment de l'interview. Comme les marchés du travail des régions urbaines sont plus peuplés et plus actifs, le coefficient de cette variable devrait être négatif. La variable binaire DÉMÉNAGEMENT EN 1997 prend la valeur 1 si le répondant a déménagé dans une ville distante de plus de 150 kilomètres. L'effet à prévoir pour cette covariable en 1997 dépend de ce que le déménagement ait précédé ou non une cessation d'emploi. Cet

---

<sup>13</sup>Comme cette mesure vise seulement le principal emploi occupé en 1997, il peut y avoir erreur de mesure, puisqu'on risque de mal caractériser les comportements d'emploi cette année-là selon les catégories « comportement non saisonnier » et « comportement saisonnier ». C'est néanmoins là un indicateur relativement acceptable de l'existence d'un comportement d'emploi saisonnier en 1997.

indicateur est donc d'un effet ambigu pour 1997. Pour 1998 cependant, le même déménagement devrait venir réduire la fréquence de réception de prestations. La variable binaire TRAVAIL DU CONJOINT EN 1997 prend l'unité si ce conjoint a, bien sûr, travaillé cette année-là. C'est une caractéristique qui devrait diminuer la mobilité professionnelle, d'où une plus grande propension aux prestations.

**Indicateurs de profession :** Chaque travailleur est caractérisé par quatre variables très générales de « prestige professionnel » : TRAVAILLEUR INDÉPENDANT, COL BLANC, COL BLEU NON SPÉCIALISÉ ET COL BLEU SPÉCIALISÉ (cette dernière étant la catégorie omise). Il y a eu agrégation de ces catégories à partir de la classification en 16 parties PINEO SOC80<sup>14</sup>. On mesure les variables en question en fonction du principal employeur en 1997. La variable COL BLANC devrait avoir un effet négatif sur la réception de prestations et la variable COL BLEU NON SPÉCIALISÉ, un effet positif. Outre un effet intrinsèque du travail indépendant sur la cessation d'emploi, la mesure TRAVAIL INDÉPENDANT appréhendera un effet mécanique en ce que les travailleurs établis à leur compte pendant une partie de 1997 auront eu de la difficulté à se rendre admissibles aux prestations en 1998.

**Variables de « capital social » :** On pourrait s'attendre à ce que ces indicateurs influent plus sur la propension aux prestations que sur la durée de la (des) période(s) de prestations qui suit (suivent). Des auteurs comme Borjas (1995) ont fait observer que, dans l'interprétation économique à tirer des corrélations statistiques entre les résultats individuels (comme la réception de prestations d'aide sociale) et les caractéristiques du milieu, des facteurs inobservés qui codéterminent le travailleur et son milieu pourraient entrer en jeu plutôt que des effets de « capital social ». Les personnes pourraient avoir en commun avec ceux qui partagent leur unité spatiale des caractéristiques personnelles ou des caractéristiques de milieu d'emploi inobservées. Comme les données ne permettent pas de reconnaître les effets de « capital social », les estimations des indicateurs de capital social ne peuvent s'interpréter dans la présente application comme des corrélations statistiques entre les caractéristiques des travailleurs et leurs résultats de participation.

Les covariables PARTICIPATION DANS LA FAMILLE, STIGMATISATION PAR LES AMIS, CONVENTION COLLECTIVE et SUPPRESSION APPRÉHENDÉE DU RÉGIME décrivent la connaissance du régime, les habitudes et attitudes sociales et les perceptions de l'assurance-emploi. La variable PARTICIPATION DANS LA FAMILLE prend la valeur 1 si quelqu'un parmi les proches (parents ou amis) du répondant a fait une demande de prestations au cours des cinq dernières années, ce qui pourrait avoir un effet positif sur la propension aux prestations. La variable STIGMATISATION PAR LES AMIS est liée à un des énoncés de l'enquête : Si je recevais des prestations, je n'aimerais pas que mes amis le sachent. La variable SUPPRESSION APPRÉHENDÉE DU RÉGIME vise l'énoncé suivant : J'ai peur que, avant longtemps, il n'y ait plus de régime. Une telle affirmation peut dénoter de la résignation chez les gens qui dépendent par trop du régime, auquel cas la variable appréhenderait indirectement un comportement de découragement des travailleurs, d'où un effet positif<sup>15</sup>. La dernière variable CONVENTION COLLECTIVE

---

<sup>14</sup>L'ERAE exploite une autre classification professionnelle type plus fine comportant 21 catégories (OCC24 SOC80), mais nous avons adopté la classification PINEO SOC80 moins fine par souci de parcimonie dans nos spécifications.

<sup>15</sup>Une telle réponse pourrait aussi relever du choix que fait un travailleur prévoyant de se recycler afin d'enrichir son capital humain ou de peut-être se réinstaller dans une autre région.



prend la valeur 1 si l'emploi principal occupé en 1997 était régi par une convention collective. Les syndicats jouent un grand rôle en renseignant les travailleurs sur le régime et sont bien placés pour coordonner des mesures de répartition des emplois à des fins d'admission aux prestations. Un effet positif est à prévoir pour cette variable.

Les autres indicateurs de « capital social » décrivent les liens des travailleurs avec leur région. La variable FAMILLE DANS LA RÉGION prend la valeur 1 si des membres de la famille ou d'autres proches habitent dans un rayon de 150 kilomètres de la demeure du répondant. La présence de la famille dans la région est de nature à réduire la mobilité professionnelle, et l'effet de la variable devrait donc être positif. Quatre variables catégoriques décrivent la durée d'occupation de la demeure actuelle : MOINS DE 1 AN D'OCCUPATION, 2 À 5 ANS D'OCCUPATION, 6 À 10 ANS D'OCCUPATION et PLUS DE 10 ANS D'OCCUPATION (catégorie omise). On ne sait au juste si les coefficients estimés pour ces variables seront positifs ou négatifs, mais on peut s'attendre à ce qu'une moindre mobilité professionnelle et une plus grande propension aux prestations soient liées à une plus grande durée d'occupation. La variable explicative PROPRIÉTAIRE prend l'unité si le répondant est propriétaire de sa demeure. Elle est sans doute en étroite corrélation avec les variables explicatives qui précèdent, et on doit s'attendre à un effet positif. La variable TOUJOURS LA MÊME RÉGION prend la valeur 1 si le répondant a séjourné « longtemps dans sa vie » ou plus de 10 ans dans la région, celle-ci étant là encore définie comme un rayon de 150 kilomètres de la demeure. C'est une caractéristique qui devrait diminuer la mobilité professionnelle et aussi rendre les liens plus étroits avec le réseau social, d'où une plus grande propension aux prestations.

**Variables d'attitudes :** La plupart des questions suivantes du volet « attitudes » de l'enquête portent sur les perceptions qu'ont les répondants de leurs possibilités sur le marché du travail ou de leur activité de recherche d'emploi. À la différence des variables de « capital social » que l'on juge avoir d'abord une influence sur la propension aux prestations, certaines des variables d'attitudes pourraient influencer, elles, sur le nombre de semaines de prestations. Chacun de ces indicateurs revêt la forme d'un énoncé; il prend la valeur 1 si le répondant se dit tout à fait ou assez d'accord ou demeure neutre dans sa réponse; il prend la valeur zéro dans les autres cas.

- **Si on suppose que vous êtes licencié avec *possibilité de rappel au travail*, se peut-il que vous acceptiez un travail semblable chez un employeur différent (ACCEPTATION D'UN TRAVAIL SEMBLABLE)?** C'est là une des trois questions portant sur la stratégie des travailleurs en matière de salaire d'acceptation. Cette variable peut être d'un effet ambigu. Selon la théorie de la recherche d'emploi, si un travailleur est plus enclin à accepter une offre d'emploi, le chômage est de moindre durée, ce qui devrait donner un effet négatif. Par ailleurs, si un travailleur reçoit des prestations, les règles du régime l'obligent à rester disponible devant les possibilités d'emploi, d'où une forte incitation à répondre par l'affirmative à la question. Selon cette interprétation, on peut s'attendre à un effet positif pour cette variable explicative et donc à une propension aux prestations relativement grande.

- **Si on suppose que vous êtes licencié avec *possibilité de rappel au travail*, se peut-il que vous acceptiez un autre travail chez un employeur différent (ACCEPTATION D'UN TRAVAIL DIFFÉRENT)?** Cette question ressemble à la précédente, mais elle vise la mobilité professionnelle des travailleurs et vient donc élargir le champ de la recherche d'un emploi. Malgré cette différence, l'effet prévu est jugé semblable.
- **Si on suppose que vous êtes licencié avec *possibilité de rappel au travail*, se peut-il que vous acceptiez un travail semblable dans une province différente (ACCEPTATION D'UNE RÉGION DIFFÉRENTE)?** Cette question vise la mobilité géographique des travailleurs et vient aussi élargir le champ de la recherche d'un emploi. Dans ce cas et à la différence des deux cas précédents, les travailleurs qui reçoivent des prestations ne sont pas tenus de rester disponibles pour des emplois dans d'autres régions. Les prestataires fréquents ne seront donc pas enclins à répondre par l'affirmative à la question. Cette covariable pourrait, par conséquent, ne pas influencer sur la propension aux prestations.
- **Il y aura toujours assez de travail pour moi avec les compétences que j'ai (ASSEZ DE TRAVAIL).** Cette question viserait la mobilité professionnelle et le besoin perçu par les travailleurs de se recycler pour se rendre plus employables à long terme. Si l'assertion précitée se vérifie du fait que le répondant ait des compétences monnayables, on devrait s'attendre à un coefficient négatif. Si la perception se révèle fautive à court terme, la corrélation deviendrait positive. Cette covariable semble donc d'un effet ambigu.
- **Il n'y a pas grand-chose que je puisse faire pour éviter le régime à l'avenir (PARTICIPATION NÉCESSAIRE).** Cette question et la suivante visent l'effet de découragement des travailleurs. Selon le paradigme de recherche d'emploi, les travailleurs déplacés sont pessimistes quant aux perspectives d'emploi et traversent de plus longues périodes de chômage. Cette caractéristique est aussi de nature à accroître la propension aux prestations, le travailleur étant moins susceptible de se réinstaller, d'enrichir son capital humain ou de changer de profession. Les deux effets vont dans le même sens, et une corrélation positive est à prévoir.
- **J'ai raison de prendre toutes mes semaines de prestations, car il n'y a pas d'emplois autour (ABSENCE D'EMPLOIS).**

Le tableau 1 donne les valeurs moyennes de toutes les variables exogènes. La première colonne énumère les moyennes de l'échantillon d'ensemble. Les moyennes des échantillons féminin et masculin figurent aux colonnes 2 et 3 et celles des sous-échantillons des prestataires occasionnels et habituels, aux colonnes 4 et 5. L'échantillon (avec sa pondération) se divise presque en deux parties égales selon le clivage réitérants-non-réitérants. Dans la décomposition selon le sexe, les hommes forment environ 59 % de l'échantillon d'estimation.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives, moyennes**

	Ensemble	Femmes	Hommes	Non-réitérants	Réitérants
RÉITÉRANT	0,49	0,44	0,53	0,00	1,00
HOMME	0,59	0,00	1,00	0,55	0,64
SAISONNIER	0,36	0,29	0,41	0,21	0,52
ACCEPTATION D'UN EMPLOI SEMBLABLE	0,87	0,87	0,87	0,86	0,88
ACCEPTATION D'UN EMPLOI DIFFÉRENT	0,77	0,78	0,77	0,76	0,78
ACCEPTATION D'UNE RÉGION DIFFÉRENTE	0,22	0,13	0,29	0,23	0,21
ASSEZ DE TRAVAIL	0,60	0,57	0,63	0,60	0,61
ABSENCE D'EMPLOIS	0,50	0,50	0,51	0,44	0,57
PARTICIPATION NÉCESSAIRE AU RÉGIME	0,47	0,45	0,49	0,41	0,54
DÉMÉNAGEMENT EN 1997	0,04	0,04	0,04	0,05	0,03
PARTICIPATION DANS LA FAMILLE	0,45	0,43	0,47	0,40	0,51
MOINS DE 1 AN D'OCCUPATION	0,25	0,24	0,25	0,30	0,19
2 À 5 ANS D'OCCUPATION	0,30	0,30	0,30	0,33	0,27
6 À 10 ANS D'OCCUPATION	0,16	0,17	0,15	0,14	0,18
PROPRIÉTAIRE	0,55	0,61	0,51	0,45	0,65
TOUJOURS DANS LA MÊME RÉGION	0,71	0,69	0,72	0,64	0,79
FAMILLE DANS LA RÉGION	0,82	0,80	0,84	0,79	0,85
STIGMATISATION PAR LES AMIS	0,17	0,16	0,18	0,19	0,16
SUPPRESSION APPRÉHENDÉE DU RÉGIME	0,60	0,63	0,58	0,56	0,64
CONVENTION COLLECTIVE					
VILLE	0,61	0,63	0,59	0,71	0,50
TRAVAIL DU CONJOINT EN 1997	0,51	0,61	0,44	0,48	0,53
T.-N.	0,04	0,04	0,04	0,02	0,06
Î.-P.-É.	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02
N.-É.	0,05	0,05	0,05	0,03	0,06
N.-B.	0,05	0,05	0,06	0,03	0,08
QUÉBEC	0,34	0,33	0,34	0,29	0,38
MAN.	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02
SASK.	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
ALB.	0,07	0,07	0,07	0,09	0,05
C.-B.	0,12	0,12	0,12	0,14	0,10
CONJOINT EN 1997	0,67	0,72	0,64	0,62	0,73
ANGLAIS	0,78	0,78	0,78	0,84	0,73
FRANÇAIS	0,41	0,41	0,42	0,36	0,47
BILINGUE	0,22	0,21	0,22	0,23	0,21
ÂGE-CONTINU	38,84	39,81	38,16	36,78	40,98
PRIMAIRE	0,32	0,23	0,38	0,23	0,41
COLLÉGIAL INCOMPLET	0,15	0,18	0,13	0,18	0,12
UNIVERSITAIRE COMPLET	0,11	0,15	0,08	0,15	0,08
AUTRES ÉTUDES	0,02	0,02	0,01	0,02	0,01
IMMIGRANT	0,15	0,17	0,14	0,19	0,11
NOMBRE D'ENFANTS	0,75	0,80	0,71	0,72	0,78
TRAVAILLEUR INDÉPENDANT	0,04	0,03	0,05	0,05	0,03
COL BLANC	0,19	0,27	0,13	0,22	0,16
COL BLEU NON SPÉCIALISÉ	0,51	0,48	0,53	0,47	0,55

(suite)

**Tableau 1 : Statistiques descriptives, moyennes (suite)**

	Ensemble	Femmes	Hommes	Non-réitérants	Réitérants
COMMERCE ET FINANCES	0,13	0,14	0,11	0,17	0,08
AGRICULTURE ET INDUSTRIE PRIMAIRE	0,08	0,04	0,11	0,05	0,11
ADMINISTRATION PUBLIQUE	0,33	0,51	0,21	0,35	0,31
TRANSPORTS, COMMUNICATIONS ET SERVICES PUBLICS	0,06	0,04	0,08	0,05	0,07
FABRICATION	0,16	0,12	0,18	0,16	0,15

Dans le volume qui accompagne ces essais et qui a pour titre *Le recours fréquent à l'assurance-emploi au Canada*, ces statistiques descriptives sont examinées bien plus en détail. Elles nous renseignent sur les différences de composition entre sous-échantillons. Dans la mesure où les effets de ces écarts ne sont pas totalement appréhendés par les variables employées à cause d'éléments de non-linéarité ou d'interaction, certaines des estimations de différences de structure entre les équations de décomposition pourraient être entachées de biais. Ainsi, les prestataires habituels ont en moyenne quatre ans de plus que les prestataires occasionnels. Cet écart ne devrait cependant pas être source de différences d'effet de cohorte ou de cycle de vie entre les deux groupes si on considère qu'il ne s'agit pas d'un écart énorme et qu'une mesure continue de l'âge est incluse dans les diverses équations. Les proportions masculines sont respectivement de 0,64 et 0,55 chez les réitérants et les non-réitérants. Les premiers sont généralement moins instruits (21 % d'entre eux ont fait plus que des études secondaires contre 35 % des seconds) et moins spécialisés (55 % des premiers sont des cols bleus non spécialisés contre 47 % des seconds).

## RÉSULTATS DE RÉGRESSION — MODÈLE DE CHOIX DISCONTINU DES PROBABILITÉS DE DEMANDE DE PRESTATIONS

Dans cette section, le modèle de base est un modèle de régression logistique portant sur la production d'une demande de prestations ordinaires a.-e. en 1997 (EIR97) et 1998 (EIR98). Les deux variables prennent la valeur 1 si le répondant a présenté une demande dans l'année civile en question et la valeur 0 dans le cas contraire. Il y a une équation distincte pour chaque année. Vu le grand nombre de variables explicatives et la double décomposition de l'échantillon, on se retrouve avec une multitude de données empiriques. Toutes les équations comportent le même jeu de variables exogènes. Pour déterminer la « robustesse » des résultats, nous faisons aussi des estimations par probits, mais nos données ne sont pas qualitativement sensibles à ce changement de forme fonctionnelle. Par souci de concision, nous ne présentons pas les données d'estimation par probits.

Le tableau 2 indique les résultats des estimations logistiques pour l'échantillon d'ensemble avec hommes et femmes et prestataires habituels et occasionnels confondus. Aux deux premières (dernières colonnes), on trouvera les coefficients estimés de 1997 (1998). Nombre des effets estimés ne sont pas statistiquement significatifs, mais leur signe est habituellement celui que l'on attendait.

**Tableau 2 : Échantillon d'ensemble, régressions logistiques,  
Variable dépendante : nombre de semaines de prestations d'assurance-emploi**

	1997		1998	
	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type
VALEUR À L'ORIGINE	0,45	0,24	-1,23 **	0,22
RÉITÉRANT	0,67 **	0,04	0,78 **	0,04
HOMME	-0,12 **	0,04	0,06	0,04
SAISONNIER	1,12 **	0,05	1,19 **	0,04
ACCEPTATION D'UN EMPLOI SEMBLABLE	0,12	0,08	0,05	0,07
ACCEPTATION D'UN EMPLOI DIFFÉRENT	0,05	0,06	0,19 **	0,05
ACCEPTATION D'UNE RÉGION DIFFÉRENTE	-0,10 *	0,05	0,05	0,04
ASSEZ DE TRAVAIL	-0,21 **	0,04	-0,16 **	0,04
ABSENCE D'EMPLOIS	0,22 **	0,04	0,15 **	0,04
PARTICIPATION NÉCESSAIRE AU RÉGIME	0,06	0,04	0,24 **	0,04
DÉMÉNAGEMENT EN 1997	0,23 *	0,10	-0,20 *	0,09
PARTICIPATION DANS LA FAMILLE	0,00	0,04	0,14 **	0,04
MOINS DE 1 AN D'OCCUPATION	-0,02	0,06	-0,01	0,06
2 À 5 ANS D'OCCUPATION	-0,04	0,06	-0,04	0,05
6 À 10 ANS D'OCCUPATION	-0,02	0,06	-0,02	0,05
PROPRIÉTAIRE	-0,01	0,05	-0,10 *	0,04
TOUJOURS DANS LA MÊME RÉGION	0,05	0,05	0,20 **	0,04
FAMILLE DANS LA RÉGION	-0,01	0,05	0,07	0,05
STIGMATISATION PAR LES AMIS	-0,04	0,05	-0,05	0,05
SUPPRESSION APPRÉHENDÉE DU RÉGIME	-0,03	0,04	0,11 **	0,04
CONVENTION COLLECTIVE	0,12 **	0,04	0,21 **	0,04
VILLE	-0,14 **	0,04	-0,31 **	0,04
TRAVAIL DU CONJOINT EN 1997	0,00	0,06	0,04	0,05
T.-N.	1,05 **	0,13	1,05 **	0,10
Î.-P.-É.	1,15 **	0,26	0,98 **	0,17
N.-É.	0,72 **	0,11	0,74 **	0,09
N.-B.	0,65 **	0,11	0,81 **	0,09
QUÉBEC	0,25 **	0,08	0,44 **	0,07
MAN.	0,05	0,10	0,11	0,10
SASK.	0,02	0,12	0,10	0,11
ALB.	-0,30 **	0,07	-0,32 **	0,07
C.-B.	0,26 **	0,06	0,42 **	0,06

(suite)

**Tableau 2 : Échantillon d'ensemble, régressions logistiques,  
Variable dépendante : nombre de semaines de prestations d'assurance-emploi  
(suite)**

	1997		1998	
	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type
CONJOINT EN 1997	-0,07	0,07	-0,08	0,06
ANGLAIS	0,05	0,17	-0,42 *	0,17
FRANÇAIS	0,60 **	0,19	0,24	0,18
BILINGUE	-0,44 *	0,19	0,01	0,17
ÂGE-CONTINU	0,01 **	0,00	0,01 **	0,00
PRIMAIRE	0,02	0,05	0,08	0,04
COLLÉGIAL INCOMPLET	-0,15 **	0,05	0,00	0,05
UNIVERSITAIRE COMPLET	0,00	0,06	-0,27 **	0,06
AUTRES ÉTUDES	-0,07	0,14	0,09	0,14
IMMIGRANT	-0,08	0,05	0,08	0,05
NOMBRE D'ENFANTS	0,01	0,02	0,03	0,02
TRAVAILLEUR INDÉPENDANT	-0,11	0,08	-1,38 **	0,10
COL BLANC	-0,20 **	0,06	0,13 *	0,06
COL BLEU NON SPÉCIALISÉ	-0,04	0,05	0,15 **	0,04
COMMERCE ET FINANCES	-0,51 **	0,08	-1,17 **	0,07
AGRICULTURE ET INDUSTRIE PRIMAIRE	-0,21 *	0,10	-0,13	0,08
ADMINISTRATION PUBLIQUE	-0,43 **	0,07	-0,60 **	0,06
TRANSPORTS, COMMUNICATIONS ET SERVICES PUBLICS	-0,36 **	0,09	-0,63 **	0,08
FABRICATION	-0,64 **	0,07	-0,65 **	0,06
Taille de l'échantillon	20 597		20 597	
N <sup>bre</sup> d'obs. nulles	3 546		7 890	

**Note :** Un et deux astérisques désignent respectivement un niveau de signification statistique de 5 % et de 1 %.

En 1997, les hommes étaient un peu moins susceptibles de recevoir des prestations, mais l'effet est non significatif en 1998. L'incidence de l'utilisation répétée ou habituelle sur les probabilités de demande est positive et significative les deux années. Il était plus probable que les travailleurs ayant déclaré au moins un certain travail saisonnier demandent des prestations tant en 1997 qu'en 1998. Comme les deux critères de saisonnalité et d'utilisation répétée se recouvrent dans une large mesure, il est difficile d'en distinguer les effets estimés. On peut le mieux les interpréter l'un et l'autre comme révélant des comportements d'emploi instables.

Si on prend maintenant les questions d'attitudes, on peut voir que, pour la volonté d'accepter un travail différent (ACCEPTATION D'UN TRAVAIL DIFFÉRENT), le coefficient est petit, mais positif. Avec ce résultat, on n'appréhende sans doute pas directement un effet comportemental, mais plutôt le fait qu'il y ait incitation pour les prestataires à affirmer leur volonté d'accepter des offres d'emploi. Chez ceux qui croient qu'il y aura toujours assez de travail pour des personnes ayant leur compétence (ASSEZ DE

TRAVAIL), la propension aux prestations semble un peu moindre. Ce qui est peut-être le plus digne de mention, ce sont les effets positifs plutôt marqués des indicateurs de comportement de découragement ABSENCE D'EMPLOIS et PARTICIPATION NÉCESSAIRE AU RÉGIME.

Dans le cas des variables de « capital social », on remarque que, si quelqu'un dans la famille d'un travailleur a reçu des prestations (PARTICIPATION DANS LA FAMILLE), il y a un léger effet positif et significatif sur la fréquence de participation du travailleur en 1998. Pour la plupart des variables explicatives décrivant les liens régionaux des travailleurs, on ne relève de coefficients significatifs et robustes ni pour 1997 ni pour 1998. Ainsi, la variable TOUJOURS DANS LA MÊME RÉGION présente un effet positif en 1998 seulement. Ces résultats sont quelque peu étonnants si on considère les données fragmentaires selon lesquelles l'existence de liens régionaux diminuerait la mobilité géographique. En fait, ces liens sont en partie ce qui justifie les politiques de « péréquation régionale » et les règles des « prestations prolongées en région » du régime d'assurance-emploi. Par ailleurs, on a estimé que la variable STIGMATISATION PAR LES AMIS (travailleurs qui ne voudraient pas que leurs pairs sachent qu'ils touchent des prestations) est sans effet. Celui de la variable SUPPRESSION APPRÉHENDÉE DU RÉGIME n'est significatif qu'en 1998. Quant à l'effet de l'indicateur de syndicalisation CONVENTION COLLECTIVE, il est positif et significatif, ce qui va dans le sens d'une interprétation du rôle des syndicats comme diffusant de l'information sur les possibilités de prestations. Nous examinerons plus loin l'éventualité que les résultats le plus souvent non significatifs obtenus pour les variables du capital social nous masquent en réalité des effets hommes-femmes en opposition.

Les variables des attitudes et certaines des variables du capital social sont sans doute en colinéarité, ce qui tendrait à rendre imprécises les estimations des coefficients des diverses variables explicatives. Pour vérifier la valeur explicative de ces groupes de variables, nous avons procédé à des tests de maximum de vraisemblance permettant de dégager les éléments de cosignification pour chaque groupe. Si on exclut les variables d'attitudes de l'équation, les statistiques chi carré sont plus élevées (85 et 140 respectivement pour les équations de modélisation des variables EIR97 et EIR98) que si on se trouve à exclure les variables de capital social (33 et 122 respectivement pour EIR97 et EIR98). On pouvait s'attendre à ces importantes valeurs chi carré compte tenu de la grande taille d'échantillon, et l'hypothèse nulle de l'absence d'effets mixtes est rejetée d'emblée dans tous les cas<sup>16</sup>.

Dans toutes ces analyses, une constatation qui revient dans le cas des variables de résidence est celle d'une moindre propension aux prestations chez les travailleurs habitant en région urbaine (VILLE). Comme on pouvait s'y attendre, les travailleurs qui ont déménagé en 1997 étaient moins susceptibles de demander des prestations en 1998 (DÉMÉNAGEMENT EN 1997).

Les indicateurs de province ont une grande valeur explicative et les estimations sont tout à fait « robustes » entre 1997 et 1998. Comme prévu, il y a généralement décroissance en courbe monotone à mesure que l'on traverse le territoire canadien du littoral est aux provinces des Prairies. Toutes les comparaisons se font avec l'Ontario. C'est en Alberta que la participation au régime est la moins probable.

---

<sup>16</sup>À un niveau de confiance de 95 %, les valeurs critiques sont respectivement de 18,31 et 12,6 pour les variables de capital social (10 degrés de liberté) et d'attitudes (6 degrés de liberté).

Dans le cas des variables démographiques, le résultat le plus digne de mention est relevé pour 1998 : les travailleurs exclusivement anglophones sont moins enclins à demander des prestations que les travailleurs exclusivement francophones. L'équation appréhende en fait la différence entre le Québec avec sa main-d'œuvre surtout francophone et les autres provinces. Une instruction supérieure est liée en général à une fréquence inférieure de réception de prestations — comme on pouvait s'y attendre —, mais les valeurs estimées sont faibles et non « robustes ». Dans toute cette analyse empirique, on note une association positive et significative avec la variable de l'âge.

Dans le cas des indicateurs de profession, les résultats sont inégaux. Pour les travailleurs indépendants en 1997, on observe une fréquence bien moindre de participation en 1998 (TRAVAILLEUR INDÉPENDANT). Le gros de cet effet pourrait tenir à une admissibilité restreinte des intéressés aux prestations en 1998. S'ils étaient spécialisés, les cols bleus étaient un peu moins susceptibles de recevoir des prestations en 1998, mais les valeurs estimées ne sont pas très élevées et manquent quelque peu de « robustesse ».

Quant aux indicateurs sectoriels, ils ont plus de valeur explicative que les indicateurs de profession ou les indicateurs démographiques. Les effets estimés pour les secteurs par rapport à l'industrie de la construction sont négatifs. La participation est donc moins fréquente dans tous les secteurs pris en compte. Somme toute, les indicateurs provinciaux et sectoriels, avec les variables SAISONNIER et RÉITÉRANT, sont les variables explicatives dont les effets sont les plus marqués<sup>17</sup>.

### **Équation logistique — hommes et femmes**

Pour examiner si certaines estimations tirées de l'échantillon d'ensemble nous masquent des effets spécifiques des sexes, nous avons réparti les observations de l'échantillon d'estimation entre deux sous-échantillons masculin et féminin. Par souci de concision, nous ne parlerons que des résultats de 1998 (variable dépendante EIR98). Ceux-ci sont présentés au tableau 3. Il convient de noter que, comme l'équation d'estimation est non linéaire et que les probabilités moyennes de réception ne sont pas les mêmes dans ces deux sous-échantillons, il est impossible de directement comparer les ordres de grandeur respectifs des coefficients estimés. Nous rejetons d'emblée l'hypothèse nulle mixte d'absence de différence entre les vecteurs paramétriques respectifs des équations des hommes et des femmes à l'aide d'un test de maximum de vraisemblance (valeur chi carré d'environ 196 comparativement à une valeur critique de 18,5). Il suffit néanmoins d'examiner un peu les écarts entre les estimations des colonnes 1 et 2 (femmes) et des colonnes 3 et 4 (hommes) pour voir qu'il n'y a pas de différences qualitatives importantes entre les résultats des régressions d'échantillon et des régressions de sous-échantillon. Les valeurs ont la même signification et le même signe. Il semblerait que les valeurs d'échantillon d'ensemble ne nous masquent pas beaucoup de tendances empiriques. Ainsi, l'effet positif de la variable de l'utilisation répétée (RÉITÉRANT) est d'un même ordre de grandeur.

---

<sup>17</sup>Le produit SAS du modèle de régression logistique calcule l'effet marginal de chaque covariable sur le logarithme des probabilités de demande de prestations. Ces calculs donnent une idée de l'ordre de grandeur relatif des effets estimés. Les chiffres ne sont pas présentés ici.



**Tableau 3 : Hommes et femmes — décomposition réitérants-non-réitérants, régressions logistiques**  
**Variable dépendante : nombre de semaines de réception de prestations**

	1998, femmes		1998, hommes		1998, non-réitérants		1998, réitérants	
	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type
VALEUR À L'ORIGINE	-0,80 *	0,38	-1,27 **	0,30	-1,42 **	0,39	-0,24	0,31
RÉITÉRANT	0,86 **	0,06	0,73 **	0,05				
HOMME					0,11	0,07	0,00	0,05
SAISONNIER	1,03 **	0,06	1,30 **	0,05	1,13 **	0,07	1,25 **	0,05
ACCEPTATION D'UN EMPLOI SEMBLABLE	-0,07	0,11	0,14	0,09	0,01	0,12	0,15	0,09
ACCEPTATION D'UN EMPLOI DIFFÉRENT	0,20 *	0,08	0,17 *	0,07	0,27 **	0,09	0,11	0,07
ACCEPTATION D'UNE RÉGION DIFFÉRENTE	0,03	0,08	0,07	0,05	0,07	0,07	0,01	0,05
ASSEZ DE TRAVAIL	-0,11	0,06	-0,21 **	0,05	-0,18 **	0,07	-0,15 **	0,05
ABSENCE D'EMPLOIS	0,18 **	0,06	0,13 **	0,05	0,14 *	0,07	0,16 **	0,05
PARTICIPATION NÉCESSAIRE AU RÉGIME	0,26 **	0,06	0,22 **	0,05	0,13	0,07	0,37 **	0,05
DÉMÉNAGEMENT EN 1997	-0,10	0,15	-0,25 *	0,12	-0,24	0,15	-0,18	0,13
PARTICIPATION DANS LA FAMILLE	0,10	0,06	0,19 **	0,05	0,19 **	0,07	0,08	0,05
MOINS DE 1 AN D'OCCUPATION	-0,08	0,09	0,07	0,07	0,20 *	0,10	-0,20 **	0,07
2 À 5 ANS D'OCCUPATION	-0,15	0,08	0,06	0,06	0,15	0,09	-0,18 **	0,06
6 À 10 ANS D'OCCUPATION	0,00	0,08	-0,02	0,07	0,17	0,11	-0,13 *	0,06
PROPRIÉTAIRE	-0,04	0,07	-0,16 **	0,06	-0,23 **	0,08	0,03	0,05
TOUJOURS DANS LA MÊME RÉGION	0,24 **	0,07	0,18 **	0,06	0,19 *	0,08	0,23 **	0,06
FAMILLE DANS LA RÉGION	0,12	0,07	0,01	0,07	0,17 *	0,09	-0,06	0,06
STIGMATISATION PAR LES AMIS	-0,02	0,07	-0,05	0,06	-0,01	0,08	-0,11	0,06
SUPPRESSION APPRÉHENDÉE DU RÉGIME	0,16 **	0,06	0,08	0,05	0,12	0,07	0,10 *	0,05
CONVENTION COLLECTIVE	0,19 **	0,06	0,24 **	0,05	0,22 **	0,07	0,21 **	0,04
VILLE	-0,40 **	0,06	-0,26 **	0,05	-0,45 **	0,07	-0,17 **	0,05
TRAVAIL DU CONJOINT EN 1997	0,17	0,10	-0,04	0,06	-0,09	0,10	0,15 *	0,06

(suite)

**Tableau 3 : Hommes et femmes — décomposition réitérants-non-réitérants, régressions logistiques**  
**Variable dépendante : nombre de semaines de réception de prestations (suite)**

	1998, femmes		1998, hommes		1998, non-réitérants		1998, réitérants	
	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type
T.-N.	0,96 **	0,15	1,14 **	0,13	1,13 **	0,20	0,93 **	0,11
Î.-P.-É.	1,00 **	0,26	0,96 **	0,23	1,06 **	0,38	0,87 **	0,18
N.-É.	0,76 **	0,14	0,75 **	0,11	0,76 **	0,16	0,70 **	0,10
N.-B.	0,65 **	0,14	0,94 **	0,12	0,87 **	0,17	0,77 **	0,10
QUÉBEC	0,25 *	0,11	0,59 **	0,09	0,52 **	0,12	0,40 **	0,09
MAN.	0,16	0,16	0,06	0,13	0,10	0,18	0,12	0,13
SASK.	-0,11	0,19	0,23	0,15	0,13	0,21	0,04	0,14
ALB.	-0,35 **	0,12	-0,28 **	0,10	-0,17	0,13	-0,49 **	0,09
C.-B.	0,55 **	0,09	0,38 **	0,08	0,56 **	0,10	0,28 **	0,08
CONJOINT EN 1997	-0,21 *	0,11	0,02	0,07	0,06	0,11	-0,21 **	0,07
ANGLAIS	-0,25	0,25	-0,52 *	0,23	-0,49	0,28	-0,43	0,24
FRANÇAIS	0,52	0,27	0,04	0,25	0,32	0,31	0,06	0,25
BILINGUE	-0,36	0,26	0,27	0,24	-0,01	0,30	0,12	0,25
ÂGE-CONTINU	0,01 **	0,00	0,01 **	0,00	0,01 **	0,00	0,01 **	0,00
PRIMAIRE	0,03	0,08	0,12 *	0,05	0,01	0,08	0,13 **	0,05
COLLÉGIAL INCOMPLET	-0,11	0,08	0,08	0,07	0,07	0,09	-0,06	0,07
UNIVERSITAIRE COMPLET	-0,26 **	0,09	-0,33 **	0,09	-0,22 *	0,11	-0,35 **	0,08
AUTRES ÉTUDES	-0,30	0,21	0,45 *	0,19	0,25	0,24	-0,08	0,17
IMMIGRANT	0,16 *	0,08	0,03	0,07	0,07	0,09	0,09	0,07
NOMBRE D'ENFANTS	0,09 **	0,03	-0,03	0,02	0,04	0,03	0,02	0,02
TRAVAILLEUR INDÉPENDANT	-1,27 **	0,18	-1,39 **	0,13	-1,53 **	0,20	-1,25 **	0,12
COL BLANC	0,17	0,09	0,00	0,08	0,22 *	0,11	0,02	0,07
COL BLEU NON SPÉCIALISÉ	0,04	0,08	0,17 **	0,05	0,14	0,08	0,16 **	0,05
COMMERCE ET FINANCES	-1,70 **	0,20	-1,00 **	0,08	-1,33 **	0,13	-0,98 **	0,09
AGRICULTURE ET INDUSTRIE								
PRIMAIRE	-0,30	0,24	-0,14	0,09	-0,09	0,16	-0,14	0,09
ADMINISTRATION PUBLIQUE	-1,01 **	0,19	-0,50 **	0,07	-0,68 **	0,12	-0,57 **	0,07
TRANSPORTS, COMMUNICATIONS ET SERVICES PUBLICS	-0,77 **	0,22	-0,67 **	0,09	-0,79 **	0,16	-0,54 **	0,09
FABRICATION	-0,74 **	0,20	-0,73 **	0,07	-0,70 **	0,12	-0,63 **	0,07
Taille de l'échantillon	8 123		12 474		6 036		14 561	
N <sup>bre</sup> d'obs. nulles	3 509		4 381		3 729		4 161	

**Note :** Un et deux astérisques désignent respectivement un niveau de signification statistique de 5 % et de 1 %.

Dans le cas des variables d'attitudes, les estimations de la covariable ACCEPTATION D'UN TRAVAIL DIFFÉRENT sont significatives et positives pour les deux sexes. L'effet négatif de la covariable ASSEZ DE TRAVAIL paraît plus marqué chez les hommes. De plus, les coefficients positifs estimés pour les covariables de découragement des travailleurs PARTICIPATION NÉCESSAIRE AU RÉGIME et ABSENCE D'EMPLOIS sont les mêmes chez les deux sexes. Les variables d'attitudes semblent être d'une plus grande puissance coexplicative pour les hommes à en juger par les niveaux de signification du test de maximum de vraisemblance<sup>18</sup>.

La plupart des estimations des variables de « capital social » ne sont significatives ni pour les hommes ni pour les femmes en 1998. On note une double exception pour les effets des variables TOUJOURS DANS LA MÊME RÉGION (gens ayant longtemps vécu dans la même région) et CONVENTION COLLECTIVE (gens occupant un emploi régi par une convention collective) en 1997, ces effets étant positifs et significatifs pour les deux sexes. Quant à la variable PARTICIPATION DANS LA FAMILLE (membre de la famille ayant reçu des prestations), son effet est positif et significatif pour les hommes seulement. Enfin, la variable VILLE montre l'avantage dont jouissent les deux sexes lorsqu'ils habitent en région urbaine.

Les effets des variables de province accusent peu de divergences hommes-femmes. Dans le cas des variables démographiques, la différence d'effet la plus notable concerne la présence d'enfants qui, on ne s'en étonnera pas, a une légère incidence positive sur les probabilités qu'une femme touche des prestations.

Par ailleurs, les cols bleus non spécialisés ont une plus grande propension aux prestations. Enfin, les variables de la profession sont d'un effet non significatif chez les femmes.

### **Équation logistique — réitérants et non-réitérants**

Pour voir si certaines estimations tirées de l'échantillon d'ensemble nous masquent des différences d'effets entre prestataires habituels et prestataires occasionnels, nous avons décomposé cet échantillon selon ces deux groupes. Les estimations de 1998 (variable dépendante EIR98) figurent aux colonnes 5 à 8 du tableau 3. L'hypothèse nulle mixte d'absence de différence entre les vecteurs paramétriques respectifs des équations des réitérants et des non-réitérants est rejetée d'emblée par un test de maximum de vraisemblance (statistique chi carré d'environ 161 contre une valeur critique de 18,5). La plupart sinon la totalité des résultats de la régression sont qualitativement convergents entre les deux sous-échantillons.

Il n'y a d'effet significatif lié au sexe ni pour les prestataires occasionnels ni pour les prestataires habituels. La variable du travail saisonnier en 1997 (SAISONNIER) a un même effet positif dans les deux groupes.

Si on prend maintenant les questions d'attitudes, l'effet positif estimé pour la variable de l'acceptation d'un travail différent se remarque uniquement pour les prestataires occasionnels

---

<sup>18</sup>Si on exclut les variables de capital social, la statistique chi carré est en 1998 de 63 pour les femmes et de 87 pour les hommes. Si on exclut les variables de recherche d'emploi, elle s'établit la même année à 51 pour les premières et à 103 pour les seconds.

(ACCEPTATION D'UN TRAVAIL DIFFÉRENT). Pour les deux groupes, l'estimation de l'avantage d'un déménagement en 1997 (DÉMÉNAGEMENT EN 1997) est imprécise. Le test de maximum de vraisemblance pour la cosignification des variables d'attitudes indique que celles-ci ont une valeur explicative pour les deux groupes, mais plus pour le sous-échantillon des prestataires habituels<sup>19</sup>.

Dans le cas des variables de « capital social », les résultats empiriques varient selon les catégories d'années d'occupation. Les réitérants qui n'ont pas habité la même région relativement longtemps sont un peu moins susceptibles de recevoir des prestations, mais les effets sont positifs et non significatifs pour la plupart chez les non-réitérants. On relève pour ces derniers un léger effet positif de la variable PARTICIPATION DANS LA FAMILLE. Cet effet est absent chez les réitérants. Un test de maximum de vraisemblance pour la cosignification des variables de capital social indique que celles-ci ont une valeur explicative assez élevée pour les deux sous-échantillons, peut-être un peu plus pour le sous-échantillon de réitérants<sup>20</sup>.

Dans toute cette analyse empirique, les effets provinciaux sont de même signe, mais les ordres de grandeur estimés (d'après la mesure des effets sur le coefficient de probabilité) semblent indiquer des effets un peu plus marqués dans le cas des prestataires occasionnels. Ces mêmes constatations de base valent pour les variables démographiques. Les écarts sont peu notables le plus souvent sauf peut-être pour les variables du capital humain. L'obtention d'un grade universitaire est liée à une fréquence moindre de participation dans les deux sous-échantillons, mais la non-obtention d'un diplôme d'études secondaires se trouve à augmenter la fréquence d'utilisation seulement chez les réitérants.

On ne discerne l'avantage d'être col blanc que dans le sous-échantillon de prestataires occasionnels. Précisons enfin que les effets sectoriels ne semblent guère varier pour la plupart selon les sous-échantillons.

## RÉSULTATS DE RÉGRESSION — MESURE DES SEMAINES DE PRESTATIONS

Une autre mesure de la participation au régime est la mesure discontinue mais à valeurs multiples de la variable des périodes de prestations. Pour ce jeu d'équations, les variables endogènes sont celles du nombre de semaines de prestations en 1997 (RWEEEKS97) et 1998 (RWEEEKS98). Notre première mesure empirique est un modèle linéaire estimé par les techniques des moindres carrés. Pour éprouver la « robustesse » des estimations par rapport à

---

<sup>19</sup>Cette même statistique est respectivement de 140 et de 36 pour les sous-échantillons des réitérants et des non-réitérants.

<sup>20</sup>La statistique chi carré est de 99 pour le sous-échantillon de réitérants et de 64 pour celui des non-réitérants.

un changement de forme fonctionnelle, nous avons employé un modèle Tobit des variables précitées avec estimation par les techniques du maximum de vraisemblance<sup>21</sup>.

Par souci de concision, nous faisons porter l'examen qui suit sur les seules estimations par les moindres carrés, puisqu'elles sont tirées de la forme fonctionnelle linéaire plus générale et que les estimations ponctuelles sont faciles à interpréter. Il faut ajouter que, comme presque toutes les variables indépendantes sont catégoriques, ces estimations rendent essentiellement compte des moyennes conditionnelles des variables dépendantes RWEEKS97 et RWEEKS98. Il est improbable que les valeurs de prévision tombent en dehors des limites de l'intervalle 0-50. Les estimations par les moindres carrés sont qualitativement d'une grande « robustesse » par rapport à l'application du modèle Tobit.

Nous estimons d'abord les équations pour l'échantillon d'ensemble. Nous décomposons ensuite celui-ci selon le sexe, puis selon le clivage réitérants-non-réitérants. L'analyse porte non seulement sur une décomposition à deux degrés (hommes-femmes et prestataires habituels-prestataires occasionnels), mais aussi sur une désagrégation à quatre degrés (hommes réitérants, femmes réitérantes, hommes non réitérants et femmes non réitérantes). Comme ces résultats désagrégés n'ont pas permis de faire beaucoup de constatations nouvelles et que la masse de données empiriques est énorme, ils ne sont pas présentés ici. Les estimations relatives à 1998 (variable endogène RWEEKS98) sont peut-être plus sûres que celles de 1997, toutes les variables explicatives et, ce qui est plus important encore, les indicateurs d'attitudes et la mesure de mobilité géographique étant déterminés d'avance pour 1998.

Cette équation transversale est hétéroscédastique, surtout parce que les distributions des variables endogènes sont très asymétriques à gauche. Ainsi, en 1997 (1998), 18 % (42 %) des unités de l'échantillon n'ont pas eu de semaines de prestations. Faute de disposer de renseignements préalables sur la forme de cette hétéroscédasticité, nous employons la méthode d'estimation convergente d'hétéroscédasticité de White pour établir des estimations convergentes des erreurs-types.

### **Équation linéaire — échantillon d'ensemble**

Le tableau 4 présente les résultats de l'échantillon d'ensemble avec hommes et femmes et prestataires habituels et occasionnels confondus. À la première colonne, on trouvera les résultats de 1997. Les estimations ponctuelles sont à rapprocher d'une moyenne de 12,81 semaines de prestations. Les résultats de 1998 figurent à la troisième colonne. Les estimations ponctuelles sont à comparer à une moyenne de 8,82 semaines de prestations. La valeur explicative de l'équation de 1997 est bien inférieure à celle de l'équation de 1998.

---

<sup>21</sup>Par sa structure, le modèle Tobit permet une composante non linéaire qui tient compte de ce que le processus qui crée une absence de périodes de prestations peut être très différent de celui qui crée des valeurs positives de durée de prestations. Avec la méthode Tobit, on n'impose plus une forme fonctionnelle strictement linéaire à un modèle de deux résultats (propension aux prestations et nombre de semaines de prestations). L'inconvénient avec cette méthode est que les perturbations sont hétéroscédastiques et qu'il n'existe aucun mode de correction. Ces perturbations sont de nature à entacher d'un biais tous les coefficients estimés. Ajoutons que le modèle Tobit fait intervenir une hypothèse de normalité qui pourrait bien ne pas valoir pour ce modèle empirique. Disons enfin que la méthode des moindres carrés et la méthode Tobit ont pour inconvénient commun d'imposer le même vecteur de coefficients aux facteurs déterminants de la fréquence de participation et du nombre de semaines de prestations.

Après rajustement, les coefficients de détermination sont respectivement de 0,21 et 0,33, ce qui s'explique par la moindre dispersion des résultats de participation en 1998<sup>22</sup>.

**Tableau 4 : Échantillon d'ensemble, régressions MCO**  
Variable dépendante : nombre de semaines de prestations

	1997		1998	
	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type
VALEUR À L'ORIGINE	9,56 **	0,94	3,53 **	0,85
RÉITÉRANT	1,48 **	0,16	2,59 **	0,15
HOMME	-0,24	0,17	0,19	0,15
SAISONNIER	4,53 **	0,16	4,96 **	0,15
ACCEPTATION D'UN EMPLOI SEMBLABLE	0,27	0,29	0,51	0,27
ACCEPTATION D'UN EMPLOI DIFFÉRENT	0,86 **	0,22	0,96 **	0,20
ACCEPTATION D'UNE RÉGION DIFFÉRENTE	0,11	0,18	0,39 *	0,16
ASSEZ DE TRAVAIL	-1,35 **	0,15	-0,62 **	0,14
ABSENCE D'EMPLOIS	1,69 **	0,16	1,42 **	0,14
PARTICIPATION NÉCESSAIRE AU RÉGIME	0,30	0,16	0,67 **	0,14
DÉMÉNAGEMENT EN 1997	0,70	0,38	-0,67	0,35
PARTICIPATION DANS LA FAMILLE	0,00	0,04	0,14 **	0,04
MOINS DE 1 AN D'OCCUPATION	0,15	0,23	-0,32	0,21
2 À 5 ANS D'OCCUPATION	0,07	0,20	-0,27	0,19
6 À 10 ANS D'OCCUPATION	-0,06	0,23	-0,11	0,20
PROPRIÉTAIRE	-0,45 *	0,18	-0,40 *	0,16
TOUJOURS DANS LA MÊME RÉGION	0,31	0,19	0,14	0,17
FAMILLE DANS LA RÉGION	-0,09	0,20	0,20	0,18
STIGMATISATION PAR LES AMIS	-0,16	0,19	0,03	0,17
SUPPRESSION APPRÉHENDÉE DU RÉGIME	-0,08	0,16	0,22	0,14
CONVENTION COLLECTIVE	-1,06 **	0,15	-0,36 **	0,14
VILLE	-1,01 **	0,16	-1,74 **	0,15
TRAVAIL DU CONJOINT EN 1997	-0,03	0,21	0,03	0,19

(suite)

<sup>22</sup>Que l'utilisation du régime ait été bien plus grande en 1997 qu'en 1998 est en partie imputable à la méthode d'échantillonnage. L'échantillon d'estimation est représentatif de toute la population de travailleurs ayant présenté une demande de prestations en 1996. Un grand nombre des membres de cette cohorte ont continué en 1997 à toucher les prestations demandées. En 1998, les prestations ayant cessé, la cohorte a eu des valeurs de fréquence qui ressemblaient fort (pour le nombre de semaines de prestations) à celles de la période 1992-1995.

**Tableau 4 : Échantillon d'ensemble, régressions MCO**  
**Variable dépendante : nombre de semaines de prestations (suite)**

	1997		1998	
	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type
T.-N.	8,40 **	0,38	8,85 **	0,34
Î.-P.-É.	7,49 **	0,65	8,19 **	0,59
N.-É.	4,56 **	0,36	4,51 **	0,32
N.-B.	4,57 **	0,35	5,50 **	0,32
QUÉBEC	2,12 **	0,29	1,51 **	0,27
MAN.	-0,41	0,43	-0,06	0,39
SASK.	-0,93	0,48	-0,23	0,44
ALB.	-2,08 **	0,30	-1,11 **	0,27
C.-B.	0,39	0,25	1,50 **	0,23
CONJOINT EN 1997	-0,54 *	0,24	-0,40	0,22
ANGLAIS	-1,66 *	0,69	-2,00 **	0,63
FRANÇAIS	0,07	0,75	1,12	0,68
BILINGUE	0,67	0,73	0,05	0,66
ÂGE-CONTINU	0,05 **	0,01	0,05 **	0,01
PRIMAIRE	0,94 **	0,18	0,76 **	0,16
COLLÉGIAL INCOMPLET	-0,91 **	0,21	-0,25	0,19
UNIVERSITAIRE COMPLET	-0,47	0,26	-0,77 **	0,24
AUTRES ÉTUDES	1,41 *	0,58	0,28	0,53
IMMIGRANT	-0,62 **	0,23	0,00	0,21
NOMBRE D'ENFANTS	0,04	0,07	0,03	0,07
TRAVAILLEUR INDÉPENDANT	1,08 **	0,35	-3,27 **	0,32
COL BLANC	-0,83 **	0,25	-0,27	0,22
COL BLEU NON SPÉCIALISÉ	0,51 **	0,18	0,53 **	0,17
COMMERCE ET FINANCES	-1,18 **	0,28	-3,11 **	0,26
AGRICULTURE ET INDUSTRIE PRIMAIRE	-0,07	0,30	0,36	0,28
ADMINISTRATION PUBLIQUE	-1,33 **	0,25	-2,43 **	0,23
TRANSPORTS, COMMUNICATIONS ET SERVICES PUBLICS	-1,52 **	0,33	-2,59 **	0,30
FABRICATION	-2,65 **	0,25	-2,66 **	0,23
R <sup>2</sup>	0,21		0,32	
Taille de l'échantillon	20 596		20 596	

**Note :** Un et deux astérisques désignent respectivement un niveau de signification statistique de 5 % et de 1 %.

Il n'y a pas de différence significative de valeur à l'origine entre les hommes et les femmes, mais les réitérants ont compté en moyenne environ 2,6 semaines de plus de prestations que les non-réitérants en 1998 (RÉITÉRANT). Les travailleurs ayant déclaré avoir au moins occupé un emploi saisonnier en 1997 ont présenté en moyenne environ 4,9 semaines de plus en 1998 (SAISONNIER). L'effet de la variable RÉITÉRANT peut aussi être appréhendé par certains indicateurs provinciaux, ce qui rend ambiguë l'interprétation de cette estimation.

Pour ce qui est du signe des estimations, on note peu de changements par rapport aux résultats des modèles de choix discontinus de la fréquence de réception. Bien que les variables RWEEKS mesurent à la fois les périodes de prestations et la fréquence de participation, le sens (positif ou négatif) des effets est le même pour la plupart des covariables. Dans l'examen qui suit, nous nous attacherons, par conséquent, aux résultats qui changent lorsque la variable dépendante est celle des périodes de prestations.

L'indicateur TOUJOURS DANS LA MÊME RÉGION a un léger effet positif dans l'équation logistique de 1998, mais l'effet est non significatif dans le modèle du nombre de semaines de prestations<sup>23</sup>. La variable CONVENTION COLLECTIVE a un effet négatif en 1998, et le signe est opposé à celui de l'effet indiqué par les modèles de choix discontinus (voir plus haut). Il semblerait que l'occupation d'un emploi relevant d'une convention collective est de nature à augmenter la propension aux prestations, tout en se trouvant liée à des périodes moindres de prestations. L'explication possible de l'écart est que, si des mesures de licenciement sont souvent possibles chez les travailleurs syndiqués, les emplois régis par une convention collective sont généralement plus durables et moins susceptibles de présenter le caractère intermittent des autres emplois, d'où une diminution du nombre de semaines de prestations.

Les tendances empiriques révélées pour les indicateurs provinciaux sont fort semblables à celles que dégagent les modèles de choix discontinus. Ces indicateurs ont une grande valeur explicative et les estimations se caractérisent par une grande robustesse entre 1997 et 1998. Comme on pouvait s'y attendre, il y a généralement décroissance en courbe monotone à mesure qu'on traverse le territoire canadien d'est en ouest. Toutes les comparaisons se font avec l'Ontario. C'est en Alberta que le nombre de semaines de prestations est le plus bas. Une instruction supérieure est généralement liée à des périodes inférieures de prestations comme prévu, mais les valeurs estimées sont faibles.

Les indicateurs de profession et d'instruction tendent à présenter les signes attendus, mais les estimations sont quelque peu imprécises. Les cols blancs ont eu moins de semaines de prestations que les cols bleus spécialisés (les résultats des modèles de choix discontinus ne sont pas significatifs pour 1998), et les cols blancs non spécialisés en ont eu plus. Les diplômés d'université comptaient moins de semaines que les diplômés d'école secondaire et les gens ayant fait des études primaires complètes, plus. Les valeurs estimées pour presque tous ces effets ne sont pas très élevées.

Dans le cas des indicateurs sectoriels, tous les secteurs sauf celui de l'agriculture et de l'industrie primaire (dont l'estimation n'est pas significative) se caractérisent par un nombre de semaines de prestations bien inférieur à celui de la catégorie de comparaison, à savoir l'industrie de la construction. De toutes les variables explicatives, ce sont les indicateurs provinciaux et sectoriels qui ont le plus d'incidence.

---

<sup>23</sup>Pour vérifier la valeur coexplicative des indicateurs d'attitudes et des variables de capital social, nous avons procédé à des tests F de cosignification pour chaque groupe. Si on exclut les variables d'attitudes de l'équation d'estimation, les valeurs de la statistique F sont bien plus élevées (43,4 et 38,9 pour les équations respectives de modélisation RWEEKS97 et RWEEKS98) que si on exclut les variables de capital social (5,94 et 3,77 respectivement pour RWEEKS97 et RWEEKS98). Vu les faibles valeurs critiques imputables à la grande taille de l'échantillon (à un niveau de confiance de 95 %, valeurs approximatives de 1,83 et 2,01 pour les variables de capital social et d'attitudes), l'hypothèse nulle d'absence d'effets mixtes se trouve rejetée pour ces deux jeux de variables en 1998.



## Équation linéaire — hommes et femmes

Pour voir si certaines estimations tirées de l'échantillon d'ensemble nous masquent des effets spécifiques des sexes, nous avons réparti les observations de cet échantillon entre deux sous-échantillons masculin et féminin. Par souci de concision, nous ne présentons au tableau 5 (variable dépendante RWEEKS98) que les résultats de 1998. On relève une différence de moyenne de semaines de prestations pour 1998 (7,56 pour les femmes et 9,65 pour les hommes). Nous avons voulu, par un test de Chow, cerner les différences de structure entre les équations d'échantillon et les équations de sous-échantillon pour tous les paramètres estimés. L'hypothèse nulle d'une égalité se trouve rejetée<sup>24</sup>. Malgré cette constatation, on peut voir, comme pour les modèles de choix discontinus, qu'il n'y a pas de différences qualitatives marquées entre les deux versions, la signification et le signe des estimations étant semblables. Il suffit de regarder un peu les écarts entre les estimations des colonnes 1 et 2 (femmes) et des colonnes 3 et 4 (hommes) pour juger que la plupart n'ont rien de remarquable. Ainsi, l'effet positif de la variable de l'utilisation répétée (RÉITÉRANT) correspond approximativement à 2,6-2,7 semaines d'augmentation pour les deux sexes. L'occupation d'un emploi saisonnier (SAISONNIER) a pour effet d'augmenter les périodes de prestations d'une valeur approximative de 5,4 semaines pour les hommes et de 4,2 pour les femmes. Les équations de régression des hommes et des femmes sont dans l'ensemble d'une valeur explicative à peu près semblable. Selon les coefficients rajustés de détermination, le niveau serait d'environ 0,32 pour les deux sexes.

Les variables d'attitudes semblent avoir plus de valeur coexplicative pour les hommes. C'est l'inverse qu'on observe pour les variables de capital social<sup>25</sup>. L'effet négatif d'un déménagement en 1997 est significatif seulement pour les hommes. L'effet négatif de l'occupation d'un emploi régi par une convention collective (CONVENTION COLLECTIVE) ne se remarque que chez les femmes.

Pour ce qui est des variables provinciales, on relève peu d'écarts entre les sexes. Pour les variables démographiques, la différence la plus notable concerne la présence d'enfants; on ne s'étonnera pas de discerner seulement dans le cas des femmes un léger effet positif de cette présence sur les périodes de prestations. Signalons enfin que les effets sectoriels négatifs des catégories COMMERCE ET FINANCES, ADMINISTRATION PUBLIQUE et TRANSPORTS, COMMUNICATIONS ET SERVICES PUBLICS sont bien plus marqués chez les femmes, phénomène qu'influence peut-être la composition hommes-femmes de la main-d'œuvre de ces secteurs. Les femmes sont fortement représentées dans les deux premiers secteurs, mais sans être présentes outre mesure dans la catégorie omise de la construction.

---

<sup>24</sup>La statistique F avec 74 d. l. au numérateur et plus de 20 000 au dénominateur est de 5,12 comparativement à une valeur critique extrêmement basse (1,32).

<sup>25</sup>Si on exclut les variables de capital social, la statistique F est respectivement en 1998 de 4,65 pour les femmes et de 3,09 pour les hommes. Si on exclut les variables d'attitudes, elle s'établit respectivement la même année à 12,61 pour les premières et à 28,3 pour les seconds.

**Tableau 5 : Hommes et femmes — sous-échantillons des réitérants et des non-réitérants, régressions MCO**  
**Variable dépendante : nombre de semaines de prestations**

	1998, femmes		1998, hommes		1998, non-réitérants		1998, réitérants	
	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type
VALEUR À L'ORIGINE	6,60 **	1,41	2,50 *	1,12	4,03 **	1,33	6,19 **	1,19
RÉITÉRANT	2,72 **	0,22	2,56 **	0,19				
HOMME					0,39	0,23	0,03	0,21
SAISONNIER	4,22 **	0,23	5,41 **	0,19	4,46 **	0,26	5,30 **	0,18
ACCEPTATION D'UN EMPLOI SEMBLABLE	0,03	0,41	0,81 *	0,35	0,10	0,42	0,89 *	0,36
ACCEPTATION D'UN EMPLOI DIFFÉRENT	0,90 **	0,31	0,95 **	0,26	1,17 **	0,31	0,78 **	0,27
ACCEPTATION D'UNE RÉGION DIFFÉRENTE	-0,41	0,29	0,69 **	0,19	0,37	0,26	0,46 *	0,21
ASSEZ DE TRAVAIL	-0,41	0,21	-0,84 **	0,18	-0,36	0,23	-0,87 **	0,18
ABSENCE D'EMPLOIS	1,44 **	0,22	1,33 **	0,19	0,90 **	0,24	1,91 **	0,19
PARTICIPATION NÉCESSAIRE AU RÉGIME	0,44 *	0,21	0,83 **	0,19	0,50 *	0,23	0,89 **	0,18
DÉMÉNAGEMENT EN 1997	0,07	0,54	-1,03 *	0,45	-0,55	0,49	-0,75	0,55
PARTICIPATION DANS LA FAMILLE	0,63 **	0,22	0,64 **	0,19	0,53 *	0,23	0,70 **	0,19
MOINS DE 1 AN D'OCCUPATION	-0,36	0,34	-0,25	0,27	0,49	0,34	-1,08 **	0,28
2 À 5 ANS D'OCCUPATION	-0,61 *	0,29	0,02	0,24	0,29	0,32	-0,52 *	0,24
6 À 10 ANS D'OCCUPATION	-0,26	0,31	0,02	0,27	0,67	0,37	-0,53 *	0,25
PROPRIÉTAIRE	0,21	0,25	-0,89 **	0,21	-0,59 *	0,26	-0,26	0,22
TOUJOURS DANS LA MÊME RÉGION	0,21	0,25	0,10	0,23	0,26	0,26	0,15	0,24
FAMILLE DANS LA RÉGION	0,50	0,26	-0,05	0,25	0,31	0,28	-0,06	0,25
STIGMATISATION PAR LES AMIS	-0,02	0,27	0,08	0,22	-0,03	0,27	-0,05	0,23
SUPPRESSION APPRÉHENDÉE DU RÉGIME	0,26	0,22	0,21	0,19	0,20	0,23	0,17	0,19
CONVENTION COLLECTIVE	**							
	-1,04	0,22	0,21	0,18	-0,05	0,24	-0,55 **	0,18
VILLE	-2,08 **	0,23	-1,53 **	0,19	-1,86 **	0,25	-1,50 **	0,19
TRAVAIL DU CONJOINT EN 1997	-0,26	0,36	-0,06	0,23	-0,41	0,35	0,34	0,23

(suite)

**Tableau 5 : Hommes et femmes — sous-échantillons des réitérants et des non-réitérants, régressions MCO**  
**Variable dépendante : nombre de semaines de prestations (suite)**

	1998, femmes		1998, hommes		1998, non-réitérants		1998, réitérants	
	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type	Estimation paramétrique	Erreur-type
T.-N.	8,37 **	0,53	9,04 **	0,45	6,18 **	0,70	10,02 **	0,40
Î.-P.-É.	8,39 **	0,86	7,83 **	0,79	6,18 **	1,36	9,01 **	0,64
N.-É.	4,58 **	0,49	4,34 **	0,43	2,90 **	0,59	5,67 **	0,39
N.-B.	5,13 **	0,49	5,60 **	0,42	4,38 **	0,62	6,25 **	0,39
QUÉBEC	0,62	0,40	2,00 **	0,36	0,89 *	0,42	2,57 **	0,37
MAN.	-0,50	0,59	0,19	0,52	-0,29	0,60	0,37	0,54
SASK.	-1,23	0,67	0,34	0,57	-0,24	0,69	-0,01	0,59
ALB.	-0,83 *	0,42	-1,31 **	0,36	-0,77	0,40	-1,74 **	0,41
C.-B.	1,89 **	0,35	1,28 **	0,30	1,58 **	0,34	1,44 **	0,32
CONJOINT EN 1997	-0,12	0,39	-0,29	0,27	-0,03	0,38	-0,75 **	0,28
ANGLAIS	-1,98 *	0,91	-1,56	0,86	-2,39 *	0,96	-2,07 *	0,87
FRANÇAIS	1,51	0,98	1,26	0,93	1,03	1,07	0,47	0,94
BILINGUE	-0,42	0,96	-0,04	0,90	-0,08	1,03	0,79	0,91
ÂGE-CONTINU	0,04 **	0,01	0,06 **	0,01	0,05 **	0,01	0,05 **	0,01
PRIMAIRE	1,30 **	0,27	0,49 *	0,21	0,49	0,29	0,75 **	0,20
COLLÉGIAL								
INCOMPLET	-0,50	0,28	0,06	0,27	0,25	0,29	-0,78 **	0,28
UNIVERSITAIRE								
COMPLET	-0,11	0,32	-1,56 **	0,36	-0,29	0,35	-1,83 **	0,36
AUTRES ÉTUDES	-0,43	0,75	0,93	0,74	1,58	0,82	-1,12	0,73
IMMIGRANT	-0,17	0,30	0,13	0,28	-0,09	0,31	0,17	0,30
NOMBRE								
D'ENFANTS	0,39 **	0,10	-0,19 *	0,09	0,25 *	0,11	-0,15	0,09
TRAVAILLEUR								
INDÉPENDANT	-3,04 **	0,52	-3,21 **	0,41	-3,09 **	0,46	-3,80 **	0,50
COL BLANC	-0,23	0,33	-0,29	0,32	-0,02	0,35	-0,72 *	0,31
COL BLEU NON								
SPÉCIALISÉ	0,44	0,30	0,41 *	0,20	0,21	0,28	0,80 **	0,21
COMMERCE ET								
FINANCES	-6,08 **	0,69	-2,26 **	0,31	-3,30 **	0,44	-2,86 **	0,36
AGRICULTURE ET								
INDUSTRIE								
PRIMAIRE	-0,61	0,81	0,46	0,31	0,46	0,57	0,21	0,31
ADMINISTRATION								
PUBLIQUE	-4,82 **	0,67	-1,79 **	0,28	-2,52 **	0,43	-2,34 **	0,28
TRANSPORTS,								
COMMUNICATIONS								
ET SERVICES								
PUBLICS	-4,99 **	0,80	-2,20 **	0,34	-2,54 **	0,56	-2,79 **	0,35
FABRICATION	-3,60 **	0,70	-3,00 **	0,26	-2,73 **	0,43	-2,88 **	0,28
Taille de l'échantillon	0,32		0,32		0,19		0,27	
N <sup>bre</sup> d'obs. nulles	8 122		12 473		6 035		14 560	

**Note :** Un et deux astérisques désignent respectivement un niveau de signification statistique de 5 % et de 1 %.

## Équation linéaire — réitérants et non-réitérants

Pour voir si certaines estimations tirées de l'échantillon d'ensemble nous masquent des effets qui varient selon qu'il s'agit de prestataires habituels ou de prestataires occasionnels, nous avons décomposé cet échantillon. Le tableau 5 présente les estimations de 1998 (valeur dépendante RWEEKS98). Les non-réitérants ont compté en moyenne 5,07 semaines de prestations cette année-là et les réitérants, 12,4. La valeur explicative de la régression était plus élevée dans le cas de ces derniers. La valeur du coefficient de détermination est de 0,27 (contre 0,19 pour les prestataires occasionnels), d'où l'impression que les réitérants forment un groupe plus homogène. Comme nous l'avons dit à la section précédente, si on fait entrer l'indicateur « réitérant » comme variable explicative pour l'échantillon d'ensemble, l'estimation de l'effet de valeur à l'origine s'écarte nettement de zéro. Pour examiner les différences de structure pour tout le vecteur d'estimations ponctuelles, nous comparons les coefficients de pente des sous-échantillons à ceux de l'échantillon d'ensemble par un test de Chow. L'hypothèse nulle d'une égalité entre tous les paramètres estimés des deux équations se trouve rejetée<sup>26</sup>.

Dans ce qui suit, nous examinons les divergences notables de résultats entre les deux groupes de prestataires. L'effet de la variable du sexe (HOMMES) sur le nombre de semaines de prestations est nul dans les deux cas. Quant à celui de la variable de l'emploi saisonnier (SAISONNIER) en 1997 sur les périodes de prestations en 1998, il est un peu supérieur dans le cas des réitérants.

En ce qui concerne les variables d'attitudes, on constate que les travailleurs qui pensent qu'il y aura toujours assez de travail pour des gens de leur compétence comptent généralement moins de semaines de prestations, mais l'effet est seulement significatif chez les réitérants. Les deux indicateurs de découragement des travailleurs PARTICIPATION NÉCESSAIRE AU RÉGIME et ABSENCE D'EMPLOIS tendent à avoir des effets plus marqués et plus positifs chez ces mêmes prestataires habituels. Dans les deux sous-échantillons, le test de cosignification des variables d'attitudes permet de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'effets, bien que ces variables soient plus agissantes dans le sous-échantillon des réitérants<sup>27</sup>.

Dans le cas des variables du capital social, les mesures des années d'occupation sont significatives seulement pour ce dernier sous-échantillon. Bien que les tendances ne soient pas prononcées, les gens occupant leur demeure depuis relativement longtemps ont tendance à compter un peu moins de semaines de prestations. Il n'y a pas d'écart net entre les deux groupes pour l'effet positif de la réception de prestations par des membres de la famille (PARTICIPATION DANS LA FAMILLE), mais on s'attendrait à ce que l'effet d'information joue un peu plus chez les non-réitérants. Dans ce sous-échantillon, l'effet de la variable CONVENTION COLLECTIVE est nul et l'effet négatif de cette covariable se remarque

---

<sup>26</sup>La statistique F avec 74 d. l. au numérateur et plus de 20 000 au dénominateur est de 7,75 comparativement à une valeur critique extrêmement basse (1,32).

<sup>27</sup>Dans le cas des prestataires occasionnels, la statistique F avec 10 d. l. au numérateur et 5 963 au dénominateur est de 1,78 pour les variables du capital social. Elle s'établit à 8,21 avec 6 d. l. au numérateur et 5 963 au dénominateur pour les variables d'attitudes. Avec 10 d. l. au numérateur et 14 488 au dénominateur, elle est de 4,09 pour les variables de capital social chez les prestataires habituels et, avec 6 d. l. au numérateur et 14 488 au dénominateur, de 37,54 pour les variables d'attitudes.

seulement chez les réitérants. Dans le sous-échantillon des prestataires occasionnels, les variables du capital social n'ont guère de valeur coexplicative pour 1998. Dans celui des prestataires habituels toutefois, l'hypothèse nulle est rejetée pour ces mêmes variables du capital social. Dans l'un et l'autre des groupes, les variables d'attitudes sont d'une bien plus grande puissance explicative que les variables de capital social.

L'ordre de grandeur des variables provinciales est bien supérieur chez les réitérants sauf pour l'indicateur « Colombie-Britannique ». Les paramètres du régime ont beau être généralement les mêmes dans une province pour les deux sous-échantillons, ceux-ci n'en ont pas moins des comportements distincts d'utilisation du régime. Il semblerait que les conditions du marché du travail auxquelles ils font face ne sont normalement pas les mêmes.

Chez les non-réitérants, les effets tant des variables de profession que de la plupart des variables d'instruction ne sont pas significatifs. En revanche, les estimations sont significatives et du signe attendu pour les réitérants. Disons enfin que, le plus souvent, les effets des variables sectorielles ne varient guère selon qu'il s'agit de prestataires habituels ou de prestataires occasionnels.

### **Nouveaux éléments d'examen des effets des variables de capital social et d'attitudes**

Les effets des variables de capital social et d'attitudes et ceux des covariables SAISONNIER et RÉITÉRANT à incidence marquée pourraient être en partie appréhendés par les estimations des variables provinciales. La chose est particulièrement probable dans le cas des provinces de l'Atlantique où on observe généralement des comportements d'emploi (emplois saisonniers ou intermittents) propres aux régions à prestations maximales. Pour cerner cette possibilité, nous avons estimé des équations par les moindres carrés sans les variables fictives de province. Par souci de concision, nous ne présentons pas ces résultats, mais nous résumons ici les changements. Dans l'échantillon d'ensemble, l'effet de la variable RÉITÉRANT en 1998 est plutôt « robuste » par rapport à l'exclusion des indicateurs provinciaux, montant de 2,59 (tableau 4) à 2,96. On ne voit guère de changement non plus pour le coefficient estimé de la variable SAISONNIER. L'écart entre travailleurs purement anglophones et purement francophones — ces derniers comptant plus de semaines de prestations — s'accroît lorsqu'on exclut les indicateurs provinciaux du Québec et des autres provinces. Pour les non-réitérants, il y a perte de valeur explicative, mais les estimations et les niveaux de signification sont « robustes » par rapport à l'exclusion des variables fictives de province. Pour les réitérants, la puissance explicative devient bien moindre et les estimations des covariables ASSEZ DE TRAVAIL, PARTICIPATION NÉCESSAIRE AU RÉGIME et PARTICIPATION DANS LA FAMILLE, des variables des années d'occupation et de l'indicateur VILLE sont d'un ordre de grandeur supérieur. Les résultats de cet exercice pourraient indiquer que, dans la spécification intégrale du modèle, les effets de certaines variables de capital social et d'attitudes pourraient se retrouver en partie dans les effets attribués aux variables binaires des provinces.

## CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons voulu modéliser la fréquence de la participation au régime d'assurance-emploi (chômage), laquelle se trouve mesurée par un double indicateur d'intensité (nombre de semaines de réception individuelle de prestations en 1997 et 1998) et de fréquence (mesure binaire de réception ou de non-réception individuelle ces mêmes années). Ces résultats de participation sont rattachés à une riche diversité de caractéristiques des travailleurs, et notamment à de nouveaux renseignements sur les attitudes des intéressés, à des variables de liens régionaux et à certaines caractéristiques des entreprises.

La propension aux prestations semble subir la large influence de facteurs à spécificité régionale. Les indicateurs provinciaux, qui appréhendent une combinaison de conditions du marché du travail local et de paramètres du régime d'assurance-emploi, ont une grande valeur explicative. Par la conception même du régime, ces deux variables sont codéterminées, et il est impossible de débrouiller empiriquement l'écheveau des effets particuliers attribués à l'une et à l'autre. Les effets d'emploi que l'on peut spécifier dans ce modèle, qu'il s'agisse de saisonnalité, de syndicalisation ou de secteur industriel d'emploi principal, sont aussi prévisibles et plutôt importants. Bref, les caractéristiques provinciales et sectorielles semblent rendre compte d'une bonne partie de la variation qu'explique le modèle de régression. En revanche, la plupart des caractéristiques personnelles observables (variables démographiques, variables de capital humain, etc.) ont des effets positifs ou négatifs selon les indications mêmes des études spécialisées consacrées aux travailleurs déplacés, mais ne paraissent pas avoir une grande incidence sur les tendances de participation au régime.

Les questions du volet de l'enquête sur les attitudes donnent en majeure partie des résultats acceptables : les variables de comportement de découragement des travailleurs ont l'effet prévu. La volonté déclarée d'accepter une offre d'emploi de l'extérieur est en corrélation positive mais faible avec la participation. Les ordres de grandeur estimés n'en paraissent pas moins modestes. On peut sûrement faire valoir que les attitudes risquent d'être mal mesurées et qu'elles sont en codétermination avec les résultats de participation de sorte qu'il vaut mieux interpréter les résultats comme des corrélations statistiques. Bien qu'il soit improbable que l'on puisse trouver des variables instrumentales pour ces attitudes, on peut penser qu'elles sont le reflet des caractéristiques de secteurs particuliers du marché du travail et, dans certains cas, du cycle de dépendance à l'égard du régime d'assurance-emploi.

Les variables de « capital social » semblent d'une incidence moindre par rapport aux variables d'attitudes. Ce qui étonne un peu, c'est que la plupart des variables de liens régionaux (qui disent si le travailleur a habité longtemps dans la région ou si les membres de sa famille y demeurent) paraissent de peu d'importance. On relève un léger effet positif pour la variable de la réception récente de prestations par des membres de la famille.

Disons enfin que l'étude a permis de discerner dans les estimations ponctuelles quelques différences de structure entre les équations des réitérants et des non-réitérants. Précisons que, selon la province de résidence, les premiers ont des périodes de prestations plus longues, d'où l'intérêt éventuel d'une analyse séparée des deux groupes, bien que les paramètres du régime soient les mêmes pour les deux. En revanche, les écarts relevés entre les paramètres estimés des équations des hommes et des femmes n'ont habituellement rien de remarquable.

Les résultats de régression sont qualitativement très « robustes » par rapport aux modifications de forme fonctionnelle. Malgré cette « robustesse », on pourrait rendre le

modèle empirique de la variable des semaines de prestations encore plus souple par la méthode Heckit permettant une modélisation distincte des processus qui sont respectivement à l'origine des demandes et des périodes de prestations. Il serait sans doute possible d'accroître la valeur explicative du modèle si on introduisait dans l'ensemble de données des indications plus fines sur les régions ou qu'on avait la possibilité de mettre en correspondance précise plus de caractéristiques variables dans le temps des emplois occupés, d'une part, et les résultats de participation, d'autre part.

Des études antérieures comme celles de Green et Riddell (1994) et de Corak et Pyper (1995) et d'autres encore que nous avons mentionnées semblent indiquer que le régime d'assurance-emploi tient une très grande place dans les choix de demande de travail dans les régions à prestations maximales. C'est dans ce sens que vont les très nettes tendances provinciales et les tendances sectorielles marquées de la fréquence de participation — ainsi que les comportements bien moins affirmés et moins « robustes » qui sont liés à l'instruction, au degré de spécialisation et aux facteurs démographiques — que l'on peut discerner dans la présente étude. On doit ajouter que le degré relativement bas de puissance explicative des variables d'attitudes et de capital social est peut-être l'indice d'une prépondérance des facteurs de demande sur les facteurs d'offre dans la détermination des résultats de participation, mais il reste que, en améliorant la qualité de ces indicateurs, on pourrait obtenir des résultats empiriques différents. À défaut de modifier largement les paramètres du régime de manière à rendre moins admissibles les gens occupant des emplois saisonniers ou intermittents, on aurait peut-être intérêt à renforcer les services de consultation professionnelle en vue d'augmenter la mobilité sectorielle et régionale et d'ainsi amener les participants à adopter des comportements plus stables et moins discontinus en matière d'emploi. On pourrait combattre certaines attitudes négatives, et notamment celles qui découlent des perceptions des emplois disponibles, en améliorant la diffusion de renseignements sur le marché du travail et les subventions à la mobilité régionale.

## Annexe

À la suite de l'étude de Lemieux et Macleod (1995), j'adopte ici un angle très simple et schématique d'examen de l'offre de travail avec les éléments fondamentaux suivants :

- structure d'incitation, représentée par les paramètres du régime, à laquelle sont exposés les travailleurs par leur interaction avec l'assurance-emploi;
- préférences des travailleurs en ce qui concerne la valeur des loisirs et/ou de la production à domicile;
- productivité des travailleurs, représentée par le salaire du marché.

Pour les travailleurs, il y a quatre situations possibles : (a) choix d'un travail toute l'année sans prestations d'assurance-emploi; (b) choix d'un travail une partie de l'année avec prestations, mais choix d'un travail toute l'année s'il n'y avait pas de prestations; (c) choix d'un travail une partie de l'année avec prestations, mais passage à l'inactivité s'il n'y avait pas de prestations; (d) choix de l'inactivité.

Cette conception diffère de l'orientation « recherche d'emploi » en ce que les cessations d'emploi sont modélisées et qu'on suppose que les coûts de recherche d'emploi seront négligeables, ce qui implique que les chômeurs ne sont pas rationnés sur le marché du travail et peuvent choisir les moments de cessation. Elle se distingue de l'orientation « contrat implicite » parce qu'elle ne tient pas compte du comportement des entreprises. C'est assurément un modèle fort simplifié et nombre d'analystes pourraient remettre en question l'hypothèse d'absence de rationnement des travailleurs. Les prévisions qui en émanent sont toutefois généralement confirmées par les constatations schématiques au sujet des comportements de participation, notamment dans le cas de ceux qui, ayant de faibles liens avec le marché du travail, augmentent leur offre de travail dans les régions à prestations maximales.



## Bibliographie

- Bertrand, M., E. Luttmer et S. Mullainathan. 1998. *Network Effects and Welfare Cultures*, document de travail n° 405, Princeton, New Jersey : Industrial Relations Section, Université de Princeton.
- Borjas, G. 1995. « Ethnicity, Neighborhoods, and Human-Capital Externalities », *American Economic Review* 85: 365-390.
- Coleman, J. 1988. « Social Capital in the Formation of Human Capital », *American Journal of Sociology* 94: S95-S120.
- Corak, M. 1993a. « Unemployment Insurance Once Again: The Incidence of Repeat Participation in the Canadian UI Program », *Analyse de politiques*, 29: 162-176.
- . 1993b. « Is Unemployment Insurance Addictive? Evidence from the Benefit Durations of Repeat Users », *Industrial and Labor Relations Review* 47, 1: 62-73.
- . 1995. *L'assurance-chômage, les mises à pied temporaires et les attentes quant au rappel au travail*, *Sommaire d'évaluation* 8, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- Corak, M. et W. Pyper. 1995. *Entreprises, industries et interfinancement : modes de distribution des prestations d'assurance-chômage et de l'impôt*, *Sommaire d'évaluation* 8, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode. 1995a. *L'assurance-emploi et la productivité de la recherche d'emploi*, *Sommaire d'évaluation* 3, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- . 1995b. *Les effets de l'assurance-chômage sur les salaires, l'intensité de la recherche d'emploi et la probabilité d'un réemploi*, *Sommaire d'évaluation* 27, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- Fallick, B.C. 1996. « A Review of the Recent Empirical Literature on Displaced Workers », *Industrial and Labor Relations Review* 50: 5-16.
- Farber, H. 1997. « The Changing Face of Job Loss in the United States », *Brookings Papers On Economic Activity: Microeconomics*, p. 55-142.
- Green, C. 1994. « What Should We Do With the UI System? », dans *The Social Policy Challenge*, J. Richards et W. Watson (dir.), Toronto : Institut C.D. Howe.
- Green, D. et C. Riddell. 1997. « Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis », *Economic Journal* 107: 17-35.
- Green, D. et T. Sargent. 1998. « Unemployment Insurance and Job Durations: Seasonal and Non-Seasonal Jobs », *Revue canadienne d'économique* 31: 247-278.
- Huff-Stevens, Ann. 1997. « Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses », *The Journal of Labor Economics* 15: 165-188.
- Kesselman, J. R. 1983. *Financing Canadian Unemployment Insurance*, Toronto: Canadian Tax Foundation.
- Kletzer, L. 1998. « Job Displacement », *The Journal of Economic Perspectives* 12: 115-136.

- Lemieux, T. et B. MacLeod. 1995. *L'effet d'apprentissage et l'assurance-chômage, Sommaire d'évaluation 4*, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada, à paraître dans *The Journal of Public Economics*.
- . 2000. « Supply Side Hysteresis: The Case of the Canadian Unemployment Insurance System », *The Journal of Public Economics* 78: 139-170.
- May, D. et A. Hollett. 1995. « The Rock in a Hard Place: Atlantic Canada and the UI Trap », dans *The Social Policy Challenge #9*, J. Richards et W. Watson (dir.), Toronto : Institut C.D. Howe.
- Montgomery, J. 1991. « Social Networks and Labor-Market Outcomes: Toward an Economic Analysis », *American Economic Review* 81: 1408-1418.
- Mortensen, D. 1986. « Job Search and Labour Market Analysis », dans *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter et R. Layard (dir.), Amsterdam : Elsevier Science Publishers.
- Nakamura, A. 1995. « New Directions for UI, Social Welfare, and Vocational Education and Training », *Revue canadienne d'économique* 54: 731-752.
- . 1996. « Employment Insurance: A Framework for Real Reform », C.D. Howe Institute Commentary #85, Toronto : Institut C.D. Howe.
- Nakamura, A., J. Cragg et K. Sayers. 1994. « The Case of Disentangling the Insurance and Income Assistance Roles of Unemployment Insurance », *Canadian Business Economics* 3: 46-53.
- Nakamura, A. et W. E. Diewert. 1997. « Unemployment Insurance in Canada: Problems and Recent Reforms », document photocopié.
- Ruhm, C. 1991a. « Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements? », *American Economic Review* 81: 319-324.
- . 1991b. « Displacement Induced Joblessness », *Review of Economics and Statistics* 73,3: 517-522.
- Statistique Canada. 1999. *Survey on Repeat Use of Employment Insurance: Data Sharing File Microdata Documentation*, mai 1999.
- Wesa, L. 1995. *Travail saisonnier et recours fréquent à l'assurance-chômage, Sommaire d'évaluation 24*, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.
- Wong, G. 1995. *Cessation d'emploi et passage à l'assurance-chômage et à l'aide sociale, Sommaire d'évaluation 9*, Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.

# Les immigrants et l'assurance-emploi

**Arthur Sweetman**  
**School of Policy Studies**  
**Université Queen's**

Citoyens d'un pays qui s'ouvre largement à l'immigration, les Canadiens s'intéressent à la façon dont les personnes nées à l'étranger ont accès aux services sociaux du pays. Une question d'intérêt pour les décideurs au Canada est celle de l'usage que font les immigrants du régime d'assurance-chômage (a.-c.), devenu en juillet 1996 régime d'assurance-emploi (a.-e.), qui compte parmi les programmes sociaux canadiens les plus vastes et les mieux connus<sup>1</sup>. Notre propos sera de décrire les différences d'utilisation du régime entre les Canadiens de souche et les Canadiens nés à l'étranger. Il paraît plausible que les immigrants, et surtout les immigrants récents, aient des expériences différentes de recours à l'assurance-emploi (chômage). La fréquence de participation pourrait ainsi être différente, tout comme les caractéristiques démographiques et les caractéristiques de recherche d'emploi, ce qui exigerait des services différents eux aussi de Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Comme il n'y a guère eu de recherches consacrées à ce sujet au Canada, la présente étude passera en revue plusieurs grandes questions d'utilisation du régime par les immigrants.

Les recherches antérieures sur l'intégration des immigrants au marché du travail canadien ont presque exclusivement porté sur le salaire et l'emploi (entre autres, Baker et Benjamin, 1994; Bloom, Grenier et Gunderson, 1995; McDonald et Worswick, 1997; Grant, 1999; Schaafsma et Sweetman, 1999). Le cadre théorique d'examen fait appel à une poignée de notions simples, dont l'une est communément rattachée aux travaux de Chiswick (1978) : les immigrants peuvent subir un choc négatif ou un « effet d'entrée » à leur arrivée, puisqu'ils se retrouvent dans un milieu nouveau. Ce choc ou cet effet devrait se dissiper avec le temps et les résultats d'emploi des immigrants, inférieurs à la moyenne au départ, devraient progressivement approcher de ceux des Canadiens de souche. Ils pourraient même en venir à dépasser ceux de la population de souche si le système d'immigration canadien a soin de choisir les immigrants en fonction de leurs qualités d'emploi. Un autre thème des études spécialisées, qui a été popularisé par Borjas (1985, 1995), dit que les résultats sur le marché du travail peuvent varier en moyenne selon les cohortes d'arrivants (la même année ou les mêmes années) en raison de différences de maîtrise du français ou de l'anglais ou encore d'autres caractéristiques. Borjas maintient que les résultats d'emploi des cohortes d'arrivants qui se sont succédé ont régressé au fil des ans aux États-Unis<sup>2</sup>.

La réflexion sur les programmes sociaux soulève d'autres questions d'intérêt. À la différence de l'emploi où le gros de la rétribution économique de la réussite ou de l'échec est internalisé et appartient donc au travailleur, les programmes sociaux impliquent un transfert entre travailleurs, et certains commentateurs de la presse populaire ont laissé entendre que les

---

<sup>1</sup>On notera que, dans ce passage d'assurance-chômage à l'assurance-emploi, il n'y a pas simplement un changement de nom et que cette révision au milieu de la période visée par le présent exposé a représenté un vaste remaniement du régime.

<sup>2</sup>En termes plus formels, Borjas mesure des facteurs fixes inobservés comme étant en décroissance, puisqu'il prend en compte certaines caractéristiques démographiques observables.

immigrants profitent par trop du filet de sécurité sociale au pays. Le régime d'assurance-emploi (chômage) n'est qu'une maille de ce filet, mais si on comprend l'usage qu'en font les immigrants, on pourra bien mieux relever le défi en politique publique. Ajoutons qu'une information lacunaire ou d'autres problèmes d'établissement peuvent nuire aux immigrants dans leur recherche d'emploi. Comprendre ces questions et toute autre différence entre immigrants et population de souche peut nous aider à concevoir des politiques qui favoriseront l'intégration économique de nos citoyens issus de l'immigration.

Dans une étude empirique reposant sur des données canadiennes et où on s'est attaché à la participation des immigrants au régime d'assurance-emploi, on s'est intéressé à la fréquence de réception de prestations, c'est-à-dire à la proportion de prestataires dans la population immigrée par rapport à la population de souche. On a voulu voir en particulier comment cette fréquence varie selon le nombre d'années écoulées depuis la migration et en fonction d'effets fixes de cohorte. Crossley, McDonald et Worswick (2000) exploitent des données sur 13 ans de l'*Enquête sur les finances des consommateurs* de Statistique Canada pour constater que les immigrants sont un peu moins susceptibles de toucher des prestations, mais sans pour autant relever d'indices convergents d'une évolution tendancielle de la participation avec le nombre d'années écoulées depuis l'arrivée au pays. À l'opposé, Citoyenneté et Immigration Canada (1999) dit, en s'appuyant sur des données administratives, que les immigrants ont plus de chances, dans leurs 10 premières années de séjour au pays, de recourir aux prestations a.-e. que les Canadiens de souche.

Contrairement à ces études antérieures, notre étude se reporte à des données d'une enquête menée auprès de prestataires recensés à partir des dossiers administratifs de DRHC et qui met l'accent sur la problématique du régime. Notre analyse traite de la fréquence de participation de manière à mettre l'exercice en contexte et les résultats des études antérieures en rapprochement, mais elle va bien plus loin. Par certaines des caractéristiques d'une enquête spéciale auprès des « réitérants » ou prestataires habituels de l'assurance-emploi, elle examine toute différence d'intensité de participation entre Canadiens de souche et immigrants. Elle regarde aussi les résultats de réemploi, ainsi que la nature et les méthodes de recherche d'emploi. C'est là un premier regard jeté sur un domaine relativement inexploré, aussi présentons-nous de simples statistiques descriptives tant pour la population issue de l'immigration que pour la population de souche. Il est possible à un niveau simple d'observer de grandes différences de comportements et de résultats d'utilisation le cas échéant. Ajoutons que, comme on sait que ces deux populations possèdent une structure par âge nettement différente et d'autres caractéristiques démographiques aussi divergentes comme le niveau moyen d'instruction, bien des résultats seront statistiquement rapportés à ces variables pour une meilleure compréhension des écarts entre les deux groupes.

Somme toute, quelques tendances intéressantes se dégagent des données. Les immigrants étaient bien moins susceptibles que les Canadiens de souche de demander des prestations d'assurance-emploi. En d'autres termes, la fréquence de leur participation était moindre. Même les immigrés récents, qui ont plus de chances de recourir au régime que ceux qui sont arrivés au Canada avant eux, présentent un taux de demande de prestations inférieur à celui de la population de souche. Qui plus est, l'intensité de participation chez ceux qui ont fait des demandes, comme ce degré d'utilisation est mesuré par les semaines et les valeurs de prestations, était également moindre. Précisons en outre que les prestataires issus de l'immigration avaient des caractéristiques démographiques très différentes de celles des

prestataires de souche. Aspect plus important encore, les deux groupes se distinguaient nettement par la nature de leur recherche d'emploi. Les probabilités étaient bien plus grandes que les prestataires nés à l'étranger aient fait l'objet de mesures de cessation permanente d'emploi et que les prestataires nés au Canada aient été licenciés à titre provisoire et s'attendent à être rappelés au travail. La différence subsiste même après prise en compte des différences d'industrie, de profession, d'instruction et de région. Ainsi, la recherche d'emploi paraît plus difficile en moyenne chez les immigrants, mais ceux-ci semblent en revanche s'être efforcés davantage de trouver du travail. On relève dans leur cas plus d'heures et de méthodes de recherche d'emploi. On a également l'impression que les immigrants — et notamment les plus récents — en chômage ont été prêts à prendre des emplois moins bien rémunérés que ceux qu'acceptaient les travailleurs de souche ayant des caractéristiques observables du même ordre. À la date de l'enquête, les immigrants avaient un peu moins de chances d'avoir occupé un emploi que les Canadiens de souche, mais les difficultés qu'ils affrontaient étaient supérieures et ils entreprenaient plus activement de trouver du travail.

Nous décrirons d'abord les données utilisées aux fins de cette étude. Nous examinerons ensuite les deux groupes d'utilisateurs du régime d'assurance-emploi. Dans cette analyse et le reste de l'exposé, nous étudierons séparément les hommes et les femmes, d'où la possibilité d'une comparaison portant sur quatre groupes sexe-immigration. Nous poursuivrons en cernant divers aspects du phénomène du réemploi, ainsi que les différences de techniques de recherche. Enfin, nous traiterons de la question de l'utilisation répétée ou habituelle du régime.

## **SOURCE DE DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE**

De janvier à mars 1998, Statistique Canada a effectué des interviews téléphoniques aux fins de l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAÉ) dans le cadre d'un programme réalisé pour DRHC par la Société de recherche sociale appliquée (SRSA). La base de sondage comprend les personnes qui ont fait une nouvelle demande et reçu des prestations ordinaires en 1996 et qui habitaient une des 10 provinces canadiennes selon les dossiers administratifs de ce ministère. L'enquête a permis de se renseigner sur le réemploi, la recherche d'emploi, les caractéristiques démographiques de base et, ce qui est d'un intérêt particulier pour notre analyse, la situation d'immigrant et l'année d'arrivée au Canada. Presque toutes les données obtenues sur l'emploi visent l'année civile 1997. L'enquête a aussi été l'occasion de réunir des indications détaillées sur les employeurs (jusqu'à trois)<sup>3</sup>. On a enfin mis en correspondance les renseignements limités provenant des dossiers administratifs de DRHC sur les prestations reçues, d'une part, et les données issues de l'enquête, d'autre part.

Le taux de réponse de cette dernière s'établit à 75 % environ, phénomène normal dans un genre d'enquête où on doit joindre les personnes au téléphone en se fondant sur les indications des dossiers administratifs fédéraux<sup>4</sup>. La nature de cette non-réponse est toutefois probablement sujette à une importante sélectivité d'échantillon à certains égards. Ainsi, les

---

<sup>3</sup>Certaines des questions sont toutefois formulées de manière à viser la période comprise entre janvier 1997 et la date d'enquête. Il s'agit de 12 à 15 mois environ selon les répondants. Pour la plupart des fins de l'étude, aucun problème sérieux ne se pose dans la mesure où les immigrants et les Canadiens de souche qui répondent à l'enquête sont d'une répartition à peu près semblable sur la « plage » des interviews.

<sup>4</sup>L'*Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi* (ECPIE) de DRHC présente la même base de sondage et le même taux de réponse.

méthodes de repérage permettent bien moins de joindre les personnes qui se déplacent sur le territoire que les autres. On doit garder la chose à l'esprit lorsqu'on interprète les résultats de l'étude, mais il n'y a guère de façon d'en tenir expressément compte dans les limites de la présente analyse.

Une question plus fondamentale qui se pose pour la plupart des données de ce genre est celle de l'impossibilité d'observer les effets de cycle économique. Les années 1995 et 1996 se sont caractérisées par une expansion lente se situant entre crête et creux de cycle. Il est vraisemblable que les types de travailleurs qui demandent des prestations à ce stade de l'évolution cyclique soient différents en moyenne de ceux qui font de même à d'autres stades. Il se peut aussi que le cycle influe différemment sur la population immigrée et la population de souche (la répartition industrielle et/ou professionnelle est peut-être différente, par exemple). McDonald et Worswick (1998) soutiennent que le revenu du travail des immigrants (peut-être comme celui des jeunes travailleurs qui font aussi leur entrée sur le marché du travail) est plus sensible aux effets de cycle que celui des Canadiens de souche. De même, Crossley, McDonald et Worswick (2000) ont constaté que le profil de participation au régime des immigrants depuis leur arrivée était, à comparer à celui de la population de souche, très sensible au choix de l'année de tenue de l'enquête. Il est donc possible que les immigrants aient été plus durement heurtés par la récession du début des années 1990 et aient trouvé plus difficile d'accumuler les heures de travail nécessaires à une admission aux prestations. Comme dans le cas du taux de réponse, c'est une chose à garder à l'esprit, mais sans qu'il soit vraiment possible de soumettre la question à l'analyse avec un seul profil transversal de données.

Dans l'ERAE, les ritérants sont suréchantillonnés à dessein. La stratégie d'échantillonnage prévoit 50 strates, chaque strate représentant une province. La stratification comprend les provinces et le nombre d'années où une nouvelle demande de prestations a été présentée dans les cinq ans se terminant en 1996<sup>5</sup>. Cela implique que l'analyste doit soigneusement veiller à appliquer un plan de pondération d'enquête approprié s'il entend bien dégager les paramètres d'intérêt pour la population (moyennes, régressions, coefficients, etc.) et, ce qui est peut-être moins important, corriger les erreurs-types en fonction de la stratification. Tout au long de l'exposé, nous procédons à l'estimation de l'ensemble des moyennes, des écarts-types et des autres statistiques en tenant compte de ces questions.

Dans le gros de l'analyse qui suit, nous examinons les différences entre les immigrants en fonction de leur date de migration au Canada, parce que, comme on l'a fréquemment observé par le passé (voir, par exemple, Chiswick, 1978, et Borjas, 1985, 1995, et, pour le Canada, Baker et Benjamin, 1994, Bloom, Grenier et Gunderson, 1995, McDonald et Worswick, 1997, Grant, 1999, et Schaafsma et Sweetman, 1999), il se trouve d'abord que les immigrants s'intègrent économiquement à mesure que s'allonge leur séjour en pays d'accueil et qu'ensuite les résultats sur le marché du travail varient selon les cohortes d'arrivants à cause de facteurs comme la compétence linguistique qui, en moyenne, diffèrent selon les années d'arrivée. On notera que, comme nous n'utilisons ici qu'un simple profil transversal de données, il est impossible, ainsi que l'a fait remarquer Borjas (1985), de distinguer les changements de

---

<sup>5</sup>On peut donc voir dans l'enquête un ensemble de 50 sous-populations indépendantes (strates), car 50 groupes définissables font l'objet d'un échantillonnage distinct. Cela offre un certain nombre de propriétés statistiques d'intérêt. Dans le plan d'échantillonnage, il n'y a pas de grappes.

résultats à la suite d'une intégration économique qui s'opère au fil des ans des changements entre cohortes successives à cause de différences fixes de composition de ces dernières.

L'ensemble de données comprend 22 577 observations. Certaines ne servent toutefois pas à l'analyse à cause de la non-réponse pour un petit nombre de variables primordiales comme celles de la situation d'immigrant, de l'âge, de la situation de réemploi et du sexe.

L'échantillon final à des fins d'analyse se compose de 1 395 immigrants, de 1 127 immigrantes, de 11 799 Canadiens de souche et de 7 844 Canadiennes de souche. Tout au long de l'analyse, hommes et femmes sont traités séparément, les uns et les autres avec leur propre jeu de coefficients de régression. Pour chaque sexe cependant, immigrants et Canadiens de souche se voient fréquemment attribuer les mêmes coefficients pour un grand nombre de variables dans le volet « régression » de l'analyse.

## **ANALYSE EMPIRIQUE**

### **Utilisation du régime**

Il est bon de mettre l'analyse en contexte en décrivant d'abord les différences de taux d'utilisation des prestations ordinaires d'assurance-emploi (chômage) entre groupes immigration-sexe. Ce sont des estimations d'intérêt puisque, comme nous l'avons mentionné, il semblerait qu'une poignée seulement de mesures de fréquence de participation figurent dans les études spécialisées canadiennes et que toute comparaison de semaines et/ou de valeurs de prestations en soit absente (il faut aussi dire que presque toutes les études portent uniquement sur les hommes ou encore sur les deux sexes combinés). Dans la partie A du tableau 1, nous caractérisons plus finement les immigrants selon leur année d'arrivée ou, ce qui revient au même (il s'agit d'une enquête transversale réalisée en 1998), selon la durée de leur séjour au Canada. La partie B vise certaines tranches d'âge. Comme l'ERAE appréhende seulement les prestataires de l'assurance-emploi, les estimations de population en général et de population active de la partie supérieure du tableau 1 sont fondées sur le recensement de 1996 et décrivent tous les résidents permanents de 15 à 65 ans autres que ceux des territoires. Les colonnes 1 (hommes) et 6 (femmes) présentent la proportion de la population active canadienne que représente chaque groupe. Les Canadiens et les Canadiennes de souche constituaient respectivement 43 % et 37 % de la population active et les immigrants et les immigrantes, 11 % et 9 % ( $43 + 37 + 11 + 9 = 100$  %). Par ailleurs, selon les proportions de la population en général que décrivent les colonnes 2 (hommes) et 7 (femmes), les hommes nés au Canada et à l'étranger étaient respectivement un peu surreprésentés dans la population active par rapport aux femmes<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup>Comme les travailleurs à temps partiel étaient moins susceptibles d'être protégés par le régime d'assurance-emploi (bien qu'étant aussi visés par ce dernier) et que les femmes avaient bien plus de chances de travailler à temps partiel, il faut interpréter avec prudence les comparaisons prestataires-actifs entre les deux sexes.

**Tableau 1 : Taux de demande de prestations des immigrants et des Canadiens de souche**

	Hommes					Femmes				
	Popu- lation active	Population	Pres- tatai- res	Presta- taires/ actifs	Presta- taires/ habitants	Popu- lation active	Population	Pres- tatai- res	Presta- taires/ actifs	Presta- taires/ habitants
	(%)	(%)	(%)			(%)	(%)	(%)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<b>Partie A : 15 à 65 ans</b>										
Canadiens de souche	43,27	39,75	50,58	1,17	1,27	37,60	40,46	34,27	0,91	0,85
Immigrants	10,39	9,68	8,34	0,80	0,86	8,73	10,10	6,83	0,78	0,68
Immigrants par année d'arrivée										
avant 1961	1,44	1,45	0,85	0,59	0,59	1,03	1,36	0,78	0,76	0,57
1961-1970	1,98	1,72	1,30	0,66	0,76	1,61	1,75	1,16	0,72	0,66
1971-1980	2,69	2,29	1,81	0,67	0,79	2,36	2,36	1,62	0,69	0,69
1981-1990	2,48	2,32	2,26	0,91	0,97	2,15	2,45	1,65	0,77	0,67
1991-1996	1,80	1,91	2,11	1,17	1,10	1,59	2,18	1,62	1,02	0,74
<b>Partie B : Tranches d'âge</b>										
25-35 ans										
Canadiens de souche	44,20	40,43	54,14	1,22	1,34	38,77	41,48	32,48	0,84	0,78
Immigrants	9,06	8,67	7,71	0,85	0,89	7,97	9,42	5,68	0,71	0,60
36-45 ans										
Canadiens de souche	42,53	39,36	46,41	1,09	1,18	38,10	40,50	37,70	0,99	0,93
Immigrants	10,17	9,66	8,51	0,84	0,88	9,20	10,48	7,38	0,80	0,70
46-55 ans										
Canadiens de souche	40,71	37,14	42,65	1,05	1,15	33,67	37,47	38,26	1,14	1,02
Immigrants	14,06	12,63	9,43	0,67	0,75	11,56	12,76	9,67	0,84	0,76

**Note :** Les échantillons de population générale et de population active viennent du recensement de 1996. Les tailles d'échantillon sont respectivement de 537 474 et 401 248 unités. L'échantillon ERAE comprend 1 395 immigrants, 1 127 immigrantes, 11 799 Canadiens de souche et 7 844 Canadiennes de souche.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données de l'ERAÉ et du fichier de microdonnées « personnes » du recensement canadien de 1996.

Les colonnes 3 et 8 indiquent la proportion de la population de prestataires que représente chaque groupe. Les colonnes 4 et 9 présentent les rapports prestataires-actifs et les colonnes 5 et 10, les rapports prestataires-habitants. Le groupe des hommes nés au Canada est le seul qui soit surreprésenté chez les prestataires par rapport à ses proportions respectives de la population active et de la population en général. Il forme 42,6 % de la population active, mais sa part de l'ensemble des prestations s'établit à 50,6 % pour l'année. Le rapport est de 1,19 (50,6 sur 42,6). Le groupe des femmes nées au Canada se classe au deuxième rang sur ce plan avec un rapport prestataires-actifs de 0,93. Les hommes issus de l'immigration forment par contraste environ 11 % de la population active, mais leur part des prestations n'est que de 8 % pour un rapport de 0,75. C'est chez les immigrantes que le taux de demande de prestations est le plus faible avec un rapport de 0,73, situation à peu près semblable à celle de l'autre sexe. Dans l'ensemble, ce sont les hommes nés au Canada qui semblent avoir fait le plus usage du régime, immédiatement suivis des femmes nées au Canada.



Lorsqu'on voit au bas de la partie A comment évolue l'utilisation du régime chez les immigrants à mesure que s'allonge leur séjour au pays (c'est-à-dire suivant les cohortes d'arrivants), on discerne une nette tendance (voir les colonnes 4 et 5 pour les hommes et 9 et 10 pour les femmes) à une moindre participation au fil des ans. Les courbes sont plus prononcées pour les hommes que pour les femmes. Chez les hommes, le rapport d'utilisation tombe d'un niveau légèrement supérieur à leur proportion de la population (1,03) à un peu plus de la moitié de cette même proportion (0,55). Chez les femmes, il fléchit de 0,69 à 0,53. Même les cohortes récentes n'ont toutefois pas présenté de taux de demande de prestations aussi élevés que ceux des hommes nés au Canada. Bien sûr, les immigrants qui comptent plus d'années de séjour au pays viennent de cohortes différentes d'arrivants. Leurs caractéristiques et leurs expériences peuvent différer à divers égards.

La théorie « classique » de l'intégration économique des immigrants de Chiswick (1978) offre des prévisions qui ne concordent qu'en partie avec les résultats que nous présentons. Cet auteur s'intéresse aux salaires dans cette première étude, mais des chercheurs comme Baker et Benjamin (1995) ont appliqué ses idées à tout ce qui est réception de prestations sociales. Dans cette théorie, les immigrants ont sur le marché du travail des résultats inférieurs à ceux des Canadiens de souche à cause de chocs d'entrée et d'un manque de connaissance du milieu local, mais à mesure que leur séjour s'allonge, ils s'approchent des résultats de la population de souche et finissent peut-être par obtenir de meilleurs résultats s'ils sont choisis au départ pour leurs qualités d'emploi. Les coefficients que nous estimons ici appréhendent à la fois le phénomène de l'intégration et les effets fixes de cohorte. Nous ignorons donc dans quelle mesure ce que nous observons résulte d'une intégration économique, mais il semblerait que les immigrants ressemblent plus au départ aux Canadiens de souche et moins à mesure que s'écoulent les années. Toutefois, la tendance que fait voir Chiswick est évidente : les résultats des immigrants sur le marché du travail s'améliorent (la participation au régime diminue) avec les années au Canada.

Il serait bon de comparer les résultats du tableau 1 à d'autres résultats de recherche. Crossley, McDonald et Worswick (2000) emploient 13 profils transversaux et recourent à des méthodes longitudinales par lesquelles ils tentent de distinguer les effets fixes de cohorte de la « pure » intégration économique pour ce qui est de la fréquence de participation au régime. Ils réagissent ainsi à une étude plus restreinte (1995) de Baker et Benjamin, qui ont constaté une « assimilation économique » dans l'utilisation du régime. L'interprétation des résultats de Crossley, McDonald et Worswick est donc fort différente de celle des estimations du présent exposé, puisque les profils du tableau 1 mêlent les effets d'intégration et de cohorte. À l'aide des données de l'*Enquête sur les finances des consommateurs* de Statistique Canada, ces auteurs ne distinguent aucune tendance uniforme — quant à la fréquence de participation des immigrants avec les années écoulées depuis la migration — par rapport à la situation des travailleurs masculins de souche aux caractéristiques comparables (ils n'examinent cependant pas la situation des femmes). Il reste que, pour certaines suites d'années, les courbes semblent des plus prononcées. Crossley, McDonald et Worswick relèvent aussi des différences appréciables d'effets fixes de cohorte, mais ceux-ci varient aussi selon les enquêtes. Une explication en est que les résultats relatifs des immigrants et des Canadiens de souche sur le marché du travail varient au long du cycle économique et/ou que les effets fixes entrent en interaction quelconque avec les profils d'intégration. Leur étude nous rappelle les limites d'une interprétation de données transversales.

La constatation la plus solide qui s'accorde avec celles de Baker et Benjamin (résultats publiés en 1995 qui sont fondés sur un sous-ensemble des mêmes données) et de l'auteur de la présente étude est que les immigrants recourent moins fréquemment au régime d'assurance-emploi que les Canadiens de souche. Précisons cependant qu'une récente étude (1999) de Citoyenneté et Immigration Canada (CIC), qui s'appuie sur la Banque de données longitudinales sur les immigrants (BDIM), en vient à des constatations qui, de prime abord, paraissent fort différentes sur la fréquence de participation des immigrants et des Canadiens de souche. Cette étude combine les sexes et tient uniquement compte des immigrants qui, à leur arrivée au Canada, avaient 18 ans et plus. Il s'agit d'une analyse transversale rétrospective qui porte sur la réception de prestations d'assurance-emploi en 1995. En faisant abstraction de l'année même de l'arrivée, où le taux de demande de prestations est faible, elle constate que, pendant les 10 premières années environ de leur séjour, les immigrants utilisent plus fréquemment le régime en moyenne que l'ensemble des contribuables canadiens de 20 ans et plus<sup>7</sup>. On pourrait d'abord penser que ce taux supérieur de demande vient contredire l'auteur de la présente étude, Baker et Benjamin, ainsi que Crossley, McDonald et Worswick. Toutefois, la différence vient probablement de l'échantillonnage. Schaafsma et Sweetman (1999) indiquent que les salaires des immigrants sont très directement fonction de leur âge à l'arrivée au pays. Ceux qui immigrent dans l'enfance ont de bien meilleurs résultats salariaux que ceux qui arrivent au pays plus âgés. On pourrait penser que le même effet (résultats professionnels plus médiocres si on est plus âgé à l'arrivée) se produit dans le cas de la participation au régime. En limitant l'échantillon à ceux qui ont immigré à l'âge adulte, CIC se trouve à retrancher les immigrants aux meilleurs résultats économiques.

Pour en revenir au tableau 1, la partie B ventile les groupes d'immigrants selon l'âge puisque, comme nous le verrons, la population immigrée et la population de souche sont d'une structure d'âge différente. Fait intéressant, chez les hommes tant issus de l'immigration que nés au Canada (colonnes 4 et 5), le taux de demande de prestations décroît avec l'âge, mais on observe l'inverse dans le cas des femmes (colonnes 9 et 10). Dans tous les cas, les immigrants font bien moins usage du régime que la population de souche.

Si les immigrants (comme l'indique le tableau 1) sont moins susceptibles de recevoir des prestations, la prochaine question qui se pose naturellement est celle de l'intensité de la participation dans le cas de ceux qui ont eu recours au régime. Le tableau 2 examine la question — dont ne parlent pas les études précitées sur l'utilisation du régime par les immigrants — par une simple totalisation du nombre moyen de semaines de prestations et de la valeur des paiements reçus en 1996. Comme dans un grand nombre des tableaux qui suivent, il présente entre crochets pour les diverses estimations des intervalles de confiance à 95 % en vue d'une évaluation des différences statistiques entre les quatre groupes sexe-immigration. Dans l'ensemble, les immigrants ont eu un peu moins de semaines de prestations — 1,0 de moins chez les hommes et 1,4 chez les femmes — et les différences sont statistiquement très significatives comme en témoignent les écarts entre intervalles de confiance à 95 %. Ces derniers représentent approximativement un décalage négatif de

---

<sup>7</sup>L'étude de CIC est une des rares qui utilisent des cohortes annuelles par opposition aux groupes sur cinq à dix ans qu'imposent la plupart des fichiers de données accessibles. Elle indique nettement une intégration très rapide des immigrants à tout ce qui est utilisation du régime. La fréquence de participation est faible l'année de l'arrivée, mais elle s'accroît la deuxième année et se révèle relativement constante pendant une décennie. Cela implique que la mise en groupes n'a pas de sérieux effets de distorsion sur les données.

6,25 % dans le cas des hommes et de 8,6 % dans celui des femmes. De même, la valeur des prestations reçues est moindre chez les immigrants, bien que le chevauchement des intervalles à 95 % chez les femmes indique que la différence n'est pas statistiquement significative au niveau de 5 % dans leur cas, bien qu'elle le soit au niveau de 10 %.

**Tableau 2 : Nombre moyen de semaines de prestations et valeur des prestations en 1996 chez les Canadiens de souche et les immigrants**

	Hommes		Femmes	
	Semaines	Valeur (\$)	Semaines	Valeur (\$)
<b>Canadiens de souche</b>	16,0 [15,8; 16,2]	4 715 [4 648; 4 783]	16,3 [16,1; 16,5]	3 270 [3 210; 3 330]
<b>Immigrants</b>				
Ensemble	15,0 [14,5; 15,6]	4 312 [4 128; 4 496]	14,9 [14,3; 15,5]	3 085 [2 934; 3 237]
<b>Immigrants par année d'arrivée</b>				
avant 1961	15,7 [14,1; 17,2]	5 277 [4 716; 5 838]	16,2 [14,5; 17,9]	3 799 [3 255; 4 343]
1961-1970	15,7 [14,5; 17,0]	5 393 [4 942; 5 844]	14,5 [13,2; 15,9]	3 119 [2 797; 3 441]
1971-1980	14,7 [13,7; 15,8]	4 346 [3 977; 4 715]	14,3 [13,0; 15,5]	3 156 [2 830; 3 482]
1981-1990	15,7 [14,6; 16,8]	4 255 [3 914; 4 597]	15,0 [13,7; 16,3]	3 083 [2 789; 3 377]
1991-1996	13,9 [12,6; 15,2]	3 267 [2 880; 3 655]	14,9 [13,6; 16,2]	2 638 [2 372; 2 904]

**Note :** Les intervalles de confiance à 95 % figurent entre crochets.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

Si on regarde les années d'arrivée, les immigrants qui sont au pays depuis plus longtemps ont un nombre de semaines de prestations plus proche de celui des Canadiens de souche, mais la participation des immigrants plus récents s'avère bien moins intense. De plus, la valeur moyenne des prestations des premières cohortes d'arrivants est supérieure à celle de la population de souche (mais il ne s'agit pas d'une supériorité significative pour les deux sexes).

Dans l'ensemble, les immigrants étaient moins susceptibles de recourir au régime et, s'ils le faisaient, leur utilisation était un peu moins intense, si on la mesure par les semaines et les valeurs de prestations. Bien sûr, ces simples totalisations ne tiennent pas compte des éventuelles différences démographiques; c'est une question que nous aborderons dans la section intitulée « Évolution ultérieure de l'utilisation du régime ».

### Statistiques descriptives

Le tableau 3 livre de simples statistiques descriptives qui comparent les prestataires immigrants aux prestataires de souche à l'aide des données ERAE. De très grandes différences ressortent. Comme on peut le voir, à 41,6 ans en moyenne, les immigrants de sexe masculin dépassaient en âge d'un peu moins de quatre ans les hommes nés au Canada et les

immigrantes, d'un peu moins de trois ans la population féminine de souche. Ajoutons que les hommes nés à l'étranger présentaient en matière d'instruction des résultats plus variables que les hommes nés au Canada, comptant presque deux fois plus de diplômés d'université, mais aussi plus de gens ayant fait les seules études primaires. Chez les femmes, les deux répartitions étaient plus convergentes, mais les immigrantes ayant les seules études primaires pour bagage scolaire étaient bien plus nombreuses. Ces tendances sont ce à quoi on pouvait s'attendre compte tenu de la politique d'immigration canadienne. Par le système de points d'appréciation, on se trouve en effet à sélectionner les immigrants en partie en fonction de leur instruction. Il reste que chaque famille choisit une seule personne en vue de cette appréciation et que, empiriquement, on peut observer que c'est habituellement l'homme de la maison qui est désigné. Par ailleurs, il y a souvent aussi sélection de beaucoup d'immigrants hors de ce système, et certains candidats à l'immigration possèdent un bagage scolaire relativement maigre.

**Tableau 3 : Statistiques descriptives selon le sexe et la situation d'immigrant**

	Hommes		Femmes	
	(1) Immigrants	(2) Canadiens de souche	(3) Immigrantes	(4) Canadiennes de souche
Âge	41,60 (0,31)	37,79 (0,11)	42,39 (0,32)	39,46 (0,12)
Études primaires	0,14	0,10	0,14	0,05
Études secondaires incomplètes	0,18	0,29	0,14	0,18
Études secondaires complètes	0,25	0,29	0,25	0,28
Études collégiales incomplètes	0,09	0,08	0,11	0,10
Études collégiales complètes	0,16	0,13	0,15	0,18
Études universitaires incomplètes	0,05	0,04	0,05	0,06
Études universitaires complètes	0,13	0,07	0,16	0,15
Anglais	0,73	0,54	0,70	0,55
Français	0,05	0,22	0,08	0,22
L'un et l'autre	0,15	0,23	0,15	0,23
Ni l'un ni l'autre	0,07	0,00	0,08	0,00
Conjoint	0,74	0,63	0,74	0,72
Région urbaine	0,90	0,61	0,90	0,65
Terre-Neuve	0,00	0,05	0,00	0,05
Île-du-Prince-Édouard	0,00	0,01	0,00	0,01
Nouvelle-Écosse	0,01	0,05	0,01	0,05
Nouveau-Brunswick	0,01	0,06	0,01	0,06
Québec	0,18	0,37	0,21	0,35
Ontario	0,48	0,22	0,47	0,25
Manitoba	0,03	0,03	0,02	0,03
Saskatchewan	0,00	0,03	0,00	0,02
Alberta	0,08	0,07	0,07	0,07
Colombie-Britannique	0,20	0,11	0,20	0,09
Taille de l'échantillon	1 395	11 799	1 127	7 844

**Notes :** « Conjoint » s'entend d'un conjoint de droit ou de fait.

Les erreurs-types pour l'âge figurent entre parenthèses. L'addition de certaines proportions peut ne pas donner l'unité à cause des arrondis.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

On peut aussi relever des différences appréciables de compétence linguistique. De 7 % à 8 % des immigrants ne parlaient ni français ni anglais et, chez ceux qui parlaient une des langues officielles du Canada, l'usage de l'anglais était bien plus probable que chez les prestataires nés au Canada. De plus, les immigrants étaient plus susceptibles d'avoir un conjoint de droit ou de fait. Ils étaient très concentrés en région urbaine (proportion approximative de 90 %), alors que seulement 61 % à 65 % des prestataires nés au Canada habitaient en milieu urbain. Dans le même ordre d'idées, les prestataires issus de l'immigration étaient bien plus concentrés en Ontario et en Colombie-Britannique. Il est évident dans l'ensemble que les prestataires nés à l'étranger et au Canada possèdent des caractéristiques démographiques fort différentes. On relève également des différences appréciables de répartition industrielle et professionnelle (voir les tableaux A1 et A2).

## Réemploi

Le tableau 4 décrit les emplois occupés à un moment quelconque entre janvier 1997 et le début de l'enquête (premiers mois de 1998) et leur nombre. Il est clair que les immigrants avaient moins de chances de trouver du travail que les Canadiens de souche. Un peu plus de 10 % des immigrants de sexe masculin sont restés en chômage pendant toute la période considérée comparativement à 6 % environ des hommes nés au Canada<sup>8</sup>. De même quelque 18 % des immigrantes ont été sans travail dans toute la période contre 12 % des Canadiennes de souche. Cela représente un bon nombre de prestataires traversant de longues périodes de chômage. Chez les hommes comme chez les femmes, les taux de réemploi de la population immigrée et de la population de souche accusent de nettes différences statistiquement, car il n'y a pas chevauchement des intervalles de confiance.

**Tableau 4 : Nombre d'emplois occupés entre janvier 1997 et la date de l'enquête**

Nombre d'emplois	Hommes		Femmes	
	(1) Immigrants	(2) Canadiens de souche	(3) Immigrantes	(4) Canadiennes de souche
0	0,107 [0,083, 0,137]	0,064 [0,057, 0,071]	0,182 [0,150, 0,220]	0,121 [0,110, 0,134]
1	0,667 [0,631, 0,702]	0,654 [0,642, 0,667]	0,671 [0,631, 0,709]	0,658 [0,642, 0,674]
2	0,171 [0,146, 0,201]	0,201 [0,191, 0,212]	0,109 [0,089, 0,133]	0,168 [0,156, 0,181]
3	0,035 [0,023, 0,051]	0,057 [0,051, 0,064]	0,023 [0,014, 0,039]	0,038 [0,033, 0,045]
4	0,015 [0,009, 0,028]	0,015 [0,012, 0,018]	0,010 [0,005, 0,020]	0,010 [0,007, 0,015]
5	0,002 [0,001, 0,006]	0,006 [0,004, 0,009]	0,001 [0,000, 0,004]	0,004 [0,002, 0,007]
6	0,002 [0,001, 0,005]	0,003 [0,002, 0,004]	0,002 [0,000, 0,017]	0,000 [0,000, 0,001]

**Note :** Les intervalles de confiance à 95 % figurent entre crochets.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

<sup>8</sup>On parle ici de chômeurs, puisqu'on ignore la situation de chaque travailleur sur le plan de l'activité pour toute la période.

Parmi les réemployés, les hommes et les femmes nés au Canada semblent avoir eu plus de chances d'avoir occupé plusieurs emplois à la date de l'enquête. Le tableau 4 indique le nombre d'emplois dans l'année. Il était probable que les immigrants aient occupé un seul emploi et que les Canadiens de souche en aient occupé plusieurs, bien que les différences entre les fractions de l'échantillon à emploi unique ne soient pas statistiquement significatives dans ces totalisations simples.

Comme on peut le voir au tableau 3, les caractéristiques observables varient grandement selon qu'il s'agit de Canadiens de souche ou d'immigrants, et il est bon de prendre du moins certaines de ces caractéristiques en compte si on entend vérifier que tout écart relevé dans les totalisations simples ne tient pas, par exemple, à des différences de structure par âge des groupes. Le tableau 5 livre les résultats d'une suite de régressions logistiques où, dans le prolongement du tableau 4, la variable dépendante prend la valeur 1 si l'intéressé n'a pas trouvé de travail et la valeur 0 dans les autres cas<sup>9</sup>. Par sa forme, ce tableau ressemble à ceux qui suivent. Les colonnes 1 et 2 (hommes) et 5 et 6 (femmes) tiennent compte de l'âge par un polynôme à la puissance trois et les quatre autres font de même pour d'autres variables comme celles de l'instruction, de la situation urbaine, de la province et de l'industrie et de la profession antérieures de rattachement. La spécification de chaque jeu de variables est conforme à celles des tableaux 3, A.1 et A.2. Pour ne pas prendre trop de place, nous ne présentons pas les coefficients de ces variables de contrôle supplémentaires. À la suite de chaque régression, il y a des notes qui énumèrent par le menu détail les variables de contrôle intervenant dans chacune. L'idée est d'abord de voir si les immigrants et les Canadiens de souche du même âge — mais abstraction faite des autres différences observables — ont des résultats différents et ensuite comment ces différences changent si nous prenons en compte une diversité de caractéristiques démographiques. Souvent, les régressions écartent certains facteurs qui sont trop en corrélation avec la situation d'immigrant dans nos données, celui de la langue, par exemple. Aux fins de la présente étude, nous disons que les différences relevées pour de telles caractéristiques sont à rattacher à la situation d'immigrant même et sont donc recouvertes par la variable qui décrit cette situation. Ajoutons que, dans un grand nombre des tableaux qui suivent, nous examinons séparément la différence moyenne entre immigrants et Canadiens de souche tant en général qu'en particulier, c'est-à-dire pour les diverses cohortes d'arrivants.

Nous présentons, ici et plus loin, les résultats des régressions logistiques en coefficients non de régression mais de probabilité, ces derniers étant d'une interprétation plus facile. Dans les régressions, les estimations visent des variables indicatrices qui prennent la valeur 1 si un état se vérifie (situation d'immigrant, par exemple) et la valeur 0 dans le cas contraire. Ainsi, elles sont toutes rapportées à la catégorie omise, laquelle est formée, dans toutes les régressions, des Canadiens de souche du sexe visé. Ainsi, un coefficient de probabilité de 1,5 pour une variable indicatrice de la situation d'immigrant implique que les Canadiens nés à l'étranger risquaient 1,5 fois plus de *ne pas* être réemployés (puisque la variable dépendante est fixée à l'unité si les intéressés n'avaient occupé aucun emploi dans la période) que les Canadiens nés au Canada (catégorie omise). De même, un coefficient de 0,8 signifie que les immigrants avaient 20 % plus de chances d'être réemployés. On normalise à 100 % ou à l'unité la catégorie omise de Canadiens de souche et, dans ce cas, un coefficient de probabilité de 0,8 indique de moindres probabilités de chômage pour le groupe correspondant d'immigrants.

---

<sup>9</sup>On peut trouver dans une foule de manuels d'économétrie des données détaillées sur l'estimation et l'interprétation de divers types de régressions. Un document de référence reconnu est Green (1996).

**Tableau 5 : Régressions logistiques du chômage en 1997**

	Hommes				Femmes			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Immigrants</b>	—	1,500 ** (0,245)	—	1,499 ** (0,272)	—	1,485 *** (0,208)	—	1,296 * (0,200)
<b>Immigrants par année d'arrivée</b>								
Avant 1961	0,956 (0,318)	—	1,120 (0,393)	—	1,017 (0,324)	—	0,824 (0,295)	—
1961-1970	2,028 ** (0,624)	—	2,197 ** (0,730)	—	0,722 (0,266)	—	0,718 (0,278)	—
1971-1980	0,875 (0,337)	—	0,806 (0,338)	—	1,080 (0,312)	—	0,982 (0,291)	—
1981-1990	1,177 (0,401)	—	1,155 (0,401)	—	2,516 *** (0,600)	—	2,228 *** (0,535)	—
1991-1996	2,626 *** (0,809)	—	2,497 *** (0,851)	—	2,110 *** (0,547)	—	1,762 ** (0,492)	—
F	30,65	56,23	10,15	6,54	15,12	26,35	4,54	4,60
Valeur p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

**Notes :** La variable dépendante des régressions logistiques prend la valeur 1 si le répondant a été chômeur à un moment quelconque pendant la période janvier 1997-début de 1998 et la valeur 0 dans les autres cas. Ces régressions portent sur 8 971 observations pour les femmes et sur 13 194 pour les hommes.

Dans certaines régressions, nous laissons de côté un petit nombre d'observations, car on y trouve des combinaisons de variables en parfaite colinéarité avec la variable dépendante.

Les régressions des colonnes 1, 2, 5 et 6 comprennent un polynôme du troisième ordre pour l'âge. Celles des colonnes 3, 4, 7 et 8 comportent en plus 1 indicateur de situation urbaine, 6 d'instruction, 9 de province, 27 d'industrie et 21 de profession.

Les statistiques F et les valeurs p qui y sont liées vérifient l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients du modèle, sauf la valeur à l'origine, sont nuls.

Un, deux et trois astérisques désignent respectivement des niveaux de signification statistique de 10 %, 5 % et 1 %.

Comme on peut le voir aux colonnes 2 et 6 du tableau 5, les immigrants des deux sexes s'exposaient environ la moitié plus à ne pas être réemployés dans la période considérée. Si elles dépassent un peu les estimations du tableau 4, ces estimations qui tiennent compte des différences d'âge entre population immigrée et population de souche ne s'en écartent pas considérablement. Une mise en garde à se rappeler dans l'étude du phénomène du réemploi est que la date de la perte d'emploi n'est pas appréhendée et que les données mesurent l'emploi à partir de janvier 1997. Notre hypothèse de travail est donc que la répartition de ces dates ne varie pas outre mesure selon les groupes, ce qui permet de tirer des déductions de leur comparaison. Il paraît raisonnable de supposer par ailleurs que ces écarts de résultats tiennent à des différences de taux de recherche d'emploi entre immigrants et Canadiens de souche, et non pas à des différences de durée de chômage depuis le dernier emploi occupé. Bien que tout à fait plausible, cette conjecture ne peut malheureusement se vérifier par les données dont nous disposons. Nous connaissons les périodes de prestations, mais celles-ci représentent un estimateur très peu sûr de la période écoulée depuis la perte de l'emploi. On sait que les lois provinciales sur les normes d'emploi prévoient des indemnités de cessation d'emploi hautement variables et que les prestations d'assurance-emploi ne commencent pas tant que ces indemnités (échelonnées selon le taux salarial hebdomadaire habituel du bénéficiaire) ne sont pas épuisées. En principe, on pourrait tirer des estimations sûres de cette durée des dossiers administratifs fédéraux (relevés d'emploi RE), mais cela ne s'est pas fait dans cette enquête, les renseignements RE étant indisponibles.

Les colonnes 1 et 5 du tableau 5 montrent la grande hétérogénéité entre cohortes d'arrivants pour ce qui est des probabilités de chômage et de durée de ce chômage. Dans le sens même de la théorie de Chiswick, les immigrantes qui sont arrivées au pays bien avant l'enquête présentent des taux de réemploi qui se confondent avec ceux de la population de souche, mais les immigrantes plus récentes risquaient bien plus de demeurer en chômage et leurs coefficients de probabilité sont bien supérieurs à l'unité<sup>10</sup>. Dans les cas des hommes venant de l'étranger, on relève une exception à ce profil. Les hommes arrivés au pays de 1961 à 1970 s'exposaient deux fois plus que les hommes nés au Canada à être en chômage toute l'année. Certaines régressions qui suivent font état d'un écart semblable pour cette cohorte. On ignore au juste la cause du phénomène : des études antérieures des profils de résultats économiques en fonction des années écoulées depuis la migration et à l'aide d'ensembles de données différents (McDonald et Worswick, 1998; Baker et Benjamin, 1995; Grant, 1999; Schaafsma et Sweetman, 1999) n'ont pas permis d'observer d'écart économique de salaire et de chômage dans le cas de cette cohorte. Les coefficients de probabilité en question sont importants, comme on peut en juger par les estimations des colonnes 1 et 3, mais les divergences en question ne visent qu'une faible proportion de la population de prestataires issus de l'immigration, probablement moins de 2,5 % environ des hommes<sup>11</sup>. Aspect bien plus important encore, précisons que, chez les hommes comme chez les femmes, les immigrants récents semblent avoir eu de la difficulté à se réemployer. Comme le phénomène s'observe chez les deux sexes et concorde largement avec les résultats d'études antérieures, c'est là une constatation plus certaine comme question de politique publique.

Les régressions des colonnes 3, 4, 7 et 8 du tableau 5 reprennent ce que nous avons mentionné, mais ajoutent 6 variables indicatrices de l'instruction, 1 de la situation urbaine, 9 de la province, 27 de l'industrie et 21 de la profession comme variables de contrôle (l'industrie et la profession sont celles de l'année précédente). Ce qui étonne sans doute encore plus chez les hommes, c'est que ces variables supplémentaires n'aient pas changé outre mesure les estimations relatives aux immigrants. L'incidence de la situation d'immigrant sur le réemploi ne paraît pas en corrélation avec les différences d'instruction, de région, d'industrie ni de profession selon les mesures de l'enquête, puisque, si tel devait être le cas, la prise en compte de ces autres variables modifierait les valeurs des coefficients des immigrants. Il y a un autre aspect non mesuré de cette situation qui explique la divergence.

Au tableau 6, nous examinons la stabilité d'emploi à l'aide d'un jeu de régressions logistiques semblables à celles du tableau 5. L'échantillon exploité ne comprend que les réemployés. La variable dépendante prend la valeur 1 si l'intéressé occupe plusieurs emplois après la demande de référence au régime d'assurance-emploi et la valeur 0 dans les autres cas. Ainsi, un coefficient de probabilité inférieur à l'unité indique que la caractéristique en question est liée à des probabilités moindres d'occupation de plusieurs emplois par rapport à la catégorie omise de comparaison. Dans l'ensemble, les immigrants des deux sexes semblent avoir été moins susceptibles, comme on peut le voir aux colonnes paires, d'occuper plusieurs emplois, bien que l'estimation relative aux hommes après prise en compte de la seule variable de l'âge ne

---

<sup>10</sup>Il faut se rappeler le problème d'identification qui caractérise les données transversales. Ce qui est observé pourrait être attribuable au laps de temps écoulé depuis l'arrivée au Canada et à un effet spécifique de cohorte.

<sup>11</sup>Le coefficient est statistiquement significatif au niveau de 5 %, ce qui veut dire que les probabilités sont de 5 % qu'une valeur extrême comme celle-là puisse être un jour observée même hors de tout effet réel ou « vrai ». Vu le grand nombre d'estimations dans une étude comme la nôtre, il est tout à fait probable que certaines soient des estimations extrêmes par rapport à la « vérité ». Tel pourrait être le cas pour cette estimation.



soit pas statistiquement significative. Les probabilités d'emplois multiples sont moindres dans le cas des immigrants plus récents, et cela ressort particulièrement dans le cas des femmes (on relève là encore un écart pour la cohorte d'arrivants masculins de 1961-1970).

**Tableau 6 : Régressions logistiques portant sur l'occupation de plusieurs emplois en 1997**

	Hommes				Femmes			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Immigrants</b>	—	0,871 (0,083)	—	0,783 ** (0,081)	—	0,731 *** (0,087)	—	0,607 *** (0,077)
<b>Immigrants par année d'arrivée</b>								
avant 1961	1,024 (0,284)	—	0,855 (0,257)	—	0,922 (0,301)	—	0,800 (0,271)	—
1961-1970	1,667 ** (0,346)	—	1,571 ** (0,329)	—	0,926 (0,250)	—	0,924 (0,258)	—
1971-1980	0,659 (0,142)	—	0,653 ** (0,124)	—	0,976 (0,190)	—	0,831 (0,159)	—
1981-1990	0,721 * (0,129)	—	0,656 ** (0,123)	—	0,528 *** (0,116)	—	0,399 *** (0,090)	—
1991-1996	0,782 (0,159)	—	0,711 (0,151)	—	0,535 ** (0,152)	—	0,398 *** (0,111)	—
<b>F</b>	15,91	28,52	9,01	6,02	12,69	24,00	6,04	6,16
<b>Valeur p</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

**Notes :** La variable dépendante de ces régressions logistiques prend la valeur 1 si le répondant comptait un second emploi ou plusieurs autres à la date de l'enquête et la valeur 0 dans les autres cas. Les régressions portent sur 8 971 observations pour les femmes et 13 194 pour les hommes.  
 Dans certaines régressions, on laisse de côté un petit nombre d'observations comportant des variables en parfaite colinéarité avec la variable dépendante.  
 Les régressions des colonnes 1, 2, 5 et 6 comprennent un polynôme du troisième ordre pour la variable de l'âge. Celles des colonnes 3, 4, 7 et 8 comportent en plus 1 indicateur de situation urbaine, 6 d'instruction, 9 de province, 27 d'industrie et 21 de profession.  
 Les statistiques F et les valeurs p qui y sont liées vérifient l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients du modèle, sauf la valeur à l'origine, sont nuls.  
 Un, deux et trois astérisques désignent respectivement des niveaux de signification statistique de 10 %, 5 % et 1 %.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

Les données déjà présentées et celles qui suivront semblent indiquer que les prestataires nés au Canada ont eu en moyenne des comportements d'emploi moins stables, ce qui expliquerait, du moins en partie, leur plus grande propension, par rapport aux immigrants, à recourir au régime d'assurance-emploi. Certains pourraient soutenir que, par exemple, les travailleurs saisonniers qui touchent des prestations hors saison et reviennent régulièrement travailler pour le même employeur ou peut-être comptent divers employeurs dans la même industrie (comme dans celle de la construction) ont bel et bien un comportement « stable » en matière d'emploi. C'est là une interprétation raisonnable, mais on ne sait au juste si ce dernier existerait sous la même forme si le régime n'était pas là pour le « subventionner ». Dans la mesure où ces travailleurs voient dans le régime qu'ils utilisent une source régulière et appréciable d'aide économique, nous considérons leur comportement d'emploi comme instable, puisqu'il se manifeste par des périodes de chômage et qu'il a besoin d'être « subventionné » pour exister sous la forme qui est la sienne. Dans un autre contexte, une acception différente du terme « stable » conviendrait sans doute mieux. Ainsi que nous le constaterons, les immigrants recourent un peu moins à l'assurance-emploi et paraissent, dans les emplois qu'ils occupent, s'appuyer moins sur le régime. Selon cette définition, leurs emplois seraient donc plus stables.

Pour nous aider à mieux comprendre l'origine des différences de résultats d'emploi, le tableau 7 examine la nature des emplois occupés après janvier 1997 par ceux qui se sont réemployés à un moment quelconque, ainsi que certaines caractéristiques de ces emplois. Le haut de la partie A du tableau fait état des réponses à une suite de questions portant sur le temps passé dans chacune des catégories suivantes, qui forment une classification exhaustive et s'excluent les unes les autres : emploi rémunéré, travail indépendant, travail familial rémunéré, travail familial non rémunéré et travail bénévole<sup>12</sup>. Il ressort nettement de ce tableau que la vaste majorité des membres des diverses catégories immigration-sexe (93 % à 94 %) ont eu un travail rémunéré la plupart du temps et que, sur ce plan, il n'y a pas de différences statistiquement significatives entre ces groupes. (Nous ne présentons pas de données là-dessus, mais cette affirmation demeure vraie même après prise en compte des caractéristiques démographiques dans des régressions comme celles du tableau 5.) En fait, on ne relève pas de différences significatives entre les quatre groupes pour ces cinq catégories. L'échantillon ne comprenant que des prestataires en 1996, il ne faut peut-être pas s'en étonner si on considère que seuls ceux qui occupaient un emploi rémunéré pouvaient toucher des prestations d'assurance-emploi.

La partie B du tableau indique le temps passé à travailler contre rémunération en 1997 dans diverses circonstances. On peut voir à la première ligne que les immigrants des deux sexes ont eu une plus grande propension — économiquement importante et statistiquement significative — à occuper des emplois permanents (selon les données d'autodéclaration). Chez les hommes, la différence est de plus de six points et, chez les femmes, de plus de huit. Ce qui étonnera peut-être, c'est qu'il n'y ait pas de différence de propension à occuper des emplois régis par une convention collective chez les hommes, mais que, chez les femmes, une différence existe qui soit statistiquement significative au niveau de 10 %. On n'en relève cependant pas, ni pour les hommes ni pour les femmes, pour ce qui est du temps consacré au travail à contrat. Il reste que les Canadiens de souche, et notamment les hommes, étaient plus susceptibles d'occuper un emploi temporaire ou à durée déterminée. Précisons enfin que, chez les deux sexes, les Canadiens de souche avaient plus de chances (supériorité de moins de quatre points) d'occuper des emplois occasionnels ou « sur demande », mais le phénomène en soi n'est pas très fréquent. Il était le plus répandu chez les Canadiennes de souche (supériorité de huit points).

La partie C du tableau porte sur les autres caractéristiques du travail. Alors que la partie B mesurait la permanence par tous les emplois occupés dans la période, la première ligne de la partie C indique la proportion de travailleurs dont l'emploi *principal* en 1997 était permanent. L'une et l'autre de ces mesures font voir pour les deux sexes une différence statistiquement significative entre la population immigrée et la population de souche. Les immigrants avaient de 7 % à 8 % plus de chances d'obtenir du travail permanent comme emploi principal dans la période. C'est beaucoup. Les lignes suivantes en offrent en partie l'explication. Il était bien plus probable que les prestataires nés au Canada, et surtout les hommes, déclarent occuper des emplois saisonniers, dans le sens de la plus grande propension de la population de souche à prendre des emplois temporaires et sur demande (voir la partie B). Ensemble, ces données continuent à nous indiquer que les prestataires issus de l'immigration avaient un taux de réemploi moindre, mais que, en cas de réemploi, les emplois occupés étaient plus stables.

---

<sup>12</sup>Pour cette catégorie, nous ne tenons compte que du travail bénévole que le répondant caractérise comme un travail pour un employeur.

**Tableau 7 : Nature des emplois**

	Hommes		Femmes	
	(1) Immigrants	(2) Canadiens de souche	(3) Immigrantes	(4) Canadiennes de souche
<b>Partie A : Répartition du temps selon la nature du travail en 1997</b>				
Emploi rémunéré	0,926 [0,905, 0,947]	0,937 [0,930, 0,944]	0,943 [0,922, 0,965]	0,941 [0,932, 0,950]
Travail indépendant	0,058 [0,038, 0,077]	0,044 [0,038, 0,050]	0,039 [0,020, 0,059]	0,036 [0,029, 0,043]
Travail familial rémunéré	0,016 [0,007, 0,024]	0,019 [0,016, 0,023]	0,017 [0,007, 0,027]	0,023 [0,017, 0,028]
Travail familial non rémunéré	0,000 —	0,000 —	0,001 [0,000, 0,003]	0,001 [0,000, 0,002]
Travail bénévole	0,926 [0,905, 0,947]	0,937 [0,930, 0,944]	0,943 [0,922, 0,965]	0,941 [0,932, 0,950]
<b>Partie B : Répartition du temps de travail en 1997 selon les caractéristiques énumérées</b>				
Travail permanent	0,792 [0,760, 0,824]	0,724 [0,711, 0,736]	0,777 [0,739, 0,814]	0,691 [0,674, 0,707]
Travail régi par une convention	0,392 [0,354, 0,431]	0,391 [0,378, 0,405]	0,315 [0,274, 0,355]	0,368 [0,351, 0,386]
Travail à contrat	0,061 [0,039, 0,082]	0,056 [0,049, 0,063]	0,069 [0,048, 0,090]	0,088 [0,077, 0,099]
Travail temporaire	0,106 [0,083, 0,128]	0,132 [0,127, 0,145]	0,088 [0,061, 0,114]	0,115 [0,105, 0,126]
Travail sur demande ou occasionnel	0,028 [0,017, 0,039]	0,062 [0,056, 0,068]	0,043 [0,025, 0,061]	0,080 [0,071, 0,089]
<b>Partie C : Certaines autres caractéristiques du travail en 1997</b>				
Travail permanent comme emploi principal	0,736 [0,703, 0,769]	0,679 [0,667, 0,692]	0,742 [0,704, 0,780]	0,645 [0,628, 0,662]
Tout emploi saisonnier	0,385 [0,350, 0,420]	0,515 [0,502, 0,529]	0,319 [0,282, 0,355]	0,371 [0,355, 0,387]
Cumul d'emplois	0,144 [0,116, 0,172]	0,174 [0,163, 0,184]	0,113 [0,088, 0,137]	0,155 [0,142, 0,168]
Travail à temps partiel comme emploi principal	0,080 [0,059, 0,100]	0,080 [0,071, 0,088]	0,231 [0,195, 0,267]	0,315 [0,299, 0,332]
Travail à temps partiel seulement	0,072 [0,052, 0,092]	0,071 [0,063, 0,079]	0,189 [0,155, 0,222]	0,269 [0,253, 0,284]

**Note :** Moyennes indiquées avec les intervalles de confiance à 95 % entre crochets.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

Pour les deux mesures du travail à temps partiel, il n'y a pas de différence observable entre les deux groupes. Dans chacun, les femmes avaient bien plus de chances de travailler à temps partiel que les hommes. Fait plus intéressant encore, les femmes nées au Canada prenaient plus volontiers un emploi à temps partiel comme travail principal en cas de réemploi ou elles étaient plus enclines à travailler seulement à temps partiel. Dans les deux cas, les écarts relevés sont appréciables. Les immigrantes peuvent avoir des besoins fort différents de ceux des Canadiennes de souche et paraissent en tout cas plus désireuses de travailler à plein temps.

## Recherche d'emploi

Après avoir regardé les différences de réemploi, nous examinerons les différences de comportement de recherche d'emploi entre population immigrée et population de souche. Le tableau 8 s'attache aux différences propres à un jeu restreint de variables qui décrivent le contexte de la recherche d'un emploi et que l'on juge communément liées au phénomène du réemploi. Si les travailleurs ont occupé plusieurs emplois successivement, c'est peut-être que, ayant trouvé un premier emploi, ils en ont cherché un meilleur tout en continuant à l'occuper. C'est ce qu'ont fait de 35 % à 40 % des réemployés, mais on ne relève pas de différences statistiquement significatives entre les groupes immigration-sexe. Les lignes qui suivent indiquent cependant que les immigrants ayant changé de région pour obtenir de l'emploi ont proportionnellement été bien moins nombreux que les Canadiens de souche. Les différences sont tout à fait significatives statistiquement pour les deux sexes. De plus, les femmes avaient beaucoup moins de chances de déménager que les hommes. Disons enfin que les prestataires nés au Canada avaient bien plus de chances de s'attendre à être rappelés par un employeur du passé que les immigrants. Il est clair que cette question est extrêmement importante et qu'elle influe non seulement sur l'intensité de la recherche d'emploi, mais aussi sur les probabilités de réemploi<sup>13</sup>. Bien que n'établissant pas la distinction entre population immigrée et population de souche, Jones et Riddell (1999) montrent que la variable de l'attente de rappel au travail est liée à des taux très élevés d'accession à l'emploi.

**Tableau 8 : Recherche d'emploi**

	Hommes		Femmes	
	(1) Immigrants	(2) Canadiens de souche	(3) Immigrantes	(4) Canadiennes de souche
Recherche d'un emploi en période de travail	0,382 [0,345, 0,420]	0,382 [0,369, 0,395]	0,353 [0,313, 0,394]	0,411 [0,394, 0,428]
Déménagement	0,053 [0,041, 0,067]	0,110 [0,102, 0,117]	0,012 [0,007, 0,020]	0,044 [0,037, 0,052]
Rappel	0,362 [0,327, 0,396]	0,486 [0,473, 0,499]	0,370 [0,331, 0,410]	0,437 [0,421, 0,454]

**Note :** Moyennes indiquées avec les intervalles de confiance à 95 % entre crochets.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

<sup>13</sup>Comme mesure de rappel, on a demandé aux prestataires s'ils s'attendaient à être rappelés en 1997 par un de leurs employeurs après la demande de référence. Les données de l'enquête ne nous livrent pas une mesure plus directement liée à la demande de référence. Quant à la variable « déménagement », elle vise les gens qui se sont réinstallés en vue d'obtenir un emploi auprès d'un employeur pour qui ils avaient travaillé en 1997.

Le tableau 9 présente les coefficients de probabilité des régressions logistiques de mobilité géographique. Nous ne présentons pas ici comme dans les tableaux précédents de régressions prenant en compte une grande diversité de caractéristiques (voir les tableaux 5 et 6), leur inclusion n'étant pas jugée devoir influencer outre mesure sur les résultats. On constate sommairement que les hommes nés à l'étranger n'avaient que la moitié des chances de déménager par rapport aux hommes nés au Canada et que, chez les femmes, les probabilités diminuaient d'une franche proportion de 70 %. Ajoutons que les immigrants plus récents paraissent avoir été plus confinés géographiquement. Comme la mobilité géographique (le tableau 8 a indiqué que la proportion d'hommes nés au Canada qui se sont déplacés est d'environ 11 %) représente en définitive un important mécanisme d'adaptation au marché du travail, l'écart entre population immigrée et population de souche constitue une différence de fond. On peut penser que, les prestataires nés au Canada étant bien moins urbanisés (voir le tableau 3), le phénomène de la mobilité géographique a été plus marquant et plus répandu dans leur cas. Mais si nous incluons la situation urbaine comme variable de contrôle (données non présentées), l'effet « mobilité » est net et statistiquement très significatif chez les hommes, mais nullement significatif chez les femmes. Ce qui est plus important encore, c'est qu'on ne relève presque aucune incidence sur le coefficient de la variable fictive de la situation d'immigrant. Les différences de taux d'urbanisation que mesure l'enquête ne jouent pas dans l'incidence de la mobilité géographique dans son rapport avec la différence population immigrée-population de souche.

**Tableau 9 : Régressions logistiques de mobilité géographique**

	Hommes		Femmes	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Immigrants</b>				
Ensemble	—	0,453 *** (0,063)	—	0,291 *** (0,082)
<b>Immigrants par année d'arrivée</b>				
Avant 1961	0,811 (0,262)	—	—	—
1961-1970	0,723 (0,270)	—	0,453 (0,270)	—
1971-1980	0,499 *** (0,119)	—	0,696 (0,254)	—
1981-1990	0,434 *** (0,108)	—	0,085 *** (0,052)	—
1991-1996	0,198 *** (0,067)	—	0,181 ** (0,139)	—
F	8,93	14,66	12,23	20,84
Valeur p	0,000	0,000	0,000	0,000

**Notes :** La variable dépendante de ces régressions logistiques prend la valeur 1 si le répondant a déménagé pour trouver de l'emploi et la valeur 0 dans les autres cas. Ces régressions comportent aussi une variable de contrôle de l'âge en polynôme du troisième ordre.

Les statistiques F et les valeurs p qui y sont liées vérifient l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients du modèle, sauf la valeur à l'origine, sont nuls.

Un, deux et trois astérisques désignent respectivement des niveaux de signification statistique de 10 %, de 5 % et de 1 %.

Les régressions portent sur 8 971 observations pour les femmes et 13 194 pour les hommes. Dans certaines, on laisse de côté un petit nombre d'observations comportant des variables en parfaite colinéarité avec la variable dépendante.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

Le tableau 10 examine le phénomène du rappel au travail sous une forme semblable à celle des tableaux précédents de régression logistique. La mesure retenue est celle du tableau 8. Les estimations semblent indiquer dans l'ensemble que, en cas de licenciement, les travailleurs nés au Canada sont bien *plus* susceptibles de s'attendre à être rappelés au travail. Chez les immigrants, les cessations d'emploi risquent bien plus d'être définitives. Ajoutons que, chez ces mêmes immigrants, il ne paraît pas y avoir d'évolution des probabilités de rappel avec le nombre d'années passées au Canada. Que les cohortes soient récentes ou plus anciennes, les probabilités de rappel sont moindres dans une même mesure. Si nous ajoutons une grande diversité de variables de contrôle aux régressions, les coefficients de probabilité des immigrants ressemblent davantage à ceux des Canadiens de souche (et les erreurs-types s'accroissent). La différence semble en corrélation avec les variables de la région et de l'instruction mais, dans tous les cas, le phénomène du rappel demeure moins probable au sein de la population immigrée<sup>14</sup>. L'attente d'un rappel a nettement une incidence marquée tant sur la recherche d'emploi que sur le réemploi et représente une différence extrêmement importante entre les prestataires nés à l'étranger et au Canada. Il serait bon d'examiner la question plus en détail et de consacrer un examen plus structuré au rapport entre rappel et réemploi. La chose est malheureusement difficile, puisqu'on ignore ce qu'étaient les perspectives de rappel pour les cessations d'emploi qui ont donné lieu aux demandes de prestations et, de ce fait, à l'échantillonnage des intéressés. Tout ce que l'on sait, c'est qu'il s'agissait d'un rappel en 1997 par un employeur de 1997. On pourrait penser que des différences semblables existaient aussi en 1996.

Collectivement, les différences d'attente de rappel et de mobilité géographique évoquent une très nette divergence entre population immigrée et population de souche en matière de recherche d'emploi. Le tableau 11 décrit un aspect de l'intensité de cette recherche en s'attachant à la moyenne des heures hebdomadaires de recherche d'emploi déclarées tant par les immigrants que par les Canadiens de souche. La partie A du tableau présente une moyenne pour l'ensemble des travailleurs, ceux qui ont été réemployés à un moment quelconque en 1997 et ceux enfin qui, cette année-là, ont toujours été chômeurs. La proportion de gens n'ayant pas cherché du travail à un moment quelconque en 1997 (chiffres de la première ligne) est à peu près la même dans les quatre groupes. La partie A attribue à cette proportion un nombre nul d'heures de recherche d'emploi. Chez les deux sexes, les immigrants ont en moyenne cherché du travail plus d'heures par semaine. Il s'agit d'une différence statistiquement significative. L'écart paraît grand dans le cas de ceux qui n'ont jamais été réemployés, mais l'échantillon est si ténu qu'il est impossible d'affirmer quoi que ce soit compte tenu des erreurs-types. Pour ce qui est de la recherche d'un emploi en période de travail (chiffres non présentés au tableau), les immigrants ont déclaré y avoir consacré environ 20 % plus d'heures chaque semaine.

---

<sup>14</sup>Bien sûr, il y a divergence entre les perceptions qu'ont respectivement les employeurs et les travailleurs des possibilités de rappel au travail, ainsi que de leur réalisation. On trouvera dans Abe et coll. (2000) une analyse empirique de ces questions. Sans être l'indicateur parfait, les attentes des travailleurs représentent une variable acceptable de prévision de rappel au travail.

**Tableau 10 : Régressions logistiques d'attente de rappel au travail, 1997**

	Hommes				Femmes			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Immigrants</b>	—	0,544 *** (0,045)	—	0,773 *** (0,068)	—	0,707 *** (0,068)	—	0,765 *** (0,078)
<b>Immigrants par année d'arrivée</b>								
avant 1961	0,546 *** (0,119)	—	0,855 (0,257)	—	0,659 (0,146)	—	0,727 (0,154)	—
1961-1970	0,419 *** (0,073)	—	1,571 *** (0,329)	—	0,673 ** (0,135)	—	0,701 (0,143)	—
1971-1980	0,556 *** (0,087)	—	0,653 (0,124)	—	0,700 ** (0,119)	—	0,756 (0,133)	—
1981-1990	0,639 *** (0,095)	—	0,656 (0,123)	—	0,575 *** (0,110)	—	0,622 ** (0,121)	—
1991-1996	0,512 *** (0,096)	—	0,711 (0,151)	—	0,927 (0,201)	—	1,034 (0,231)	—
<b>F</b>	18,68	35,74	24,47	28,9	6,78	11,84	14,79	17,29
<b>Valeur p</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

**Notes :** La variable dépendante des régressions logistiques prend la valeur 1 si l'intéressé est rappelé au travail dans un emploi occupé en 1997 et la valeur 0 dans les autres cas.

Les régressions des colonnes 1, 2, 5 et 6 comprennent une variable de l'âge en polynôme du troisième degré. Celles des colonnes 3, 4, 7 et 8 ont en plus une variable indicatrice de la situation urbaine, six de l'instruction et neuf de la province. Les régressions portent sur 8 971 observations pour les femmes et 13 194 pour les hommes. Dans certaines, on laisse de côté un petit nombre d'observations comportant des variables en parfaite colinéarité avec la variable dépendante.

Les statistiques F et les valeurs p qui y sont liées vérifient l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients du modèle, sauf la valeur à l'origine, sont nuls.

Un, deux et trois astérisques désignent respectivement des niveaux de signification statistique de 10 %, de 5 % et de 1 %.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

**Tableau 11 : Heures de recherche d'emploi**

	Hommes		Femmes	
	(1) Immigrants	(2) Canadiens de souche	(3) Immigrantes	(4) Canadiennes de souche
<b>Partie A : Nombre moyen d'heures de recherche chez l'ensemble des prestataires (nombre nul en cas de non-recherche)</b>				
Proportion n'ayant pas cherché un emploi	33,6	34,4	34,5	35,2
Ensemble	9,18 [8,25, 10,12]	7,48 [7,21, 7,75]	8,42 [7,41, 9,42]	6,58 [6,25, 6,91]
Jamais réemployés	11,48 [7,63, 15,34]	7,22 [6,08, 8,37]	7,99 [5,57, 10,42]	6,39 [5,39, 7,39]
Réemployés	8,92 [7,98, 9,86]	7,50 [7,22, 7,78]	8,51 [7,41, 9,62]	6,60 [6,25, 6,95]
<b>Partie B : Nombre moyen d'heures de recherche chez ceux qui ont cherché un emploi</b>				
Ensemble	14,36 [13,24, 15,40]	11,56 [11,23, 11,89]	13,11 [11,89, 14,33]	10,28 [9,86, 10,71]
Jamais réemployés	17,16 [12,65, 21,66]	12,62 [11,07, 14,18]	12,36 [9,37, 15,35]	10,44 [9,10, 11,79]
Réemployés	14,02 [12,89, 15,15]	11,50 [11,15, 11,84]	13,28 [11,94, 14,62]	10,26 [9,81, 10,71]

(suite)

**Tableau 11 : Heures de recherche d'emploi (suite)**

	Hommes		Femmes	
	(1) Immigrants	(2) Canadiens de souche	(3) Immigrantes	(4) Canadiennes de souche
<b>Partie C : Répartition des heures de recherche chez tous les prestataires qui ont cherché un emploi</b>				
0-5	0,242 [0,203, 0,285]	0,326 [0,311, 0,342]	0,282 [0,238, 0,330]	0,390 [0,370, 0,410]
5-10	0,205 [0,170, 0,244]	0,263 [0,248, 0,277]	0,256 [0,214, 0,302]	0,259 [0,240, 0,278]
10-15	0,108 [0,083, 0,140]	0,130 [0,119, 0,142]	0,100 [0,074, 0,134]	0,105 [0,093, 0,119]
15-20	0,187 [0,151, 0,230]	0,137 [0,126, 0,149]	0,155 [0,118, 0,201]	0,118 [0,104, 0,133]
20-25	0,069 [0,047, 0,098]	0,055 [0,048, 0,064]	0,058 [0,036, 0,092]	0,055 [0,045, 0,067]
25-30	0,087 [0,061, 0,123]	0,048 [0,042, 0,056]	0,092 [0,063, 0,133]	0,036 [0,028, 0,044]
30 et plus	0,102 [0,074, 0,139]	0,040 [0,034, 0,048]	0,056 [0,036, 0,086]	0,038 [0,030, 0,048]

Source : Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

La partie B du tableau donne les moyennes de l'échantillon de ceux qui ont cherché un emploi, les autres étant exclus plutôt que de se voir attribuer une valeur nulle. Des tendances fort semblables se dégagent mais, sans les valeurs nulles, les moyennes sont plus élevées et les erreurs-types, moindres, de sorte que les écarts appréciables relevés entre population immigrée et population de souche sont statistiquement significatifs pour l'« ensemble » et les « réemployés ». La partie C décrit la répartition des heures de recherche d'emploi pour tout l'échantillon de ceux qui ont cherché du travail. Chaque groupe immigration-sexe couvre tous les intervalles d'heures et la plus grande proportion dans chacun a le moins d'heures par semaine (de 0 à 5). Il reste que moins d'immigrants appartenaient aux catégories horaires inférieures et plus, aux catégories supérieures. Ceux-ci semblent avoir passé plus d'heures à chercher du travail, quelle que soit notre façon de regarder les chiffres, mais les estimations relatives au groupe des « jamais réemployés » sont très largement entachées d'imprécisions, en partie à cause de la petite taille de l'échantillon.

Nous exécutons une suite de régressions par intervalles pour cerner les différences d'heures de recherche d'emploi après prise en compte de l'âge et d'autres caractéristiques. L'inclusion de ceux qui n'ont pas cherché de travail ne vient guère changer foncièrement les tendances des coefficients d'intérêt — c'est-à-dire les différences entre population immigrée et population de souche et entre cohortes d'arrivants —, aussi ne présentons-nous que les résultats de ceux qui ont cherché du travail. La régression par intervalles est une technique d'estimation de maximum de vraisemblance qui ressemble à une régression ordonnée par probits, mais les points de délimitation d'intervalles étant connus, on n'a pas à en faire l'estimation. Les bornes supérieures et inférieures sont assimilées à des extrémités non bornées comme dans une régression selon la technique Tobit. Comme on connaît les points limites et donc l'échelle de mesure, les coefficients des régressions par intervalles sont interprétés comme ceux d'une régression par les moindres carrés ordinaires (MCO). Le tableau 12 présente les coefficients d'heures de recherche d'emploi selon les cohortes



d'arrivants. Par souci de concision, nous avons omis les régressions avec une seule variable fictive de situation d'immigrant. Dans tous les cas, les différences sont hautement significatives et excèdent largement l'unité, indice que les immigrants ont consacré plus d'heures en moyenne à la recherche d'un emploi. Les mêmes résultats généraux se dégagent tant des colonnes paires avec la seule variable de contrôle de l'âge que des colonnes impaires avec en plus les variables de la situation urbaine, de l'instruction et de la province de résidence : les immigrants ont plus cherché du travail et leurs heures de recherche d'emploi diminuaient à mesure que s'allongeait leur séjour au Canada.

**Tableau 12 : Régressions par intervalles des heures de recherche d'emploi**

	Hommes				Femmes			
	Réemployés		Non réemployés		Réemployées		Non réemployées	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Immigrants par année d'arrivée</b>								
Avant 1961	3,103 (2,144)	1,132 (1,993)	23,995 *** (8,381)	24,206 *** (7,968)	2,527 (1,669)	0,569 (1,559)	-1,866 (5,124)	-2,367 (5,073)
1961-1970	0,434 (1,566)	-0,962 (1,503)	3,956 (4,661)	3,673 (4,589)	2,848 * (1,550)	1,616 (1,533)	8,247 (6,607)	6,880 (6,690)
1971-1980	2,682 ** (1,112)	0,941 (1,102)	10,281 *** (3,717)	10,430 *** (3,845)	3,194 ** (1,44)	1,721 (1,425)	4,749 (4,899)	3,609 (4,610)
1981-1990	3,445 *** (1,244)	1,609 (1,220)	2,185 (2,243)	2,449 (2,535)	5,544 *** (1,345)	3,690 *** (1,325)	1,935 (2,092)	0,844 (2,132)
1991-1996	7,179 *** (1,435)	5,316 *** (1,429)	11,497 *** (4,470)	9,781 ** (4,172)	3,105 (1,957)	1,076 (1,908)	6,246 * (3,369)	5,604 (3,666)
F	6,60	9,98	4,56	2,64	4,01	10,25	1,75	1,18
Valeur p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,084	0,250

**Notes :** La variable dépendante est la variable de regroupement qui mesure les heures de recherche d'emploi (il s'agit du regroupement du tableau 10).

Les régressions des colonnes 1, 3, 5 et 7 comprennent une variable de contrôle de l'âge en polynôme du troisième ordre. Celles des colonnes 2, 4, 6 et 8 comportent en outre une variable indicatrice de la situation urbaine, six de l'instruction et neuf de la province.

La régression porte sur 7 647 observations pour les hommes réemployés, 386 pour les hommes non réemployés, 4 832 pour les femmes réemployées et 460 pour les femmes non réemployées.

Les statistiques F et les valeurs p qui y sont liées vérifient l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients du modèle, sauf la valeur à l'origine, sont nuls.

Un, deux et trois astérisques désignent respectivement des niveaux de signification statistique de 10 %, de 5 % et de 1 %.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

Le tableau 12 présente les coefficients de régressions exécutées séparément pour les réemployés et les non-réemployés. Sauf pour les immigrantes arrivées avant 1961 et, dans certains cas, pour les immigrants arrivés de 1961 à 1970, toutes les estimations par points (estimations ponctuelles) du tableau 12 sont positives, révélant ainsi que les immigrants ont, en moyenne, passé plus d'heures à chercher du travail que les Canadiens de souche. On peut noter en particulier que, chez les réemployés, les hommes nés à l'étranger ont été plus nombreux à chercher beaucoup plus du travail. Chez les hommes non réemployés, la recherche d'emploi étant encore plus intense, le nombre d'heures hebdomadaires de recherche était de jusqu'à 10 ou 20 heures plus élevé dans la population immigrée que dans la population de souche correspondante. Chez les femmes, les différences ne sont pas aussi marquées, quoique, là encore, on constate chez les immigrants des efforts bien plus considérables de réemploi. La grande différence observée ne doit pas étonner. Il était moins probable que les immigrants

s'attendent à être rappelés au travail (leur cessation d'emploi étant plus susceptible d'être définitive), d'où un plus grand effort de recherche d'emploi en moyenne<sup>15</sup>. On doit ajouter que les immigrants plus récents connaissaient sans doute moins les conditions locales, lacune qui serait compensée par un surcroît d'efforts dans la recherche d'un emploi.

Le tableau 13 examine les salaires d'acceptation. On n'a recueilli de telles données que sur les répondants qui ne travaillaient pas à la date de l'enquête, ce qui nous impose d'importantes contraintes d'interprétation. Ces données nous renseignent néanmoins sur le phénomène de la recherche d'emploi. Deux modèles seulement sont présentés compte tenu du caractère conditionnel de la variable d'intérêt, à laquelle on ajoute les variables de contrôle de l'âge, de l'instruction et de la région. La question est la suivante : le salaire le plus bas que les immigrants accepteraient pour prendre un emploi (convenable) est-il inférieur à celui qu'accepteraient les Canadiens de souche? On est tout à fait frappé de constater qu'un profil se dégage nettement selon le nombre d'années écoulées depuis l'immigration. En moyenne, les immigrants plus récents étaient disposés à accepter bien moins comme salaire que les Canadiens de souche aux mêmes caractéristiques observables ou encore les immigrants plus anciens. Les nouveaux immigrants semblent avoir eu plus d'heures de recherche d'emploi et un moindre salaire d'acceptation pour les mêmes caractéristiques personnelles observables. En moyenne, ils différaient nettement des Canadiens de souche dans leur recherche d'un emploi. Une question apparentée est traitée au tableau 14, qui s'attache aux différences entre les immigrants et les Canadiens de souche jamais réemployés pour ce qui est des raisons déclarées de non-obtention d'un emploi. On peut sommairement dire que les raisons citées offrent des similitudes remarquables et étonnantes. Les immigrants semblent s'être suffisamment adaptés pour que leurs résultats soient en gros semblables à ceux des Canadiens de souche sous bien des rapports, et ce, malgré des circonstances plus difficiles de recherche d'un emploi.

**Tableau 13 : Salaires d'acceptation**

	Hommes	Femmes
	(1)	(2)
<b>Immigrants par année d'arrivée</b>		
avant 1961	0,121*** (0,047)	0,067 (0,053)
1961-1970	0,029 (0,046)	-0,033 (0,038)
1971-1980	-0,026 (0,047)	-0,064** (0,030)
1981-1990	-0,048 (0,045)	-0,094*** (0,033)
1991-1996	-0,245*** (0,033)	-0,174*** (0,056)

(suite)

<sup>15</sup>En principe, les immigrants n'auraient pas à consentir plus d'efforts à la recherche d'un emploi si, en moyenne, les offres d'emploi leur parvenaient plus rapidement (taux élevé d'arrivée d'offres d'emploi) par rapport à la population de souche, mais cela paraît peu probable.

**Tableau 13 : Salaires d'acceptation**

	Hommes		Femmes	
	(1)	(2)	(1)	(2)
F	34,89		21,78	
Valeur p	0,000		0,000	
R <sup>2</sup>	0,133		0,268	

**Notes :** La variable dépendante est le logarithme du salaire d'acceptation déclaré et comprend une variable indicatrice de la situation urbaine, six de l'instruction et neuf de la province.

Un, deux et trois astérisques désignent respectivement des niveaux de signification statistique de 10 %, de 5 % et de 1 %.

Les statistiques F et les valeurs p qui y sont liées vérifient l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients du modèle, sauf la valeur à l'origine, sont nuls.

La régression porte sur 5 899 observations pour les hommes et 2 313 pour les femmes.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

**Tableau 14 : Principale raison pour laquelle les répondants non réemployés n'ont pas trouvé d'emploi**

	Hommes		Femmes	
	Canadiens de souche	Immigrants	Canadiennes de souche	Immigrantes
	(1)	(2)	(3)	(4)
Trop jeunes ou trop vieux	0,2529 [0,1881, 0,3310]	0,2614 [0,1407, 0,4333]	0,1841 [0,1338, 0,2478]	0,1979 [0,1108, 0,3283]
Peu ou pas d'emplois disponibles	0,2913 [0,2337, 0,3564]	0,3093 [0,1868, 0,4661]	0,2904 [0,2343, 0,3537]	0,2959 [0,1877, 0,4331]
Pas assez de compétence ou d'instruction	0,0820 [0,0499, 0,1319]	0,0130 [0,0027, 0,0610]	0,0997 [0,0629, 0,1545]	0,0846 [0,0407, 0,1676]
Surqualification	0,0211 [0,0099, 0,0443]	0,0374 [0,0091, 0,1408]	0,0075 [0,0030, 0,0188]	0,0207 [0,0042, 0,0967]
Maladie, accident ou invalidité	0,0509 [0,0250, 0,1009]	0,0346 [0,0075, 0,1448]	0,0449 [0,0221, 0,0890]	0,0344 [0,0077, 0,1401]
Absence d'emplois convenables	0,0259 [0,0101, 0,0648]	0,1233 [0,0478, 0,2828]	0,0646 [0,0357, 0,1140]	0,0715 [0,0295, 0,1631]
Absence de moyens de transport	0,0231 [0,0063, 0,0802]	0 —	0,0201 [0,0064, 0,0620]	0,0252 [0,0035, 0,1595]
Absence de bons services de garde d'enfants	0 —	0 —	0,0142 [0,0037, 0,0530]	0 —
Faible rémunération	0,0256 [0,0103, 0,0620]	0,0332 [0,0047, 0,2009]	0,0297 [0,0119, 0,0721]	0 —
Grossesse	0 —	0 —	0,0174 [0,0061, 0,0487]	0,0027 [0,0004, 0,0193]
Obligations personnelles ou familiales	0,0077 [0,0022, 0,0262]	0 —	0,0305 [0,0150, 0,0611]	0,0394 [0,0146, 0,1019]
Absence de bilinguisme	0,0014 [0,0010, 0,0096]	0,0389 [0,0055, 0,2299]	0,0168 [0,0056, 0,0496]	0 —
Études ou autre formation	0,0653 [0,0350, 0,1186]	0,0028 [0,0010, 0,0202]	0,0395 [0,0196, 0,0778]	0,0190 [0,0052, 0,0663]
Autre (PRÉCISER)	0,1530 [0,1004, 0,2261]	0,1461 [0,0633, 0,3025]	0,1406 [0,0980, 0,1976]	0,2087 [0,1172, 0,3439]

**Note :** Moyennes indiquées avec les intervalles de confiance à 95 % entre crochets.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

Enfin, dans l'étude du phénomène de la recherche d'emploi, nous regardons les différences d'utilisation de diverses techniques de recherche à l'aide de 32 régressions logistiques présentées au tableau 15. L'échantillon combine les réemployés et les non-réemployés, mais écarte ceux qui n'ont pas cherché de travail en 1997 (il n'y a pas de données qui aient été obtenues de ce dernier groupe à ce sujet)<sup>16</sup>. Les coefficients indiqués visent une variable indicatrice de la situation d'immigrant, que l'on peut interpréter comme la différence entre les Canadiens de souche et les immigrants à leur arrivée, ainsi qu'un terme linéaire qui est le nombre d'années écoulées depuis la migration. Pour cette dernière variable, un coefficient de 1,018, disons, indique que les probabilités que la variable dépendante prenne la valeur 1 s'accroissent d'environ 1,8 % chaque année qu'un immigrant passe au Canada, ce qui donne une valeur augmentée de 18 % après 10 ans de séjour. Comme la spécification relative au nombre d'années écoulées depuis la migration est strictement linéaire, il serait peu réaliste d'extrapoler sur un plus grand nombre d'années. Le terme linéaire doit être interprété comme une indication générale plutôt qu'une estimation précise. Les régressions des colonnes impaires tiennent compte de l'âge et celles des colonnes paires, de la région et de l'instruction.

**Tableau 15 : Régressions logistiques de techniques de recherche d'emploi**

	Hommes		Femmes	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Recours aux centres d'emploi du Canada (CEC)</b>				
Années écoulées depuis la migration	0,997 (0,0085)	0,997 (0,0089)	1,017 * (0,0095)	1,018 * (0,0096)
Situation d'immigrant	1,081 (0,2111)	0,921 (0,1869)	0,647 ** (0,1440)	0,584 ** (0,1346)
<b>Recours régulier aux CEC</b>				
Années écoulées depuis la migration	0,979 ** (0,0103)	0,979 ** (0,0101)	0,986 (0,0106)	0,988 (0,0103)
Situation d'immigrant	2,073 *** (0,5223)	1,873 ** (0,4732)	1,384 (0,3760)	1,158 (0,3169)
<b>Recours à des bureaux privés de placement</b>				
Années écoulées depuis la migration	0,997 (0,0097)	1,001 (0,0090)	1,008 (0,0089)	1,009 (0,0094)
Situation d'immigrant	1,775 *** (0,3871)	1,183 (0,2580)	1,282 (0,2770)	1,049 (0,2485)

(suite)

<sup>16</sup>Nous avons aussi exécuté des régressions distinctes par une stratification de réemploi de l'échantillon, mais les résultats sont à peu près semblables pour les réemployés et les non-réemployés, aussi avons-nous fusionné les deux groupes par souci de concision. Nous avons aussi essayé diverses spécifications dans le cas du séjour au Canada (forme quadratique et jeu de variables fictives comme dans certains tableaux antérieurs), mais la version plus parcimonieuse semble bien rendre compte des caractéristiques des données et rend le tableau plus consultable.

**Tableau 15 : Régressions logistiques de techniques de recherche d'emploi (suite)**

	Hommes		Femmes	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Recours régulier à des bureaux privés de placement</b>				
Années écoulées depuis la migration	0,992 (0,0166)	0,993 (0,0169)	0,993 (0,0169)	0,987 (0,0198)
Situation d'immigrant	2,120 * (0,8705)	2,010 * (0,8454)	2,010 * (0,8454)	1,015 (0,4791)
<b>Recours à des bureaux de placement de syndicats</b>				
Années écoulées depuis la migration	1,044 *** (0,0087)	1,045 *** (0,0085)	1,026 ** (0,0116)	1,034 *** (0,0120)
Situation d'immigrant	0,453 *** (0,0931)	0,401 *** (0,0863)	0,473 ** (0,1476)	0,328 *** (0,1092)
<b>Démarches directes auprès d'employeurs</b>				
Années écoulées depuis la migration	0,993 (0,0134)	0,994 (0,0138)	1,009 (0,0139)	1,009 (0,0137)
Situation d'immigrant	1,095 (0,3484)	0,909 (0,2975)	0,769 (0,2336)	0,634 (0,1960)
<b>Consultation des proches</b>				
Années écoulées depuis la migration	0,994 (0,0091)	0,995 (0,0095)	1,006 (0,0117)	1,007 (0,0123)
Situation d'immigrant	1,641 ** (0,3920)	1,278 (0,3171)	1,560 (0,4780)	1,299 (0,4241)
<b>Consultation des petites annonces</b>				
Années écoulées depuis la migration	0,980 *** (0,0076)	0,981 ** (0,0082)	1,001 (0,0087)	1,005 (0,0090)
Situation d'immigrant	2,276 *** (0,4112)	1,409 * (0,2720)	1,443 * (0,3110)	0,887 (0,2049)

**Note :** La variable dépendante est un indicateur d'utilisation du service approprié ou de déclaration d'utilisation régulière. Les régressions des colonnes 1 et 3 comportent une variable de contrôle de l'âge en polynôme du troisième degré. Celles des colonnes 2 et 4 comprennent en plus une variable indicatrice de la situation urbaine, six de l'instruction et neuf de la province. Un, deux et trois astérisques désignent respectivement des niveaux de signification statistique de 10 %, 5 % et 1 %. Les erreurs-types figurent entre parenthèses. Les régressions portent sur environ 5 520 observations pour les femmes et 8 710 pour les hommes. Pour certains niveaux de régression d'utilisation, les tailles d'échantillon varient un peu à cause de différences de non-réponse et de l'existence d'un petit nombre d'observations comportant des variables de prévision parfaite des résultats. Les régressions d'intensité d'utilisation des CEC portent sur 4 297 observations pour les femmes et 6 694 pour les hommes. Les chiffres correspondants sont de 1 011 et 1 341 pour les régressions d'intensité d'utilisation de bureaux privés de placement. Là encore, un, deux et trois astérisques désignent respectivement des niveaux de signification statistique de 10 %, de 5 % et de 1 %.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

Les tendances seront tantôt convergentes, tantôt divergentes chez les hommes et les femmes issus de l'immigration. Aux premières lignes, les hommes nés à l'étranger et au Canada semblent avoir eu une même utilisation des centres d'emploi du Canada. Parmi les utilisateurs, les immigrants semblent les avoir fréquentés plus régulièrement. Toutefois, les immigrantes à leur arrivée au Canada l'ont moins fait que les Canadiennes de souche, mais l'utilisation a augmenté à mesure que s'allongeait leur séjour au pays. Parmi les utilisateurs (deuxième ligne des régressions du tableau), elles ne l'ont pas fait avec plus d'assiduité cependant. Si on continue à parcourir le tableau, il apparaît que les hommes nés à l'étranger étaient plus susceptibles de recourir à des bureaux de placement privés à leur arrivée et d'en

faire plus régulièrement usage. Fait intéressant, les probabilités étaient bien moindres que les deux sexes s'adressent à des bureaux de placement de syndicats, bien que la fréquence de cette utilisation s'accroisse avec le nombre d'années passées au pays. On se rappellera que la durée du séjour pourrait impliquer une convergence dans le temps. Il se peut aussi que les travailleurs des cohortes plus anciennes soient plus syndiqués. Comme il n'y a guère de tendance qui se dégage comme nous l'avons déjà dit, il est impossible de discerner les différences entre cohortes des tendances liées à la durée du séjour. Comme la syndicalisation est synonyme de bons emplois, cette différence est importante. Par ailleurs, il n'y a pas de différence constatable de propension des groupes à prendre directement contact avec des employeurs, mais les hommes nés à l'étranger paraissent avoir eu plus de chances de consulter des proches. Il était également plus probable que les immigrants consultent les petites annonces pour se trouver du travail, mais le phénomène décroît chez les hommes avec le nombre d'années passées au Canada.

Ensemble, les résultats du tableau 15 semblent indiquer une fois de plus que la recherche d'emploi a été plus intense dans la population immigrée que dans la population de souche d'un âge correspondant. Il reste qu'une fois prises en compte les variables de l'instruction et de la région, les tendances sont parfois un peu plus convergentes. On s'attendrait à un surcroît d'efforts de la part des immigrants compte tenu des circonstances plus difficiles qui sont les leurs au moment de cette recherche.

## **ÉVOLUTION ULTÉRIEURE DE L'UTILISATION DU RÉGIME**

On se pose une question évidente après avoir constaté que les immigrants qui ont mis de plus grands efforts dans leur recherche de travail étaient plus susceptibles de décrocher un emploi permanent : qu'en est-il de l'utilisation future du régime d'assurance-emploi? Le tableau 16 aborde la question en s'attachant aux semaines de prestations en 1996 (données reprises en partie du tableau 2), en 1997 et en 1998 de l'échantillon tiré au hasard en 1996 que nous étudions ici. Il est clair que, tant en 1997 qu'en 1998, les prestataires nés à l'étranger ont encore eu un peu moins de semaines de prestations que les Canadiens de souche. En réalité, le fossé s'est creusé. On notera en particulier que les immigrants plus récents ne se caractérisent pas par une utilisation nettement accrue du régime. Les résultats des régressions avec les semaines de prestations comme variable dépendante dans la partie inférieure du tableau répandent toutefois un intéressant éclairage sur la question. Si on introduit les variables de contrôle de l'âge, de l'instruction et de la région, on se trouve à éliminer l'écart d'utilisation entre population immigrée et population de souche. Pour les deux sexes, il semblerait que cet écart peut entièrement s'expliquer par des différences observables entre les deux groupes. Une analyse plus fine dont nous ne livrons pas ici les résultats fait voir l'âge comme n'étant pas un facteur primordial, alors que les différences d'instruction (plus chez les hommes) et surtout de région entre population immigrée et population de souche seraient liées, selon cette même analyse, à une diminution de l'utilisation. On peut penser que, comme les immigrants étaient plus urbanisés, qu'ils étaient concentrés dans des provinces de moindre utilisation du régime et que, chez les hommes, ils étaient plus instruits, la population immigrée a eu moins besoin du régime.

**Tableau 16 : Évolution ultérieure de l'utilisation du régime**

	Hommes			Femmes		
	1996	1997	1998	1996	1997	1998
<b>Partie A : Nombre moyen de semaines d'utilisation</b>						
Canadiens de souche	16,0 [15,8, 16,2]	13,9 [13,6, 14,1]	9,6 [9,4, 9,8]	16,3 [16,1, 16,5]	12,6 [12,3, 12,9]	7,1 [6,9, 7,3]
Immigrants						
avant 1961	15,7 [14,1, 17,2]	12,6 [11,2, 14,0]	8,3 [6,8, 9,8]	16,2 [14,5, 17,9]	9,3 [7,8, 10,8]	5,3 [4,0, 6,6]
1961-1970	15,7 [14,5, 17,0]	11,1 [9,7, 12,5]	6,1 [5,0, 7,2]	14,5 [13,2, 15,9]	11,7 [10,2, 13,2]	5,0 [3,8, 6,2]
1971-1980	14,7 [13,7, 15,8]	9,7 [8,6, 10,8]	5,9 [4,9, 6,9]	14,3 [13,0, 15,5]	9,1 [7,9, 13,2]	5,4 [4,4, 6,4]
1981-1990	15,7 [14,6, 16,8]	10,9 [9,8, 12,0]	6,3 [5,3, 7,3]	15,0 [13,7, 16,3]	10,8 [9,5, 12,2]	4,8 [3,8, 5,8]
1991-1996	13,9 [12,6, 15,2]	10,6 [9,1, 12,0]	5,2 [4,1, 6,3]	14,9 [13,6, 16,2]	9,8 [8,3, 11,3]	3,6 [2,6, 4,6]
<b>Partie B : Coefficients de régression</b>						
Régression 1 : Sans variable de contrôle						
Immigrants	-0,98** (0,453)	-3,16*** (0,471)	-3,53*** (0,359)	-1,44* (0,487)	-2,49*** (0,496)	-2,34*** (0,332)
Régression 2 : Avec variables de contrôle						
Immigrants	0,34 (0,482)	-0,69 (0,499)	-0,65* (0,374)	-0,35 (0,520)	-0,75 (0,525)	-0,43 (0,343)

**Note :** On indique les moyennes avec les intervalles de confiance à 95 % entre crochets. Les erreurs-types figurent entre parenthèses. Les régressions portent sur 8 971 observations pour les femmes et 13 194 pour les hommes.

**Source :** Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

## CONCLUSION

D'après les données ERAE, l'expérience qu'ont faite les immigrants et les Canadiens de souche du régime d'assurance-emploi (chômage) a été très différente. Premièrement, les immigrants étaient bien moins susceptibles de recourir au régime. Deuxièmement, ceux qui l'ont utilisé en ont fait un usage un peu moins ample (moins de semaines et de prestations). Troisièmement, les prestataires issus de l'immigration possédaient des caractéristiques démographiques fort différentes de celles des Canadiens de souche. Les immigrants étaient plus âgés, plus urbanisés, plus concentrés en Ontario et en Colombie-Britannique et plus susceptibles de parler l'anglais ou de n'employer ni l'une ni l'autre des langues officielles. Ajoutons que, surtout chez les hommes, la répartition selon l'instruction était différente aussi. Ce qu'il y a peut-être de plus important encore, c'est qu'il était bien plus probable que les Canadiens de souche se soient trouvés en situation de licenciement provisoire et aient utilisé le régime pour faire l'appoint du revenu reçu d'un employeur unique (peut-être saisonnier). En revanche, les immigrants avaient plus de chances de s'adresser au régime après une cessation d'emploi définitive et dans une situation de recherche d'un nouvel emploi. Leur recherche semble avoir été plus intense. En d'autres termes, ils ont passé plus d'heures à chercher du travail et employé plus de techniques de recherche. On a également l'impression qu'ils étaient

un peu plus confinés géographiquement et se trouvaient concentrés dans les grandes agglomérations urbaines. Les prestataires nés à l'étranger avaient un peu moins de chances d'être réemployés entre janvier 1997 et le début de 1998, mais on ne s'en étonnera pas parce qu'ils affrontaient des circonstances plus difficiles de recherche d'emploi. Dans l'ensemble, le surcroît d'intensité de leur recherche semble avoir comblé en majeure partie l'écart créé par leur situation plus sérieuse.

Les immigrants plus récents diffèrent en tous points des cohortes antérieures d'arrivants. Ils ont abondamment utilisé le régime, mais sans le faire autant que les Canadiens de souche. Ajoutons qu'ils ont mis plus d'efforts dans leur recherche, fait appel à plus de techniques et que, s'ils étaient chômeurs, ils étaient disposés à accepter un salaire inférieur selon leur âge, leur région et leur instruction. Qui plus est, les immigrants très récents avaient moins de chances de se réemployer. Comme tout immigrant, ils paraissent avoir eu un défi encore plus rude à relever en matière de réemploi et avoir travaillé plus fort en ce sens.

Les femmes semblent avoir recouru au régime moins que les hommes, mais l'écart population immigrée-population de souche est semblable pour les deux sexes. D'une part, les femmes étaient bien plus susceptibles de travailler à temps partiel que les hommes, ce qui n'a rien d'un phénomène inhabituel, mais il était bien plus probable, d'autre part, que les immigrantes travaillent à plein temps à comparer aux Canadiennes de souche<sup>17</sup>. Ce qui étonne cependant, c'est que, si les hommes des cohortes récentes d'arrivants avaient plus de chances d'utiliser les CEC et d'autres bureaux de placement que ceux des cohortes plus anciennes et les Canadiens de souche de même catégorie, l'inverse était vrai dans le cas des femmes. Les cohortes plus anciennes d'arrivantes utilisaient plus les CEC.

Les immigrants semblaient moins susceptibles de s'adresser au régime d'assurance-emploi, mais lorsqu'ils le faisaient, leur situation était pire que celle des Canadiens de souche parce qu'ils avaient bien moins de chances de se trouver en licenciement temporaire. Les prestataires issus de l'immigration paraissent avoir eu des probabilités supérieures de trouver un emploi permanent. Il reste que, malheureusement, leurs probabilités de réemploi dans le laps de temps compris entre la date de leur demande de référence et la date de l'enquête étaient un peu inférieures à celles de la population de souche. L'écart demeure important sans être énorme et, dans de futures recherches, on devrait regarder de plus près dans quelle mesure le phénomène est attribuable à des travailleurs nés au Canada qui reviennent à des emplois dont un licenciement provisoire les a écartés.

Disons enfin que les comportements d'utilisation répétée ou habituelle du régime étaient moins fréquents dans la population immigrée. Comme en 1996, les immigrants ont moins recouru au régime en 1997 et 1998. En fait, l'écart s'est accru. On peut toutefois « expliquer » ces différences d'utilisation par la variable de la région (les immigrants sont plus urbanisés et concentrés dans des provinces de moindre utilisation du régime) et, dans le cas des hommes, par le plus grand nombre de travailleurs très instruits que comptent ceux-ci parmi les prestataires.

---

<sup>17</sup>Comme le travail à temps partiel avec sa prédominance féminine est mieux protégé par le régime d'assurance-emploi que par le régime d'assurance-chômage, on peut s'attendre à ce que l'usage que font les femmes du régime évolue ces prochaines années.



## Annexe

**Tableau A.1 : Répartition professionnelle en fonction du principal employeur**

Catégories professionnelles	Hommes		Femmes	
	Immigrants (1)	Canadiens de souche (2)	Immigrantes (3)	Canadiennes de souche (4)
Gestion et administration	0,058 [0,040, 0,083]	0,040 [0,035, 0,047]	0,076 [0,053, 0,106]	0,075 [0,066, 0,085]
Sciences naturelles	0,052 [0,035, 0,075]	0,031 [0,026, 0,036]	0,010 [0,004, 0,030]	0,012 [0,009, 0,017]
Sciences sociales	0,009 [0,004, 0,022]	0,006 [0,004, 0,009]	0,021 [0,012, 0,037]	0,032 [0,025, 0,039]
Religion	0,001 [0,000, 0,008]	0,001 [0,000, 0,002]	0,000 —	0,001 [0,000, 0,003]
Enseignement	0,022 [0,013, 0,036]	0,026 [0,021, 0,031]	0,110 [0,090, 0,135]	0,139 [0,127, 0,151]
Médecine	0,011 [0,005, 0,024]	0,004 [0,003, 0,007]	0,024 [0,013, 0,041]	0,056 [0,048, 0,065]
Arts	0,011 [0,005, 0,024]	0,024 [0,019, 0,029]	0,019 [0,009, 0,037]	0,016 [0,012, 0,020]
Travail de bureau	0,048 [0,032, 0,071]	0,037 [0,031, 0,043]	0,171 [0,141, 0,207]	0,236 [0,221, 0,251]
Vente	0,038 [0,024, 0,059]	0,042 [0,036, 0,049]	0,061 [0,042, 0,088]	0,079 [0,069, 0,090]
Services	0,102 [0,080, 0,130]	0,069 [0,062, 0,077]	0,179 [0,149, 0,214]	0,175 [0,164, 0,188]
Agriculture	0,060 [0,047, 0,075]	0,047 [0,042, 0,052]	0,063 [0,049, 0,079]	0,021 [0,018, 0,025]
Pêches	0,003 [0,001, 0,007]	0,012 [0,010, 0,014]	0,000 [0,000, 0,002]	0,003 [0,002, 0,004]
Forêts	0,010 [0,005, 0,020]	0,046 [0,042, 0,051]	0,002 [0,001, 0,007]	0,004 [0,003, 0,006]
Mines	0,004 [0,001, 0,012]	0,016 [0,013, 0,018]	0,000 —	0,000 [0,000, 0,001]
Transformation	0,040 [0,028, 0,056]	0,049 [0,043, 0,055]	0,046 [0,030, 0,068]	0,043 [0,038, 0,048]
Usinage	0,048 [0,034, 0,065]	0,042 [0,037, 0,047]	0,005 [0,001, 0,019]	0,005 [0,003, 0,009]
Fabrication	0,161 [0,132, 0,195]	0,101 [0,092, 0,110]	0,152 [0,120, 0,191]	0,046 [0,039, 0,054]

(suite)

**Tableau A.1 : Répartition professionnelle en fonction du principal employeur (suite)**

Catégories professionnelles	Hommes		Femmes	
	Immigrants	Canadiens de souche	Immigrantes	Canadiennes de souche
	(1)	(2)	(3)	(4)
Construction	0,233 [0,207, 0,260]	0,248 [0,238, 0,258]	0,002 [0,001, 0,006]	0,007 [0,005, 0,011]
Transports	0,052 [0,038, 0,070]	0,108 [0,100, 0,117]	0,007 [0,003, 0,012]	0,027 [0,023, 0,032]
Manutention	0,033 [0,022, 0,048]	0,041 [0,036, 0,047]	0,046 [0,030, 0,070]	0,017 [0,013, 0,022]
Autres métiers	0,007 [0,002, 0,019]	0,012 [0,009, 0,016]	0,006 [0,003, 0,013]	0,008 [0,005, 0,012]

Source : Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

**Tableau A.2 : Répartition industrielle en fonction du principal employeur**

Catégories industrielles	Hommes		Femmes	
	Immigrants	Canadiens de souche	Immigrantes	Canadiennes de souche
	(1)	(2)	(3)	(4)
Agriculture	0,037 [0,028, 0,049]	0,027 [0,023, 0,031]	0,062 [0,049, 0,078]	0,022 [0,018, 0,027]
Forêts	0,014 [0,007, 0,025]	0,056 [0,051, 0,061]	0,004 [0,002, 0,009]	0,006 [0,005, 0,008]
Pêche et piégeage	0,002 [0,001, 0,006]	0,013 [0,011, 0,015]	0,000 [0,000, 0,002]	0,004 [0,003, 0,005]
Mines	0,009 [0,005, 0,016]	0,027 [0,024, 0,031]	0,002 [0,000, 0,007]	0,006 [0,003, 0,009]
Fabrication de biens non durables	0,097 [0,074, 0,126]	0,076 [0,069, 0,084]	0,182 [0,148, 0,221]	0,094 [0,085, 0,103]
Fabrication de biens durables	0,162 [0,134, 0,193]	0,106 [0,098, 0,115]	0,051 [0,033, 0,077]	0,030 [0,024, 0,038]
Construction	0,252 [0,224, 0,281]	0,263 [0,252, 0,273]	0,007 [0,004, 0,012]	0,026 [0,021, 0,032]
Transports	0,040 [0,029, 0,056]	0,072 [0,066, 0,079]	0,011 [0,006, 0,022]	0,038 [0,032, 0,045]
Communications	0,003 [0,001, 0,018]	0,006 [0,004, 0,008]	0,005 [0,002, 0,011]	0,005 [0,003, 0,009]
Service postal	0,002 [0,000, 0,005]	0,004 [0,002, 0,007]	0,000 [0,000, 0,003]	0,004 [0,002, 0,006]
Services publics	0,008 [0,005, 0,013]	0,007 [0,005, 0,009]	—	0,003 [0,001, 0,006]
Commerce de gros	0,035 [0,022, 0,054]	0,041 [0,035, 0,047]	0,031 [0,018, 0,052]	0,028 [0,022, 0,035]

(suite)

**Tableau A.2 : Répartition industrielle en fonction du principal employeur (suite)**

Catégories industrielles	Hommes		Femmes	
	Immigrants (1)	Canadiens de souche (2)	Immigrantes (3)	Canadiennes de souche (4)
Commerce de détail	0,076 [0,055, 0,104]	0,070 [0,062, 0,078]	0,080 [0,059, 0,109]	0,109 [0,097, 0,121]
Finances, etc.	0,013 [0,005, 0,029]	0,013 [0,010, 0,017]	0,029 [0,017, 0,048]	0,030 [0,024, 0,037]
Éducation	0,037 [0,025, 0,055]	0,039 [0,033, 0,044]	0,156 [0,132, 0,183]	0,198 [0,185, 0,211]
Services hospitaliers	0,013 [0,007, 0,024]	0,014 [0,010, 0,018]	0,075 [0,055, 0,102]	0,105 [0,095, 0,116]
Médecine	0,006 [0,002, 0,025]	0,000 [0,000, 0,001]	0,003 [0,001, 0,008]	0,020 [0,015, 0,026]
Organismes religieux	0,001 [0,000, 0,008]	0,002 [0,001, 0,003]	0,001 [0,000, 0,002]	0,003 [0,002, 0,005]
Services récréatifs	0,008 [0,004, 0,014]	0,030 [0,026, 0,036]	0,013 [0,006, 0,025]	0,025 [0,021, 0,031]
Services aux entreprises	0,070 [0,051, 0,096]	0,040 [0,034, 0,047]	0,092 [0,067, 0,126]	0,057 [0,048, 0,066]
Services personnels	0,071 [0,052, 0,095]	0,032 [0,027, 0,038]	0,119 [0,092, 0,150]	0,116 [0,106, 0,127]
Ménages privés	0,000 [0,000, 0,002]	0,000 [0,000, 0,001]	0,008 [0,002, 0,026]	0,008 [0,006, 0,011]
Services divers	0,026 [0,016, 0,042]	0,028 [0,023, 0,033]	0,041 [0,025, 0,065]	0,022 [0,018, 0,028]
Administration publique fédérale	0,005 [0,002, 0,011]	0,008 [0,006, 0,011]	0,010 [0,006, 0,017]	0,016 [0,013, 0,020]
Administration publique provinciale	0,004 [0,001, 0,016]	0,007 [0,006, 0,009]	0,007 [0,003, 0,014]	0,012 [0,009, 0,016]
Administration publique locale	0,012 [0,007, 0,020]	0,020 [0,017, 0,024]	0,012 [0,006, 0,023]	0,015 [0,012, 0,020]
Autres administrations publiques	0,000	0,000	0,000	0,000

Source : Calculs de l'auteur à l'aide des données ERAE.

## Bibliographie

- Abe, Masahiro, Yoshio Higuchi, Peter J. Kuhn, Masao Nakamura et Arthur Sweetman. 2000. « Worker Displacement in Japan and Canada », dans P. Kuhn (dir.), *Losing Work, Moving On: Worker Displacement in International Context*, Kalamazoo, Michigan : W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Baker, Michael et Dwayne Benjamin. 1994. « The Performance of Immigrants in the Canadian Labor Market », *Journal of Labor Economics*, vol. 12, n° 3, p. 369-405.
- . 1995. « The Receipt of Transfer Payments by Immigrants to Canada », *Journal of Human Resources*, vol. 30, n° 4, p. 650-676.
- Bloom, D.E., G. Grenier et M. Gunderson. 1995. « The Changing Labor Market Position of Canadian Immigrants », *Revue canadienne d'économique*, vol. 28, n° 4, p. 987-1005.
- Borjas, G.J. 1985. « Assimilation, Change in Cohort Quality, and the Earnings of Immigrants », *Journal of Labor Economics*, vol. 3, n° 4, p. 463-489.
- . 1995. « Assimilation and Changes in Cohort Quality Revisited: What Happened to Immigrant Earnings in the 1980s? », *Journal of Labor Economics*, vol. 13, n° 2, p. 201-245.
- Chiswick, B.R. 1978. « The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-Born Men », *Journal of Political Economy*, vol. 86, n° 5, p. 897-921.
- Citoyenneté et Immigration Canada, Politique, planification et recherche stratégiques. 1999. « Les résultats économiques des immigrants, selon le niveau d'études » (<http://www.cic.gc.ca>).
- Crossley, Thomas F., James Ted McDonald et Christopher Worswick. 2000. « Immigrant Benefit Receipt: Sensitivity to the Choice of Survey Years and Model Specification », *Journal of Human Resources*, à paraître.
- Grant, Mary L. 1999. « Evidence of New Immigrant Assimilation in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. 32, n° 4, p. 930-955.
- Green, Alan G. et David E. Green. 1995. « Canadian Immigration Policy: the Effectiveness of the Point System and Other Instruments », *Revue canadienne d'économique*, vol. 38, n° 4b, p. 1006-1041.
- Green, William H. 1996. *Econometric Analysis*, 2<sup>e</sup> édition, New York : Macmillan Publishing Company.
- Jones, Stephen R. G. et Craig Riddell. 1999. « The Measurement of Unemployment: An Empirical Approach », *Econometrica*, vol. 67, n° 1, p. 147-161.
- McDonald, J. et C. Worswick. 1997. « Unemployment Incidence of Immigrant Men in Canada », *Analyse de politiques*, vol. 23, n° 4, p. 353-373.
- . 1998. « The Earnings of Immigrant Men in Canada: Job Tenure, Cohort and Macroeconomic Conditions », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 51, n° 3, p. 465-482.
- Schaafsma, J. et A. Sweetman. 1999. « Immigrant Earnings: Age at Immigration Matters », RIIM Working Paper 99-03.

# Activités bénévoles des prestataires de l'assurance-emploi

Rafael Gomez et Morley Gunderson

Les artisans de la politique publique s'intéressent davantage à l'activité bénévole tant comme source de main-d'œuvre à des fins sociales que comme action socialement productive pour les bénévoles mêmes. Le phénomène du chômage est une question sempiternellement débattue en politique publique, mais on regarde de plus près le caractère socialement productif des activités des chômeurs, ce qui comprend notamment la recherche d'emploi et la formation. Le travail bénévole est aussi à considérer en général comme une activité socialement productive en ce sens qu'il profite aussi bien à celui qui le fait qu'à celui qui en bénéficie. En soi, cette activité et le chômage ont chacun leur importance en politique publique, mais l'intersection des deux domaines — activité bénévole des chômeurs — accroît cette importance.

Pour les prestataires de l'assurance-emploi (a.-e.), objet de notre analyse, cette même activité bénévole peut aussi représenter un grand mode de formation de capital humain. Cette constatation vaut particulièrement pour les prestataires plus jeunes et ceux qui ont accédé à l'activité assez récemment. Comme chez les jeunes, le travail bénévole peut être l'occasion d'enrichir les antécédents professionnels et de former des réseaux et un capital social susceptibles d'apporter par la suite des emplois à des prestataires. Pour les travailleurs plus expérimentés ou ceux qui voient leurs compétences rapidement se dégrader après la perte d'un emploi, l'activité bénévole peut être un moyen de conservation du capital humain. Un éventuel employeur verrait sans doute une telle activité d'un bon œil, surtout si elle était complémentaire par rapport à la recherche d'un emploi et qu'on la considérerait comme révélant l'existence de traits positifs (motivation, éthique professionnelle, etc.) chez le chômeur. Pour ce dernier, le bénévolat peut venir accroître l'estime de soi, la volonté d'accomplir quelque chose et même les compétences professionnelles, au rebours même des effets de démoralisation et de stigmatisation de l'état de chômeur. Somme toute, bien que l'activité bénévole demande un investissement considérable en temps et entraîne des coûts de renonciation si, pour l'exercer, le travailleur doit délaisser des formes plus habituelles de recherche d'emploi, elle peut être largement bienfaisante tant pour les prestataires que pour l'économie tout entière. Elle mérite donc une étude empirique plus systématique.

Notre propos sera d'analyser les facteurs déterminants de l'activité bénévole reconnue chez les prestataires. Nous esquisserons d'abord un cadre théorique reposant largement sur une fonction de production des ménages avec un examen de facteurs comme celui de la

---

Rafael Gomez est professeur adjoint à l'Interdisciplinary Institute of Management de la London School of Economics et agrégé de recherche au Centre for Industrial Relations et au Centre for International Studies de l'Université de Toronto. Morley Gunderson occupe la chaire CIBC de l'emploi jeunesse à l'Université de Toronto. Il enseigne au Centre for Industrial Relations et au Département d'économique de cette même université. Il est agrégé de recherche à l'Institute for Policy Analysis, au Centre for International Studies et à l'Institut de développement humain, du parcours des âges et du vieillissement et scientifique adjoint à l'Institut de recherche sur le travail et la santé.

Nous sommes redevables à Louis Grignon, Saul Schwartz et Frances Wooley de leurs observations et leurs suggestions utiles, mais ils ne sont pas liés par les conclusions de la présente étude.

formation de capital social. L'interprétation des rapports empiriques dégagés par l'analyse de données qui suivra en sera plus facile. Nous parlerons ensuite de l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAÉ) et en ferons ressortir les avantages et les inconvénients comme ensemble de données à exploiter dans ce domaine. Notre présentation des résultats empiriques sera triple : formes diverses de l'activité bénévole reconnue, mais non rémunérée à laquelle se livrent les prestataires, degré de variation de cette activité selon les caractéristiques de ces mêmes prestataires et résultats de régression pour les facteurs déterminants des probabilités d'activité bénévole reconnue. Suivront une récapitulation, un examen des conséquences sur le plan de la politique publique et une indication des domaines appelant un complément de recherche.

## CADRE THÉORIQUE

On peut recourir à divers cadres théoriques pour analyser l'activité bénévole. Aucun cadre ne saurait cependant être entièrement satisfaisant à lui seul, et ce, pour diverses raisons : difficulté de tenir compte du côté de la demande dans le cas des bénévoles, difficulté de faire le lien entre les aspects théoriques à mesurer et les phénomènes observables et état rudimentaire de l'élaboration de certains concepts de la théorie comme ceux du « capital social ».

Le cadre théorique que nous appliquons ici repose sur le concept de fonction de production des ménages. Il s'agit essentiellement là d'une analyse classique modifiée de l'offre de travail en économique où on tient compte des décisions internes des ménages et de ce que le ménage soit à la fois un important producteur et un consommateur d'activités exigeant du temps et de l'argent et que ses membres se spécialisent dans des types d'activité, y compris dans l'activité de bienfaisance.

Comme dans une analyse classique, notre conception « fonction de production des ménages » relève de la théorie de l'offre. Il n'y a donc pas modélisation directe de la demande de bénévolat des organismes reconnus, mais nous évoquons cette demande à l'occasion si elle permet d'éclairer les rapports observés. De même, nous faisons parfois mention des nouvelles théories du « capital social »<sup>1</sup> pour expliquer les liens constatés dans l'interaction possible de la famille et de son milieu. Dans le contexte de la fonction de production des ménages, ces derniers peuvent exercer une activité bénévole dans le cadre de la création de réseaux sociaux qui, dans le milieu, favoriseront la confiance, l'entraide, la mise en place d'infrastructures communautaires et le partage d'information ou du fait que leur « famille » soit la collectivité même par opposition à la simple famille nucléaire.

Dans une fonction de production des ménages, on suppose que les familles optimisent l'utilité, celle-ci étant fonction non seulement des biens et des loisirs comme dans la théorie classique, mais aussi de l'activité de bienfaisance. Comme nous le verrons, cette activité peut être valorisée pour diverses raisons liées entre elles<sup>2</sup> : enrichissement personnel (confort intérieur)<sup>3</sup>, cohésion sociale et formation de capital social, dons par pur altruisme et volonté

<sup>1</sup>Voir, par exemple, Putnam (1995). Pour un examen de ces études et de la distinction entre cohésion sociale et formation de capital social, voir Wooley (1999).

<sup>2</sup>Dans un grand nombre de documents de référence et autres ouvrages cités dans la bibliographie de la fin du chapitre et dans Wooley (1999), on pourra trouver un examen des éléments de justification du bénévolat et de l'activité de bienfaisance.

<sup>3</sup>Voir, par exemple, Andreoni (1990).

d'épanouissement<sup>4</sup>, édification et réciprocité communautaires<sup>5</sup>, réactions aux pressions des pairs<sup>6</sup>, amélioration des antécédents professionnels et des compétences<sup>7</sup>, vide laissé par les services publics qui doit être comblé<sup>8</sup>, et complément à l'éducation des enfants. Dans ce cadre, l'utilité se trouve optimisée sous réserve de l'existence du budget habituel de « plein revenu » avec sa contrainte de temps disponible et de biens ou de richesses hors travail. L'activité de bienfaisance naît dans une fonction de production des ménages par des apports bénévoles de temps ou d'argent (biens)<sup>9</sup>.

À supposer que l'activité de bienfaisance soit un bien « normal », la demande des ménages qui s'attache à cette activité augmentera avec la richesse, toutes choses étant égales. Par la fonction de production des ménages pour le bénévolat, cela implique que les familles plus riches consacrent plus d'argent et de temps à cette activité.

Une augmentation de salaire sera d'un effet plus compliqué par cette même fonction. Elle accroîtra le revenu et aura donc l'*effet de richesse* classique que nous avons évoqué, d'où une multiplication des heures de bénévolat. Dans le sens opposé, elle mènera à une substitution au détriment d'activités des ménages voraces en temps comme l'activité de bienfaisance avec le don de temps qui peut la caractériser. C'est l'*effet substitutif de consommation* de la théorie de la production des ménages. Dans ce cas, il y a moins d'apports d'argent et de temps à l'activité de bienfaisance. Une augmentation de salaire renforcera cet effet sur le plan du don de temps par une substitution d'apports de biens aux apports de temps dans la production bénévole (l'argent vient remplacer le temps dans la fonction de production des ménages). C'est l'*effet substitutif de production* de la théorie. Ces deux effets substitutifs se renforcent l'un l'autre, réduisant les dons de temps plus coûteux et rendant possible un puissant effet de substitution par une réduction du temps de bénévolat des gens bien rémunérés dans le cadre de la fonction de production des ménages.

Par intuition, on sait que les gens mieux rémunérés feront sans doute moins de bénévolat, étant susceptibles de moins se consacrer à des activités voraces en temps comme l'activité de bienfaisance (avec son don de temps) et, pour tout degré d'activité bénévole, de substituer des biens ou de l'argent à un don de temps plus « coûteux ». À l'opposé, il y a l'effet de richesse d'une meilleure rémunération qui peut amener les gens à se consacrer davantage à des activités de bienfaisance exigeant et du temps et de l'argent.

Les effets substitutifs peuvent aussi donner lieu à des substitutions intertemporelles au cours du cycle de vie en fonction du degré de variation du salaire pendant la vie. Plus précisément, le modèle prévoit que les gens exerceront plus volontiers des activités voraces en temps (comme l'activité bénévole) et donneront du temps plutôt que des biens ou de l'argent aux stades de leur vie où ils sont peu rémunérés et où le « temps compte peu ». Tel

---

<sup>4</sup>Voir, par exemple, Titmus (1971).

<sup>5</sup>Voir, par exemple, Cheal (1988), Rose-Ackerman (1996) et Sugden (1984).

<sup>6</sup>Voir, par exemple, Ben-Porath (1980), Freeman (1996) et Weisbrod (1975).

<sup>7</sup>On trouvera des données canadiennes à ce sujet dans Day et Devlin (1998).

<sup>8</sup>Voir, par exemple, Browne (1996) et OCDE (1997). Dans Wooley (1999), on examine amplement les études spécialisées sur l'effet d'éviction qu'ont les dépenses publiques sur l'activité bénévole. On y montre que certaines études vont dans ce sens, mais parlent surtout d'éviction partielle et de certaines activités gouvernementales (Day et Devlin (1996), par exemple) et que d'autres font voir une étroite corrélation positive entre les dépenses publiques et l'activité bénévole (Putnam (1995), par exemple).

<sup>9</sup>Brown (1987), Brown et Lankford (1992), Clotfelter (1985), Dye (1980), Kingma (1989), Long (1977), Menchik et Weisbrod (1981, 1987), Reece (1979) et Roberts (1984) insistent sur l'arbitrage temps-argent et l'incidence de la fiscalité.

sera sans doute plus le cas chez les plus jeunes et les plus âgés (surtout si ceux-ci sont retraités ou s'apprêtent à prendre leur retraite) ou encore chez les chômeurs si on considère que le chômage n'est pas un « loisir », les chômeurs étant pour la plupart à la recherche d'un emploi. Bien sûr, dans chacun de ces groupes, l'activité bénévole peut entrer en conflit avec l'emploi du temps si, par exemple, on doit élever des enfants et chercher du travail en période de chômage.

Il peut aussi y avoir substitution entre membres d'une même famille. Le membre dont le coût de renonciation au temps est le plus élevé se livrera à des activités moins voraces en temps que l'activité de bienfaisance. Il donnera moins de son temps et plus de son argent. Ainsi, les femmes auront plus de chances de faire plus de bénévolat et de donner plus de leur temps, leur salaire relatif étant moindre. Il peut enfin y avoir substitution au profit des membres de la famille en chômage, surtout là où l'activité bénévole est complémentaire par rapport à une recherche d'emploi productive.

Une augmentation du prix des autres biens et services sera d'un effet ambigu sur l'activité de bienfaisance d'un ménage (et donc de son don de temps et d'argent) selon que ces biens et services complètent ou remplacent l'activité bénévole. Ajoutons que son incidence peut être complexe sur l'activité de bienfaisance parce que ces biens et services peuvent compléter ou remplacer en *consommation* (décision que prend le ménage de faire plus de bénévolat ou de consommer d'autres biens et services) et en *production*. En d'autres termes, les autres biens et services entrent tant dans la fonction d'utilité que dans la fonction de production des ménages.

En général, ces prix qui traduisent le coût et la disponibilité d'autres biens et services ne sont pas susceptibles d'avoir des effets appréciables sur l'activité de bienfaisance et, par conséquent, sur le don de temps. Ils ont donc plus d'intérêt théorique que d'importance pratique. Ainsi, une diminution du coût des vacances augmentera la durée de ces dernières avec un effet possible de substitution pour des vacances de meilleure « qualité ». Dans la mesure même où les vacances et l'activité bénévole sont des éléments substitutifs de consommation dans la fonction d'utilité des familles, l'activité bénévole diminuera. Toutefois, s'il y a complémentarité des vacances et du bénévolat (quelqu'un devient entraîneur d'une équipe sportive locale pendant ses vacances), le nombre d'heures de bénévolat s'accroîtra à cause du moindre prix de cette activité complémentaire en consommation. Les effets se produisent tous dans la fonction d'utilité des ménages et comportent donc des éléments substitutifs ou complémentaires en consommation.

Comme nous l'avons dit, les autres biens et services entrent aussi dans la fonction de production des ménages. Dans ce cas, leur prix peut influencer sur les heures de bénévolat selon leur caractère substitutif ou complémentaire en production. Si une prestation publique des services en question est considérée comme remplaçant l'activité de bienfaisance des ménages, une augmentation du coût de cet élément substitutif (soins en établissement ou prise en charge des indigents) exigera que le bénévolat privé vienne combler un vide. Par ailleurs, si les gouvernements augmentent le coût des services complémentaires par rapport au bénévolat privé (en réduisant, par exemple, les subventions versées aux organismes non gouvernementaux qui coordonnent les activités privées de bienfaisance), le bénévolat privé diminuera aussi.



L'évolution des préférences en matière de biens, de loisirs ou de bénévolat sera d'un effet ambigu sur l'activité de bienfaisance selon la nature de ces préférences. Si les convictions religieuses perdent, par exemple, de leur importance dans la vie des gens, cette activité peut diminuer en se limitant aux gens animés de convictions religieuses et, de ce fait, plus enclins à se vouer à des œuvres de charité. Si la société devient plus consommatrice et individualiste, les biens individuels de consommation pourraient prendre le pas sur les biens collectifs et sur le bénévolat.

La théorie de la fonction de production des ménages souligne que la productivité peut varier selon les gens dans l'activité bénévole comme dans toute autre activité. Certains auront tout simplement la « façon de s'y prendre », qu'il s'agisse d'encadrer une petite équipe sportive ou d'organiser une campagne de financement. Cela vient encore plus compliquer le rapport entre salaire et bénévolat, car les compétences professionnelles qui commandent de hauts salaires sur le marché du travail peuvent aussi être de précieuses compétences dans le secteur bénévole. Certains sont plus susceptibles d'être « recrutés de force » et de se sentir le devoir de mettre leurs compétences au service de tous. Dans ce cas, ils feront plus de bénévolat malgré un coût élevé de renonciation au temps.

La théorie de la fonction de production des ménages dit bien aussi que l'activité bénévole est une production qui demande tant des biens et services que du temps. Si les biens et services sont rares (en région rurale, par exemple), le don de temps peut gagner en importance. De même, si les gouvernements réduisent leurs services, on aura plus besoin de combler le vide ainsi créé par le bénévolat privé et le don de temps.

La théorie insiste également sur l'aspect « investissement » des activités. On peut se lancer dans une activité parce qu'elle procure une satisfaction immédiate, mais aussi parce qu'elle promet un revenu ou une satisfaction pour l'avenir. Ainsi, une activité bénévole qui enrichit les antécédents ou les contacts professionnels aura sans doute plus d'importance pour les jeunes que pour les vieux, toutes choses étant égales.

Les goûts et les préférences peuvent être un grand facteur dans tout type de comportement, mais ils seront probablement d'une importance extrême dans le bénévolat. On peut penser que des facteurs comme l'altruisme, la culpabilisation, le sens civique, le souci des défavorisés ou le désir de « faire une bonne action » varieront selon les gens sous l'influence possible de l'éducation, des convictions religieuses, des liens avec le milieu, etc. Il y aura parfois aussi une « valeur de survie » si l'altruisme conduit à des échanges de bons offices, que la résolution du milieu vient y réduire la criminalité et augmenter la valeur des maisons et que l'aide aux défavorisés devient une assurance que l'on prend au cas où on deviendrait soi-même démuné. Il pourrait aussi tout simplement s'agir d'« effets fixes » qui s'ancrent ou s'inculquent en tant que valeurs sociales.

Les gens ayant de telles valeurs réagiront sans doute toujours aux éléments d'incitation économique que nous avons évoqués. Ainsi, les gens qui sont extrêmement altruistes pourraient donner moins de leur temps et plus de leur argent si leur coût de renonciation au temps est élevé. Ils donneront toutefois plus des deux que les gens moins altruistes.

Dans bien des cas, il est impossible de regarder dans la « boîte noire » des goûts et préférences. Ceux-ci deviennent simplement une explication résiduelle des comportements, dans la mesure même où ceux-ci ne s'expliquent pas tout à fait par d'autres facteurs. Dans d'autres cas cependant, il est possible de faire le lien entre ces mêmes goûts et préférences et

d'autres caractéristiques observables (religion, éducation, etc.) qui sont susceptibles de les façonner.

Dans l'examen empirique qui suit, nous regarderons largement les régularités empiriques observées par la loupe de la fonction de production des ménages et aussi sous d'autres angles comme celui de la formation de capital social. Tantôt l'interprétation sera limpide, tantôt les constats seront plus ambigus, les relations observées constituant sans doute l'effet net de toutes les voies par lesquelles se manifestent les facteurs de causalité.

## **DONNÉES**

Nos données d'examen des facteurs déterminants de l'activité bénévole viennent de l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAÉ) réalisée par Statistique Canada les premiers mois de 1998. De janvier à mars 1998, les intervieweurs ont recueilli des renseignements sur les antécédents d'emploi en 1997 d'un échantillon — à représentativité nationale — de travailleurs ayant demandé et reçu des prestations ordinaires d'assurance-emploi (a.-e.) en 1996. On avait identifié et suréchantillonné les réitérants ou prestataires habituels, c'est-à-dire ceux qui avaient reçu des prestations trois des cinq années de la période 1992-1996 (d'où le nom de l'enquête). La base de sondage est donc formée de prestataires de 1996. Les répondants seront donc appelés prestataires, et nous parlerons plus particulièrement des réitérants le cas échéant.

Cette enquête livre aussi des données démographiques types sur l'âge et l'état matrimonial des répondants par exemple, ainsi qu'une mine de renseignements sur les caractéristiques des ménages, et notamment sur les niveaux de revenu et les antécédents de prestations a.-e. des familles.

Ce qui distingue peut-être toutefois l'ERAÉ au premier chef, c'est l'accent que met l'enquête sur les attitudes des répondants à l'égard du monde du travail. Par rapport à d'autres enquêtes du même genre, l'ERAÉ s'enquiert auprès des gens de l'acceptation de risques, des changements d'emploi, des perspectives d'avenir et du sentiment d'être maître d'aspects importants de sa vie. Cette information ouvre d'intéressantes voies d'investigation du rapport entre les attitudes mesurées et la propension au bénévolat. L'enquête est d'un intérêt tout particulier pour la présente étude de l'activité bénévole, puisque, outre les mesures que l'on retrouve communément dans les enquêtes sur la population active (données sur les antécédents d'emploi, le revenu, la composition des ménages, etc.), elle observe les activités de bénévolat, les attitudes à l'égard du régime d'assurance-emploi, les liens avec le milieu, la satisfaction sur le plan des conditions et des heures de travail et la perception que peuvent avoir les répondants de leur propre capacité d'agir sur la société.

Ajoutons que l'ensemble de données est assez vaste, d'où la possibilité empirique d'éprouver des rapports qui seraient d'une estimation imprécise avec des ensembles de données plus modestes. Nous avons retranché 215 observations de la taille d'échantillon avec ses 22 577 observations, des observations manquant pour une de nos variables continues (nombre de membres du ménage). Nous avons codé comme « manquant » ou « inconnu » un certain nombre d'observations pour nos variables fictives (nous avons ainsi ajouté une

catégorie « inconnu »), et il n'y a donc d'observations manquantes, par réponse « inconnu » à des questions de l'enquête, dans aucune de nos variables catégoriques<sup>10</sup>.

## ACTIVITÉS BÉNÉVOLES DES PRESTATAIRES

Comme l'indique le tableau 1, un peu plus du tiers (37,8 %) des prestataires ont exercé une activité bénévole quelconque dans un *organisme reconnu*<sup>11</sup> en 1997. On comptait un peu plus de trois activités en moyenne pour cette proportion de la population<sup>12</sup>. La première activité en importance dans des organismes reconnus était l'organisation ou la surveillance de manifestations, suivie du porte-à-porte, de la sollicitation ou de la recherche de fonds et de la participation aux travaux de comités ou de conseils.

**Tableau 1 : Proportion des prestataires qui ont exercé sans rémunération une activité bénévole reconnue sous ses diverses formes en 1997**

Nature de l'activité	Proportion ayant exercé cette activité
<b>Activité reconnue pour un groupe</b>	<b>37,8</b>
Organisation ou surveillance de manifestations	15,9
Porte-à-porte, sollicitation ou recherche de fonds	14,5
Participation aux travaux de comités ou de conseils	11,0
Enseignement ou encadrement	7,4
Lobbying, éducation populaire ou action destinée à influencer l'opinion	6,7
Collecte, service ou livraison d'aliments	6,2
Accompagnement en automobile pour un organisme	5,9
Soins ou soutien (avec les consultations et les visites)	5,8
Activité de direction, d'administration ou de bureau	5,3
Entretien, réparation ou construction d'installations	4,9
Protection de l'environnement et de la faune	4,0
Premiers soins, lutte contre les incendies ou recherche et sauvetage	3,7
Travail pour des groupes d'entraide	2,5
Services de santé (hôpital, foyer pour personnes âgées, etc.)	1,8
<b>[Nombre moyen d'activités reconnues]</b>	<b>[2,84]</b>

Source : Statistique Canada, *Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi*, 1999.

<sup>10</sup>Cela vaut pour la plupart des variables explicatives, quoique, dans certains cas, il n'y ait pas eu d'observations manquantes ou de réponses « inconnu » pour quelques variables ou si peu (50 cas ou moins) que la création d'une catégorie « inconnu » ne se justifiait pas pour telle ou telle variable, auquel cas la catégorie omise de référence absorbait le petit nombre de cas « inconnu ».

<sup>11</sup>Nous avons aussi fait la présente analyse empirique pour les activités bénévoles *non reconnues*, dont les cinq plus importantes (la proportion de ceux qui les ont exercées figure entre parenthèses) étaient les visites de personnes âgées (33,7 %), les emplettes ou l'accompagnement en automobile (33,5 %), les travaux d'entretien ou de bricolage autour de la maison (28,6 %), la garde d'enfants (28,4 %) et les tâches ménagères (23,2 %). Comme on assimile plus volontiers ces activités aux gestes qui « rendent service » qu'au bénévolat, notre analyse portera sur les activités bénévoles reconnues. Les tendances dégagées pour ces dernières ressemblent généralement à celles des premières.

<sup>12</sup>La question posée dans le cadre de l'enquête sur une activité bénévole reconnue s'énonçait ainsi : « J'aimerais vous poser quelques questions à savoir si vous avez participé à des activités bénévoles non rémunérées. Certaines personnes vont aider des gens directement alors que d'autres vont donner de leur temps à des groupes ou organismes. Ma première question porte sur le bénévolat effectué au sein d'un groupe ou d'un organisme. Avez-vous fait du porte-à-porte, participé à des campagnes ou sollicité des fonds en 1997? »

Le tableau 2 indique comment l'exercice d'activités bénévoles varie selon les caractéristiques des prestataires. Il s'agit là de rapports *bruts* qui ne tiennent pas compte de l'incidence d'autres variables (nous le ferons plus loin dans l'analyse de régression). En règle générale, il s'en dégage des tendances semblables à celles que révèle cette analyse, aussi notre examen portera-t-il surtout sur ces résultats de régression.

S'il y a variation considérable des *proportions de gens* (colonne 1) de chaque catégorie qui exercent des activités bénévoles reconnues, il y a remarquablement peu de variation du *nombre* moyen de ces activités selon les caractéristiques des chômeurs (colonne 2). Ainsi, la moyenne n'est jamais de moins de deux activités dans les groupes. La plupart des groupes ont environ trois activités et aucun ne présente une moyenne de quatre activités et plus.

**Tableau 2 : Activité bénévole reconnue des prestataires selon diverses caractéristiques, 1997**

Variable indépendante	Proportion exerçant l'activité	Nombre moyen d'activités
	(1)	(2)
<b>Total, population de prestataires</b>	37,8	2,84
(15 à 20 ans)	30,2	2,40
21 à 24 ans	32,5	2,54
25 à 34 ans	36,6	2,78
35 à 44 ans	41,7	2,98
45 à 54 ans	38,9	2,87
55 ans et plus	32,2	2,63
(Aucun conjoint)	34,3	2,70
Conjoint	39,6	2,89
(Femme)	45,0	2,90
Homme	33,0	2,78
(Indien non nord-américain)	37,9	2,83
Indien nord-américain	40,9	3,22
(Non-immigrant)	39,1	2,87
Immigrant	29,7	2,55
(Moins que les études secondaires)	21,7	2,23
Études secondaires incomplètes	28,6	2,57
Études secondaires complètes	37,8	2,71
Études collégiales ou universitaires incomplètes	40,6	2,80
Études universitaires complètes	52,4	3,19
(Travailleur non spécialisé)	31,7	2,58
Travailleur manuel semi-spécialisé	31,3	2,74
Travailleur semi-spécialisé de bureau ou des ventes	38,5	2,77
Travailleur spécialisé des métiers	32,2	2,63
Travailleur spécialisé de bureau, des ventes ou des services	50,0	3,01
Technicien, cadre intermédiaire, surveillant ou contremaître	46,0	3,06
Travailleur semi-professionnel	61,2	3,30
Travailleur professionnel ou cadre de direction	57,8	3,37

(suite)

**Tableau 2 : Activité bénévole reconnue des prestataires selon diverses caractéristiques, 1997**

<b>Variable indépendante</b>	<b>Proportion exerçant l'activité</b>	<b>Nombre moyen d'activités</b>
	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>
(Industrie primaire)	34,1	2,74
Fabrication	30,9	2,49
Construction	29,1	2,62
Transports, communications et services publics	33,2	3,04
Commerce et finances	37,0	2,70
Services communautaires	56,2	3,18
Services aux entreprises et aux particuliers et services divers	37,7	2,85
Administration publique	46,8	2,96
(Aucune limitation sur le plan de la santé)	38,0	2,83
Limitation sur le plan de la santé	37,6	2,91
(Principal employeur non syndicalisé)	36,5	2,80
Principal employeur syndicalisé	40,5	2,91
Inconnu	37,7	2,84
(1 an ou moins d'occupation de la demeure actuelle)	34,8	2,82
2 à 5 ans d'occupation	36,4	2,76
6 à 10 ans d'occupation	39,6	2,88
11 à 20 ans d'occupation	43,2	3,03
20 ans d'occupation et plus	38,7	2,73
(Logement gratuit ou autre)	33,4	2,48
Demeure occupée en location	32,4	2,80
Demeure occupée en propriété	41,5	2,89
(Bas de l'échelle de revenu des ménages)	35,1	2,90
Bas milieu	36,1	2,80
Milieu	38,6	2,78
Haut milieu	40,4	2,88
Haut	47,0	3,06
Tranche non déclarée	30,8	2,54
(Revenu inhabituellement bas en 1997)	39,8	2,85
Même revenu que d'ordinaire en 1997	36,4	2,79
Revenu inhabituellement élevé en 1997	40,8	2,96
Inconnu	28,6	2,39
Nombre de membres du ménage		
(Colombie-Britannique)	35,5	2,86
Alberta	39,1	2,63
Saskatchewan	48,1	3,06
Manitoba	42,8	2,73
Ontario	34,2	2,73
Québec	30,1	2,88
Nouveau-Brunswick	37,5	2,74
Nouvelle-Écosse	42,2	3,04
Île-du-Prince-Édouard	42,2	2,87
Terre-Neuve	41,7	2,92

*(suite)*

**Tableau 2 : Activité bénévole reconnue des prestataires selon diverses caractéristiques, 1997**

Variable indépendante	Proportion exerçant l'activité (1)	Nombre moyen d'activités (2)
(Banlieue rurale)	37,6	2,88
Région rurale	42,0	2,98
Région urbaine hors RMR-AR	38,4	2,93
Banlieue urbaine	37,4	2,64
Noyau urbain	34,8	2,71
(Très satisfait de ses heures de travail)	37,8	2,80
Satisfait	36,3	2,82
Ni satisfait ni insatisfait	36,1	2,76
Insatisfait	42,0	2,90
Fort insatisfait	43,4	3,03
(Très fort besoin éprouvé de changer d'emploi)	37,9	2,85
Fort besoin	38,9	2,89
Besoin ni fort ni faible	38,7	2,90
Faible besoin	40,0	2,87
Très faible besoin	38,2	2,80
Inconnu	24,6	2,46
(Très faible influence sur la société)	32,0	2,62
Faible influence	32,4	2,55
Influence ni forte ni faible	33,0	2,42
Forte influence sur la société	37,9	2,88
Très forte influence sur la société	43,4	2,97
Inconnu	22,0	2,41
Nombre d'années de production d'une demande de prestations de 1992 à 1996	s.o.	s.o.
(Très fort sentiment de gêne comme prestataire)	37,7	3,02
Fort sentiment	42,3	2,88
Sentiment ni fort ni faible	38,7	2,80
Faible sentiment	39,4	2,84
Très faible sentiment	38,0	2,85
Inconnu	23,5	2,28

Source : Statistique Canada, *Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi*, 1999.

Comme le *nombre* des activités exercées ne varie guère, l'examen qui suit portera sur les facteurs qui déterminent les probabilités d'activité bénévole reconnue selon l'analyse de régression du tableau 3<sup>13</sup>. Comme on l'indique, les tendances sont généralement assez proches de celles qui se dégagent des rapports *bruts* du tableau 2 où on ne tient pas compte de l'incidence d'autres variables.

<sup>13</sup>Cette régression portant sur les déterminants du nombre d'activités bénévoles peut être demandée aux auteurs. Comme ce nombre varie si peu selon les variables explicatives, les coefficients ne sont pas statistiquement significatifs dans bien des cas. S'ils le sont, l'ordre de grandeur de l'effet est généralement plutôt modeste (le nombre d'activités ne variant guère) et, dans leurs tendances, les effets du nombre d'activités ressemblaient de près à ceux des probabilités d'activité bénévole reconnue. Notre analyse vise, par conséquent, les facteurs déterminants de ces probabilités (voir le tableau 3). Il y a aussi similitude de tendances entre activités reconnues et activités non reconnues « pour rendre service ».

## FACTEURS QUI DÉTERMINENT LES PROBABILITÉS DE BÉNÉVOLAT

Le tableau 3 indique les facteurs qui déterminent les probabilités d'activité bénévole reconnue d'après une analyse de régression où la variable dépendante est dichotomique et prend la valeur 1 en cas d'activité bénévole et la valeur 0 dans le cas contraire. D'un point de vue formel, une fonction probabiliste linéaire n'est pas la « bonne » forme fonctionnelle à employer, puisque les valeurs prévues des probabilités peuvent s'y situer hors intervalle unitaire même à l'intérieur de la plage d'échantillonnage. Il en résulte des incohérences d'interprétation des données comme fonction probabiliste, puisque des probabilités peuvent être négatives ou supérieures à l'unité. Une autre forme fonctionnelle possible serait la régression logistique qui confine les valeurs prévues dans l'intervalle unitaire. On peut se servir de coefficients logistiques pour calculer les changements de probabilités (effets marginaux ou valeurs dérivées des probabilités par rapport à une variable explicative) qui s'attachent à l'événement. Dans notre analyse, les estimations de fonction probabiliste linéaire venant d'une analyse classique de régression sont très proches des valeurs logistiques de probabilité moyenne. Dans ce texte, nous présentons et examinons seulement les estimations de régression classique plus simples et plus faciles à comprendre. On trouvera dans une annexe que l'on peut demander aux auteurs des coefficients logistiques et les changements de probabilités établis à l'aide de ces coefficients.

**Tableau 3 : Facteurs qui déterminent les probabilités que des prestataires exercent une activité bénévole reconnue (estimations MCO de fonction probabiliste linéaire) [probabilités moyennes : 0,378]**

Variable	Moyenne	Coefficient	Niveau de signification
	(1)	(2)	(3)
(15 à 20 ans)			
21 à 24 ans	0,071	0,011	0,75
25 à 34 ans	0,287	0,039	0,26
35 à 44 ans	0,305	0,083	0,02
45 à 54 ans	0,215	0,072	0,04
55 ans et plus	0,114	0,089	0,02
(Aucun conjoint)			
Conjoint	0,692	-0,007	0,38
(Femme)			
Homme	0,591	-0,031	0,00
(Indien non nord-américain)			
Indien nord-américain	0,029	0,014	0,44
(Non-immigrant)			
Immigrant	0,121	-0,046	0,00
(Moins que les études secondaires)			
Études secondaires incomplètes	0,244	0,031	0,01
Études secondaires complètes	0,293	0,105	0,00
Études collégiales ou universitaires incomplètes	0,062	0,128	0,00
Études universitaires complètes	0,275	0,195	0,00

(suite)

**Tableau 3 : Facteurs qui déterminent les probabilités que des prestataires exercent une activité bénévole reconnue (estimations MCO de fonction probabiliste linéaire) [probabilités moyennes : 0,378] (suite)**

Variable	Moyenne	Coefficient	Niveau de signification
	(1)	(2)	(3)
<b>(Travailleur non spécialisé)</b>			
Travailleur manuel semi-spécialisé	0,175	0,016	0,09
Travailleur semi-spécialisé de bureau ou des ventes	0,081	0,026	0,05
Travailleur spécialisé des métiers	0,141	0,025	0,02
Travailleur spécialisé de bureau, des ventes ou des services	0,051	0,079	0,00
Technicien, cadre intermédiaire, surveillant ou contremaître	0,079	0,081	0,00
Travailleur semi-professionnel	0,069	0,117	0,00
Travailleur professionnel ou cadre de direction	0,048	0,122	0,00
<b>(Industrie primaire)</b>			
Fabrication	0,140	-0,024	0,04
Construction	0,180	-0,033	0,00
Transports, communications et services publics	0,061	-0,017	0,24
Commerce et finances	0,102	-0,009	0,51
Services communautaires	0,169	0,082	0,00
Services aux entreprises et aux particuliers et services divers	0,098	-0,005	0,73
Administration publique	0,044	0,065	0,00
<b>(Aucune limitation sur le plan de la santé)</b>			
Limitation sur le plan de la santé	0,082	0,017	0,13
<b>(Principal employeur non syndicalisé)</b>			
Principal employeur syndicalisé	0,304	0,005	0,49
Inconnu	0,106	0,022	0,08
<b>(1 an ou moins d'occupation de la demeure actuelle)</b>			
2 à 5 ans d'occupation	0,274	0,009	0,30
6 à 10 ans d'occupation	0,161	0,029	0,01
11 à 20 ans d'occupation	0,170	0,055	0,00
20 ans d'occupation et plus	0,161	0,052	0,00
<b>(Logement gratuit ou autre)</b>			
Demeure occupée en location	0,306	0,019	0,16
Demeure occupée en propriété	0,608	0,050	0,00
<b>(Bas de l'échelle de revenu des ménages)</b>			
Bas milieu	0,187	0,019	0,06
Milieu	0,166	0,036	0,00
Haut milieu	0,164	0,035	0,00
Haut	0,149	0,059	0,00
Tranche non déclarée	0,160	-0,023	0,04

(suite)



**Tableau 3 : Facteurs qui déterminent les probabilités que des prestataires exercent une activité bénévole reconnue (estimations MCO de fonction probabiliste linéaire) [probabilités moyennes : 0,378] (suite)**

Variable	Moyenne	Coefficient	Niveau de signification
	(1)	(2)	(3)
(Revenu inhabituellement bas en 1997)			
Même revenu que d'ordinaire en 1997	0,415	-0,022	0,00
Revenu inhabituellement élevé en 1997	0,260	0,005	0,55
Inconnu	0,040	-0,032	0,07
Nombre de membres du ménage			
(Colombie-Britannique)			
Alberta	0,100	0,028	0,04
Saskatchewan	0,067	0,089	0,00
Manitoba	0,076	0,053	0,00
Ontario	0,157	-0,018	0,14
Québec	0,170	-0,063	0,00
Nouveau-Brunswick	0,096	-0,011	0,44
Nouvelle-Écosse	0,088	0,028	0,06
Île-du-Prince-Édouard	0,048	0,040	0,03
Terre-Neuve	0,091	0,025	0,09
(Banlieue rurale)			
Région rurale	0,342	0,065	0,00
Région urbaine hors RMR-AR	0,062	0,034	0,04
Banlieue urbaine	0,019	-0,018	0,48
Noyau urbain	0,488	-0,026	0,03
(Très satisfait de ses heures de travail)			
Satisfait	0,274	0,002	0,78
Ni satisfait ni insatisfait	0,035	0,009	0,63
Insatisfait	0,117	0,037	0,00
Fort insatisfait	0,129	0,051	0,00
(Très fort besoin éprouvé de changer d'emploi)			
Fort besoin	0,167	0,002	0,88
Besoin ni fort ni faible	0,072	0,008	0,54
Faible besoin	0,233	-0,007	0,51
Très faible besoin	0,319	-0,027	0,01
Inconnu	0,025	-0,033	0,18
(Très faible influence sur la société)			
Faible influence	0,127	-0,000	0,97
Influence ni forte ni faible	0,034	0,018	0,35
Forte influence sur la société	0,216	0,023	0,04
Très forte influence sur la société	0,459	0,069	0,00
Inconnu	0,035	-0,043	0,04
Nombre d'années de production d'une demande de prestations de 1992 à 1996			
	3,284	-0,003	0,23

(suite)

**Tableau 3 : Facteurs qui déterminent les probabilités que des prestataires exercent une activité bénévole reconnue (estimations MCO de fonction probabiliste linéaire) [probabilités moyennes : 0,378] (suite)**

Variable	Moyenne	Coefficient	Niveau de signification
	(1)	(2)	(3)
(Très fort sentiment de gêne comme prestataire)			
Fort sentiment	0,061	0,060	0,00
Sentiment ni fort ni faible	0,083	0,031	0,07
Faible sentiment	0,245	0,034	0,02
Très faible sentiment	0,528	0,038	0,01
Inconnu	0,020	0,037	0,22

### Facteurs démographiques qui déterminent l'activité bénévole

Comme on peut le voir à la colonne 2 du tableau 3, les probabilités que les prestataires exercent une activité bénévole reconnue augmentent plutôt constamment avec l'âge. Elles sont les plus grandes chez les prestataires de 55 ans et plus qui sont plus susceptibles, dans une proportion de neuf points, de s'adonner à des activités reconnues de bénévolat que les prestataires de 15 à 20 ans. L'écart est plutôt appréciable par rapport aux probabilités moyennes de 38 %. Le bénévolat est aussi très répandu chez les prestataires de 35 à 44 ans, qui sont d'un âge où on est établi dans son milieu, où on a des relations et des engagements professionnels et où les enfants se livrent à des activités organisées auxquelles doivent participer les parents.

Après prise en compte de l'effet d'autres variables, on constate que les probabilités de bénévolat ne varient pas d'une manière significative selon que les prestataires ont un conjoint ou non. Les prestataires de sexe masculin ont trois points de moins de chances de faire du bénévolat que les prestataires de sexe féminin. S'il est plus probable que les femmes s'adonnent au bénévolat, c'est sans doute qu'elles ont déjà une relation de « soin » avec les enfants et la famille et qu'elles font en général du travail non rémunéré.

Pour les probabilités de bénévolat, on ne relève aucune différence significative entre les Indiens non nord-américains et les Indiens nord-américains qui touchent des prestations. Par ailleurs, les prestataires issus de l'immigration sont moins susceptibles, dans une proportion de cinq points, d'exercer une activité bénévole que les prestataires nés au Canada. Cela a de quoi étonner si on considère l'importance des réseaux et du capital social pour la population immigrée. Il se pourrait que leur activité bénévole soit plus tournée vers l'intérieur de leur réseau familial et communautaire ou qu'ils s'occupent plutôt d'envoyer de l'argent aux proches de leur pays d'origine. Leur centre d'intérêt pourrait aussi être leur propre assimilation, et le fait qu'ils soient eux-mêmes défavorisés pourrait plus en faire le bénéficiaire que l'auteur d'une action bénévole. Il se pourrait enfin que les immigrants fassent moins de bénévolat à cause de l'obstacle de la langue, d'un manque initial de contacts et d'une insécurité dans l'interaction avec leur propre communauté.

## **Facteurs de capital humain qui déterminent l'activité bénévole**

Les probabilités de bénévolat chez les prestataires augmentent constamment et largement avec l'instruction. Les prestataires ayant fait des études universitaires complètes seront plus susceptibles, dans une proportion de 20 points, de s'adonner au bénévolat que ceux qui n'ont pas fait leurs études secondaires. L'effet est extrêmement important par rapport aux probabilités moyennes de 38 %. On note un rapport aussi étroit pour les gens appartenant à des catégories professionnelles supérieures. Cela ne va pas non plus dans le sens de l'hypothèse économique selon laquelle les gens pour qui le coût de renonciation au temps est élevé (gens instruits ou appartenant à des professions supérieures) donneront moins de leur temps. L'effet de coût de renonciation pourrait être présent, mais il aurait ici pour contreponds les facteurs qui jouent dans l'instruction et l'acquisition de compétences professionnelles. À ce stade, on ne peut que s'interroger sur la nature de ces facteurs. On pourrait penser, par exemple, à la conscience sociale qui s'acquiert par l'éducation, au désir de partager sa bonne fortune, à une plus grande productivité de l'activité bénévole ou peut-être à la volonté et à la capacité de vivre intensément toutes les activités, qu'il s'agisse d'éducation, de perfectionnement professionnel ou de bénévolat. On est renvoyé à l'adage disant que, si on veut que quelque chose se fasse, on doit s'adresser à une personne affairée. Il se pourrait que certaines personnes s'affairent tout simplement à tout, y compris au bénévolat.

L'explication la plus plausible du phénomène est toutefois que le capital social est lié à la formation de capital humain. Si on voit dans l'activité bénévole un complément à l'instruction (les connaissances acquises par la pratique et les relations sociales établies par le bénévolat sont toutes un enrichissement de l'éducation des gens), aussi est-il naturel de constater un étroit rapport positif entre instruction et bénévolat. De même, les gens instruits sont plus susceptibles de discerner le lien entre l'activité bénévole et la formation de capital social et s'adonneront donc plus activement au bénévolat que les gens moins instruits.

## **Effets fixes des limitations sur le plan de la santé**

La possibilité d'un « effet fixe » tenant à une simple propension à l'action bénévole chez certains se vérifie lorsqu'on constate que les prestataires qui avaient travaillé dans des services communautaires ou dans l'administration publique avaient bien plus de chances de faire du bénévolat que les prestataires d'autres professions. Il y a des gens qui ont plus l'esprit civique et une orientation communautaire, ce qui devrait les pousser vers de tels emplois et vers le bénévolat.

On observe aussi que les prestataires limités sur le plan de la santé sont pourtant presque aussi susceptibles que les autres d'exercer des activités bénévoles. Ce pourrait être l'effet net de forces en opposition. En effet, les gens gênés par leur état de santé pourraient trouver plus difficile de faire du bénévolat, mais aussi éprouver un besoin plus grand de s'y adonner. Par ailleurs, on ne relève pas de différence significative de probabilités de bénévolat entre les travailleurs syndiqués et non syndiqués.

## **Effets du capital social sur le bénévolat**

Il existe un rapport positif entre les probabilités de bénévolat et le nombre d'années d'occupation de la demeure actuelle chez les prestataires. Ceux qui occupent depuis longtemps leur demeure s'identifient davantage à leur milieu et y sont plus partie prenante. Les réseaux de capital social se sont sans doute édifiés avec le bénévolat comme élément de

ce capital social. Les échanges de bons offices sont plus probables là où existe une certaine permanence qui facilite la réciprocité. Les effets externes du bénévolat ont plus de chances de s'internaliser là où se développe le sens de la collectivité. Les gens sont alors tout simplement plus enclins à prendre soin des gens de leur milieu comme ils ont plus tendance à s'occuper des membres de leur famille. L'information se fait à la fois plus abondante et plus précise si quelqu'un habite depuis longtemps dans une localité, d'où une plus grande efficacité de toute activité bénévole qui s'exerce avec des bienfaits en retour pour les gens et une augmentation des probabilités de bénévolat. Plus le séjour dans la localité s'allonge, plus le rapport devient étroit entre l'activité bénévole individuelle et la qualité des résultats. En d'autres termes, d'un point de vue utilitaire, il est plus logique de faire œuvre de bénévolat dans une localité que l'on connaît très bien, car l'activité bénévole est alors plus efficace que dans un milieu inconnu. Les prestataires qui vivent depuis longtemps dans le même milieu sont plus en mesure de cibler le don qu'ils font de leur temps, ce que ne peut faire celui qui vient d'emménager et qui, de ce fait, a moins de relations sociales et de connaissances sur les institutions du milieu.

Les prestataires propriétaires de leur demeure sont plus enclins à faire du bénévolat, ce qui tient sans doute aussi à leur plus grande dépendance à l'égard du milieu et à leur plus grande richesse. L'effet positif de la richesse est aussi indiqué par des probabilités de bénévolat qui s'élèvent généralement avec les tranches de revenu des ménages. Dans cette mesure du revenu des ménages, il peut y avoir non seulement un revenu hors travail, mais aussi des salaires et des heures de travail des bénévoles dont ne rendent pas compte les variables incluses (instruction, profession, etc.).

### **Effet du revenu sur l'activité bénévole**

Les variations temporaires de revenu ne semblent pas avoir d'effet appréciable sur l'activité bénévole des prestataires. Cela va à l'encontre de l'hypothèse économique selon laquelle les gens feront plus de bénévolat si leur coût de renonciation au temps est bas, c'est-à-dire si leur revenu est singulièrement faible une année et que, en pareil cas, ils ne perdent pas d'argent outre mesure en voulant faire du bénévolat. Étant passagères, ces variations ne viennent pas largement modifier la richesse des gens (il n'y a donc guère d'effet de richesse), mais elles devraient changer le coût de renonciation au temps et causer une substitution au profit d'activités plus voraces en temps comme l'activité bénévole. Ce n'est pourtant pas cela qui semble se produire.

### **Facteurs « ménages » qui déterminent l'activité bénévole**

Le nombre de membres du ménage a un effet statistiquement significatif et quantitativement important sur les probabilités de bénévolat chez les prestataires. Pour chaque membre qui s'ajoute, c'est de trois points qu'augmentent ces probabilités pour un prestataire. Les prestataires de ménages de quatre personnes seraient donc plus susceptibles, dans une proportion de neuf points, de s'adonner au bénévolat que les prestataires seuls, toutes choses étant égales. On a donc l'impression que l'activité bénévole est complémentaire par rapport à l'activité familiale. Comme le nombre de membres du ménage et le nombre d'enfants (de moins de 18 ans) sont en corrélation très étroite (coefficient de corrélation de

0,75), le bénévolat a probablement à voir avec les activités liées aux enfants<sup>14</sup>. Il se pourrait aussi que les familles plus nombreuses soient source de renseignements utiles sur le quand et le comment de l'action bénévole. Là encore, on peut penser que ce canal est un sous-ensemble de l'argumentation du capital social selon laquelle les ménages nombreux (toutes choses étant égales) se caractérisent par une plus grande cohésion des relations sociales, d'où une meilleure circulation de l'information.

### **Facteurs régionaux qui déterminent l'activité bénévole**

On observe une variation régionale considérable des probabilités de bénévolat même après prise en compte de l'effet d'autres variables incluses dans la régression. Plus précisément, ces probabilités chez les prestataires sont les plus grandes en Saskatchewan, au Manitoba et dans les Maritimes et les moins grandes au Québec. Les différences sont plutôt appréciables. Ainsi, les prestataires de la Saskatchewan sont plus susceptibles, dans une proportion de 15,2 points (0,089 - (-0,063)), de s'adonner au bénévolat que ceux du Québec. Les raisons de ces écarts provinciaux ne sont pas évidentes une fois prise en compte l'incidence d'autres facteurs dans la régression. On a néanmoins l'impression que des facteurs subtils interviennent dans les décisions de bénévolat. Ainsi, la Saskatchewan pourrait avoir une tradition d'entraide qui rejaillit sur l'activité bénévole; pour leur part, les Québécois pourraient traditionnellement s'en remettre à la réglementation de l'État pour les fonctions souvent prises en charge par des bénévoles<sup>15</sup>.

Les prestataires des régions rurales sont ceux qui ont le plus de chances de faire du bénévolat, les probabilités décroissant avec l'élévation des catégories de taille des villes. L'évocation des corvées campagnardes pourrait tenir plus de l'image que de la réalité, mais on constate de fait que le bénévolat est plus répandu en région rurale et donc dans les localités de moindre taille. Dans ces collectivités, les gens ont plus tendance à s'identifier à leurs voisins et les échanges de bons offices sont donc plus probables. La collaboration pourrait être plus importante comme forme d'assurance et offrir une plus grande « valeur de survie » dans les petites localités. Il se pourrait aussi que l'activité bénévole soit plus facilement reconnue des autres membres de la collectivité. Disons enfin que les effets de réputation sont plus marqués dans ces localités, ce qui va une fois de plus dans le sens d'un plus grand investissement dans le bénévolat en région rurale.

### **Effets des attitudes sur l'activité bénévole**

Les prestataires qui pensent pouvoir exercer une très grande influence sur la société sont plus susceptibles, dans une proportion de sept points, de s'adonner au bénévolat que ceux qui se voient comme ne pouvant guère agir sur leur milieu. Les premiers pourraient juger que leur action bénévole aura probablement un effet sur les gens qu'elle vise.

---

<sup>14</sup>Ce phénomène ressort si on ajoute à la régression une variable « nombre d'enfants », car la variable « nombre de membres du ménage » a alors un coefficient non significatif de 0,004 et celle du nombre d'enfants, un coefficient significatif de 0,042. En d'autres termes, le nombre de membres du ménage traduit largement le nombre d'enfants et l'activité bénévole liée à la présence d'enfants.

<sup>15</sup>Voir, par exemple, Vaillancourt (1994). La faiblesse de l'activité bénévole au Québec pourrait en partie s'expliquer par l'influence du catholicisme, aspect dont ne tient pas compte l'analyse. Wooley (1999) a examiné les études spécialisées. Elle analyse en profondeur pourquoi on observe tant de bénévolat dans les sociétés où domine le protestantisme. Elle cite notamment les raisons suivantes : ces sociétés se forment en association volontaire; elles sont généralement locales et non hiérarchisées; elles s'appuient sur des normes sociales.

Les prestataires insatisfaits de leurs heures de travail en période d'emploi et qui voudraient généralement travailler plus d'heures sont aussi plus susceptibles de faire du bénévolat. Plus précisément, ceux qui sont fort insatisfaits de leurs heures ont environ quatre points plus de chances de s'adonner au bénévolat que les prestataires très satisfaits. On peut penser que l'activité bénévole est une façon viable pour les « sous-employés » de combler un vide créé par leur désir frustré de travailler davantage et, en ce sens, de démontrer le caractère involontaire de leur état de chômeur.

L'insatisfaction au travail en général peut mener au bénévolat. Ainsi, ce sont les prestataires qui se disaient le moins désireux de changer d'emploi qui étaient le moins susceptibles de s'adonner au bénévolat. L'effet n'est cependant pas important, les probabilités étant moindres d'environ trois points seulement par rapport aux autres groupes que les intéressés fassent du bénévolat. On peut penser que l'action bénévole est une façon d'accroître sa satisfaction à l'égard du travail en général, mais l'effet n'est pas marqué.

### **Effet de l'assurance-emploi sur l'activité bénévole**

Il n'y a pas de rapport significatif entre le nombre d'années de production d'une demande de prestations dans la période 1992-1997, d'une part, et les probabilités de bénévolat, d'autre part. En d'autres termes, les réitérants ou prestataires habituels étaient ni plus ni moins enclins à s'adonner au bénévolat que les non-réitérants ou prestataires occasionnels.

Les probabilités étaient respectivement les *moins* et les *plus* grandes chez les prestataires qui étaient *très fortement* et *fortement* gênés par leur état de prestataire. Pour l'essentiel, une grande gêne semble mener au bénévolat, mais une trop grande gêne aura l'effet opposé. Un peu de culpabilisation est un aiguillon, mais trop de culpabilisation est un frein. Il est également possible que le coefficient le plus élevé de la catégorie « grande gêne » soit tout simplement une anomalie (on n'y trouve que 6 % des observations). Si tel est le cas, la généralisation à tirer est que les chômeurs qui ne sont pas très gênés de leur état de prestataire ont plus de chances d'exercer une activité bénévole, mais il reste que l'effet n'est pas important (les intéressés sont plus susceptibles, dans une proportion de 3 % à 4 %, de s'adonner au bénévolat que les gens qu'embarrasse grandement leur état de prestataire).

### **Catégories « inconnu » et activité bénévole**

Les prestataires qui ont répondu « je ne sais pas » ou n'ont pas répondu du tout à une des questions de l'enquête avaient généralement moins de chances de faire du bénévolat. Il est difficile d'interpréter le rapport (on a inclus cet indicateur principalement comme variable explicative de contrôle). Une explication possible est que le fait de ne pas répondre ou de ne pas pouvoir répondre révèle un manque d'information et que les répondants en question qui ne sont pas renseignés feront probablement moins de bénévolat, comme les travailleurs moins instruits ou moins spécialisés. Il se pourrait aussi que les gens qui n'ont pas pris la peine de répondre à la question (leur participation est une activité bénévole non rémunérée!) ne prendront pas non plus la peine de faire du travail bénévole hors rémunération en général.

## Emploi

Nous avons exécuté d'autres régressions<sup>16</sup> avec diverses mesures pour appréhender l'expérience professionnelle des prestataires. Nous avons inclus des variables pour déterminer si, à la date de l'enquête en 1997, les intéressés avaient été chômeurs une partie de l'année seulement, salariés toute l'année ou travailleurs indépendants, la catégorie omise de comparaison étant formée de tous ceux qui avaient été chômeurs toute l'année. On ne relevait pas de différence significative de probabilités de bénévolat entre les chômeurs toute l'année, d'une part, et les chômeurs une partie de l'année et les salariés toute l'année, d'autre part. Toutefois, les travailleurs indépendants étaient plus susceptibles, dans une proportion statistiquement significative de 7,3 points, de s'adonner au bénévolat, ce qui tient sans doute à l'esprit d'initiative des intéressés (qui se lançaient à la fois dans le travail indépendant et le bénévolat) et à l'importance de la formation de capital social pour les gens établis à leur compte. Une fois incluses ces variables, les coefficients des indicateurs déjà mentionnés étaient invariablement des plus convergents (les rapports que nous avons évoqués étaient les mêmes).

De même, nous avons ajouté des variables pour déterminer si, en période d'emploi, les prestataires étaient travailleurs saisonniers en 1997. L'effet de ces variables sur les probabilités de bénévolat n'est pas statistiquement significatif. Il n'y a que chez les travailleurs indépendants que ces probabilités étaient significativement supérieures. Là encore, avec l'inclusion de la variable saisonnière, les coefficients des autres indicateurs que nous avons mentionnés restaient très convergents.

## RÉCAPITULATION ET EXAMEN

- Chez les prestataires, les tendances qui prédominent pour les *probabilités* de bénévolat ressortent généralement de la même manière pour le *nombre* d'activités bénévoles exercées, bien que le rapport avec le nombre d'activités tende à se faire moins marquant. Pour l'essentiel, on observe une variation bien plus ample des probabilités de bénévolat que du nombre d'activités exercées en cas de bénévolat.
- Lorsqu'on met en totalisation croisée les proportions de prestataires et leurs diverses caractéristiques, on constate que les tendances propres aux rapports *bruts* se dégagent généralement aussi des rapports *nets* de l'analyse de régression qui distingue les effets individuels des caractéristiques des prestataires après prise en compte de l'incidence des autres variables incluses dans l'analyse.
- Toutes choses étant égales, les probabilités de bénévolat des prestataires sont plus grandes chez les anciens que chez les récents. Elles sont aussi plus élevées chez les femmes que chez les hommes. Ces dernières différences ne sont toutefois pas aussi importantes que prévu lorsqu'on considère que les femmes font bien plus de travail non rémunéré dans leur ménage et leur famille.
- Les probabilités de bénévolat sont semblables chez les prestataires ayant un conjoint et chez les autres, tout comme chez les Indiens nord-américains et autres.

---

<sup>16</sup>On peut demander les résultats aux auteurs. Les coefficients des autres variables sont demeurés convergents comme dans les régressions présentées.

- On peut s'étonner par ailleurs que les prestataires issus de l'immigration sont moins susceptibles de s'adonner au bénévolat que les prestataires nés au Canada. Cela pourrait s'expliquer par la combinaison suivante de facteurs : problèmes d'assimilation, questions familiales, argent à envoyer aux proches du pays d'origine, etc. Il se pourrait aussi que les immigrants soient, en ce qui concerne l'activité bénévole, plus destinataires que fournisseurs de tels services. Ajoutons que l'obstacle de la langue et le manque de connaissance des institutions du milieu pourraient gêner toute action bénévole de leur part, malgré l'utilité manifeste du bénévolat pour la population immigrée par une multiplication des relations sociales avec la société dominante.
- L'instruction et le degré de spécialisation sont en étroite corrélation positive avec le bénévolat chez les prestataires. Le phénomène peut tenir à la conscience sociale qui s'acquiert par l'éducation, au désir de partager sa bonne fortune, à une plus grande productivité de l'action bénévole, aux plus grands bienfaits du bénévolat sur le plan de la visibilité et du maillage sociaux ou peut-être au fait que l'on soit plus désireux et capable de s'adonner avec intensité à toutes sortes d'activités, qu'il s'agisse d'éducation, de perfectionnement professionnel ou de bénévolat.
- Les prestataires qui travaillaient dans des services communautaires ou dans l'administration publique avaient bien plus de chances de faire du bénévolat que les prestataires appartenant à d'autres professions, d'où l'impression que certains ont tout simplement plus le sens de la collectivité ou l'esprit civique, ce qui les amènerait à rechercher tout autant de tels emplois que des activités bénévoles.
- Les prestataires limités sur le plan de la santé sont presque tout aussi enclins à faire du bénévolat. Ils peuvent juger plus difficile d'en faire, mais peuvent aussi en éprouver plus le besoin.
- Il n'y a pas de différence significative de probabilités de bénévolat entre travailleurs syndiqués et non syndiqués.
- On relève un rapport positif entre les probabilités de bénévolat et les années d'occupation de la demeure actuelle chez les prestataires. Les gens qui occupent leur maison depuis longtemps s'identifient davantage à leur milieu et y sont plus partie prenante. Les réseaux de capital social se sont sans doute édifiés avec le bénévolat comme élément de ce capital social.
- Les prestataires qui occupent leur demeure en propriété ou sont plus riches s'adonnent plus volontiers au bénévolat, ce qui tient probablement à leur plus grande dépendance à l'égard du milieu et au fait qu'ils puissent se payer le luxe d'exercer des activités bénévoles.
- Les variations temporaires de revenu ne semblent pas avoir d'effet appréciable sur l'action bénévole chez les prestataires. Cela va à l'encontre de l'hypothèse économique selon laquelle les gens feront plus de bénévolat si leur coût de renonciation au temps est bas, c'est-à-dire si leur revenu est singulièrement bas une année et que, en s'adonnant au bénévolat, ils ne risquent pas de perdre grand revenu. Étant passagères, ces variations de revenu ne devraient pas largement modifier leur richesse (et n'ont guère d'effet de richesse dans ce cas), mais elles changeront le coût de renonciation au temps des intéressés et causeront une substitution en faveur d'activités voraces en



temps comme l'activité bénévole. Ce n'est pourtant pas ce qui semble se produire. Cette observation paradoxale peut être l'indice que l'action bénévole est considérée plus comme un bien de consommation pour les gens (c'est-à-dire quelque chose qui leur procure des bienfaits psychologiques) que comme un bien d'investissement (quelque chose dont ils attendent un avantage pour l'avenir). Les chocs temporaires sur le plan du revenu ne devraient nullement influencer sur la consommation d'activités bénévoles. En fait, l'hypothèse du revenu permanent laisse prévoir que seuls les éléments durables d'évolution du revenu viennent modifier les comportements de consommation.

- Les prestataires sont plus susceptibles de s'adonner au bénévolat si leur propre ménage est nombreux (le nombre de membres du ménage étant alors une variable de remplacement du nombre d'enfants), d'où l'impression que l'activité bénévole est complémentaire par rapport à l'activité familiale.
- Chez les prestataires, le bénévolat est le plus répandu en Saskatchewan, au Manitoba et dans les Maritimes et le moins au Québec. Ces différences semblent indiquer que des facteurs subtils ou latents influent sur les décisions de bénévolat. Ainsi, la Saskatchewan et les Maritimes pourraient avoir une tradition d'entraide qui rejaillit sur le bénévolat; pour leur part, les Québécois pourraient par tradition compter davantage sur la réglementation de l'État pour les fonctions souvent prises en charge par des bénévoles.
- Chez les prestataires, le bénévolat est le plus répandu en région rurale (moins peuplée), ce qui tient peut-être à des traditions de collaboration mieux ancrées, à l'absence d'un soutien institutionnel plus officiel, à des effets plus marqués de la réputation ou à la plus grande efficacité de l'action bénévole dans les petites localités.
- Le bénévolat est le plus présent chez les prestataires qui jugent pouvoir exercer une très grande influence sur la société; il ressort dans ce cas qu'ils s'adonneraient au bénévolat parce qu'ils ont le sentiment que leur action bénévole aura un effet positif sur les gens qui bénéficient du don de leur temps.
- Les prestataires insatisfaits de leurs heures de travail en période d'emploi et qui, généralement, voudraient travailler plus d'heures sont plus susceptibles de faire du bénévolat, probablement pour combler le vide créé par leur désir frustré de travailler davantage. L'insatisfaction à l'égard du travail en général peut aussi conduire au bénévolat, mais l'effet n'est pas marqué.
- Chez les prestataires, l'utilisation répétée ou habituelle du régime n'influe pas sur l'activité bénévole, mais ceux qui ne sont pas gênés de leur état de prestataire sont généralement plus enclins à s'adonner au bénévolat. Le rapport dégagé n'est cependant ni important ni uniforme.
- Les prestataires qui ont répondu « je ne sais pas » ou n'ont pas du tout répondu à une question de l'enquête avaient généralement moins de chances de faire du bénévolat. S'ils se sont montrés peu désireux ou incapables de répondre, il pourrait en être de même dans leurs réactions à l'égard de l'activité bénévole en général.
- On ne relevait pas de différence significative de probabilités de bénévolat entre les chômeurs toute l'année ou une partie de l'année et les salariés toute l'année, ni

d'ailleurs entre ceux des prestataires qui étaient respectivement travailleurs saisonniers et non saisonniers. Seuls les travailleurs indépendants avaient des probabilités significativement supérieures de s'adonner au bénévolat.

Les rapports que nous venons de récapituler vont, dans une certaine mesure, dans le sens d'une « modélisation économique » de l'activité bénévole. Chez les prestataires, cette dernière tendait à s'accroître avec la richesse et les travailleurs sous-employés qui auraient voulu travailler davantage faisaient généralement plus de bénévolat, ce qui porte à penser que le chômage a tout d'un phénomène « involontaire ». Les jeunes prestataires avaient tendance à moins s'adonner à des activités bénévoles reconnues, peut-être à cause de leur manque de compétences et d'autres obstacles à une telle participation. Le bénévolat était généralement le plus répandu en région rurale, où il avait une « valeur de survie » et où des formes parallèles d'aide institutionnelle non gratuite étaient peut-être indisponibles. Les prestataires qui sont plus partie prenante dans leur milieu (propriétaires et occupants de longue date) avaient aussi plus de chances d'exercer une activité bénévole.

Si l'utilité d'une modélisation économique paraît un peu se justifier, d'autres hypothèses économiques ont souvent été contredites par les données. Mentionnons en particulier que les prestataires dont le coût de renonciation au temps était élevé (gens instruits et gens de professions plus prestigieuses) avaient tendance à donner bien plus de leur temps peut-être « précieux ». Il faut également dire que les prestataires ayant un revenu singulièrement bas une année ne se mettront pas plus volontiers au bénévolat malgré leur faible coût de renonciation au temps.

L'analyse semble nettement indiquer que des facteurs moins palpables qui sont propres aux individus ont une forte incidence sur l'activité bénévole. Il y a des gens qui auront simplement plus le sens de la collectivité et l'esprit civique, ce qui influera sur les choix en matière d'emploi aussi bien que sur les décisions de bénévolat. Enfin, les prestataires qui jugent pouvoir exercer une influence sur la société sont plus susceptibles de faire du bénévolat.

L'analyse soulève diverses questions et, parfois, des éléments hypothétiques de réponse paraissent s'offrir. Pourquoi devrait-il y avoir plus de variation des probabilités de bénévolat que du nombre d'activités bénévoles exercées? Si une variable joue dans une décision de bénévolat, pourquoi influe-t-elle bien moins sur le nombre d'activités bénévoles? Pourquoi les immigrants ont-ils moins de chances de faire du bénévolat avec l'importance des réseaux et du capital social dans leur vie? Pourquoi y a-t-il un net rapport positif entre un haut degré d'instruction et de spécialisation, d'une part, et l'activité bénévole, d'autre part, le coût de renonciation au temps étant élevé dans ce cas? Pourquoi les travailleurs syndiqués ne s'adonneraient-ils pas plus au bénévolat alors qu'ils ont tendance à privilégier l'action collective et à s'identifier aux causes sociales? D'éventuelles réponses sont parfois offertes, mais il faudra un complément de recherche pour vraiment découvrir les réponses.

L'analyse suggère que, chez les prestataires, l'utilisation répétée ou habituelle du régime n'influe pas sur le bénévolat. Les comportements des réitérants comme des non-réitérants subissent l'influence des facteurs économiques, ainsi que de facteurs plus inhérents à la personne comme l'esprit civique et le sens de la collectivité.

Du point de vue de la politique publique, l'analyse indique bel et bien que l'on pourrait songer davantage au bénévolat, au même titre que la recherche d'emploi ou la formation, comme activité viable pour les chômeurs. On pourrait cependant en apprendre plus sur cette viabilité dans le cadre de la formation de réseaux, du développement de la confiance, du perfectionnement professionnel ou de l'enrichissement de l'expérience professionnelle chez les chômeurs. L'analyse fait voir que le bénévolat mérite un plus ample examen à cet égard, compte tenu surtout de ses éventuels avantages tant pour les auteurs que pour les bénéficiaires de l'action bénévole.

## Bibliographie

- Andreoni, J. 1990. « Impure Altruism and Donations to Public Goods: A Theory of Warm-Glow Giving », *Economic Journal* 100 : 464-477.
- Ben-Porath, Y. 1980. « The F-Connection: Families, Friends and Firms, and the Organization of Exchange », *Population Development Review* 6 : 1-30.
- Brown, E. 1987. « Tax Incentives and Charitable Giving: Evidence from New Survey Data », *Public Finance Quarterly* 15 : 386-396.
- Brown, E. et H. Lankford. 1992. « Gifts of Money and Gifts of Time: Estimating the Effects of Tax Prices and Available Time », *Journal of Public Economics* 47 : 321-341.
- Browne, P. L. 1996. *Love in a Cold World? The Voluntary Sector in an Age of Cuts*, Ottawa : Centre canadien de recherche en politiques de rechange.
- Cheal, D. 1988. *The Gift Economy*, Londres : Routledge.
- Clotfelter, C. 1985. *Federal Tax Policy and Charitable Giving*, Chicago : University of Chicago Press.
- Day, K. et R. A. Devlin. 1996. « Volunteerism and Crowding Out: Canadian Econometric Evidence », *Revue canadienne d'économie* 29 : 37-53.
- . 1998. « The Payoff to Work Without Pay: Volunteer Work as an Investment in Human Capital », *Revue canadienne d'économie* 31 : 1179-1191.
- Dye, R. 1980. « Contributions of Volunteer Time: Some Evidence of Income Tax Effects », *National Tax Journal* 33 : 89-93.
- Freeman, R. 1996. « Working for Nothing: the Supply of Volunteer Labor », *Journal of Labor Economics* 15 : S140-S166.
- Kingma, R. 1989. « An Accurate Measure of the Crowd-Out Effect, Income Effect, and Price Effect for Charitable Contributions », *Journal of Political Economy* 97 : 1197-1207.
- Long, S. 1977. « Income Tax Effects on Donor Choice of Money and Time Contributions », *National Tax Journal* 30,2 : 207-211.
- Menchik, P. et B. Weisbrod. 1981. « Volunteer Labor Supply in the Provision of Public Goods », dans *Nonprofit Firms in a Three Sector Economy*, M. White (dir.), Washington, D.C. : Urban Institute.
- . 1987. « Volunteer Labor Supply », *Journal of Public Economics* 32 : 159-183.
- OCDE. 1997. *Cohésion sociale et mondialisation de l'économie*, Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.
- Putnam, R. 1995. « Tuning In, Tuning Out: The Strange Disappearance of Social Capital in America », *Political Science and Politics* (décembre) 664-683.
- Reece, W. 1979. « Charitable Contributions: New Evidence on Household Behavior », *American Economic Review* 69 : 142-151.
- Roberts, R. 1984. « A Positive Model of Private Charity and Public Transfers », *Journal of Political Economy* 92 : 136-148.

- Rose-Ackerman, S. 1996. « Altruism, Nonprofits and Economic Theory », *Journal of Economic Literature* 34 : 701-728.
- Statistique Canada. 1999. *Survey on Repeat Use of Employment Insurance: Data Sharing File Microdata Documentation*, mai 1999.
- Sugden, R. 1984. « Reciprocity: The Supply of Public Goods Through Voluntary Contributions », *Economic Journal* 94 : 772-787.
- Titmus, R. 1971. *The Gift Relationship*, Londres : George Allyn and Unwin.
- Vaillancourt, F. 1994. « To Volunteer or Not: Canada, 1987 », *Revue canadienne d'économie* 27 : 813-825.
- Weisbrod, B. 1975. « Toward a Theory of the Voluntary Nonprofit Sector in a Three Sector Economy », dans *Altruism, Morality and Economic Theory*, E. Phelps (dir.), New York : Russell Sage Foundation.
- Wooley, F. 1999. « Social Cohesion and Voluntary Activity: Making Connections », Ottawa : Université Carleton, Département d'économie, document de travail.

