

# **Pour mieux comprendre le recours à l'assurance-emploi**

**Rapport final du Projet de supplément de revenu**

**Shawn de Raaf  
Anne Motte  
Carole Vincent**

**SRSA**

**SOCIÉTÉ DE  
RECHERCHE  
SOCIALE  
APPLIQUÉE**

**Mars 2004**

La Société de recherche sociale appliquée (SRSA) est un organisme de bienfaisance enregistré, sans but lucratif, dont les bureaux sont situés à Ottawa, Vancouver et Sydney, Nouvelle-Écosse. La SRSA a été créée expressément pour élaborer, mettre à l'essai sur le terrain et évaluer des programmes sociaux selon des méthodes rigoureuses. Comptant deux volets, la mission de la SRSA consiste, d'une part, à aider les décideurs et les intervenants à mettre en lumière les politiques et programmes sociaux qui améliorent le bien-être de tous les Canadiens, en étudiant tout particulièrement leurs effets sur les personnes défavorisées, et d'autre part, à hausser les critères d'évaluation de ces politiques et programmes sociaux.

**Tous droits réservés © 2004 Société de recherche sociale appliquée.  
ISBN 0-9735009-3-X**

The English version of this report is available on request.

# Table des matières

<b>Tableaux et figures</b>	<b>v</b>
<b>Avant-propos</b>	<b>vii</b>
<b>Remerciements</b>	<b>ix</b>
<b>Sommaire</b>	<b>S-1</b>
<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>Six leçons tirées des recherches sur l'a.-e.</b>	<b>7</b>
Leçon 1 : Ceux qui ont le plus souvent recours à l'a.-e. savent aussi comment tirer le plus parti de ses règles	7
Leçon 2 : Les employeurs pourraient jouer un rôle important dans le recours de leurs employés à l'a.-e.	12
Leçon 3 : Le recours à l'a.-e. devrait être examiné dans le contexte des décisions prises par les ménages	18
Leçon 4 : L'a.-e. ne semble pas exercer une influence constante sur les décisions des travailleurs de déménager dans la même province ou dans une autre province	21
Leçon 5 : Les travailleurs saisonniers ne sont pas, par définition, des prestataires fréquents de l'a.-e.	25
Leçon 6 : Une minorité de prestataires fréquents demeurent prestataires fréquents au fil du temps	31
<b>Principes clés du régime d'a.-e.</b>	<b>39</b>
Principe 1 : La participation au marché du travail demeure l'assise des règles d'assurance-emploi	42
Principe 2 : Les normes d'admissibilité flexibles sont représentatives des possibilités d'emploi dans chaque région	43
Principe 3 : Le montant des prestations hebdomadaires versées à un prestataire dépend surtout de son revenu personnel	43
Principe 4 : Les circonstances financières du ménage du prestataire sont reconnues de façon limitée	44
Principe 5 : Les recours antérieurs au régime n'ont essentiellement plus d'impact sur les prestations	45
<b>Priorités de recherches futures et interventions possibles</b>	<b>47</b>
<b>Conclusion</b>	<b>57</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>61</b>



## Tableaux et figures

<b>Tableau</b>	<b>Page</b>
1 Degré de connaissance du régime d'a.-e. selon le type de prestataires	8
2 Impact du travail pendant une période de prestations sur la réception future de prestations – Effets marginaux (de 1996 à 1998)	11
3 Distribution des industries et des entreprises selon le nombre d'années passées avec des ratios RBT supérieurs à un (1986–1996)	14
4 Distribution des entreprises selon leur situation de financement croisé et selon certaines caractéristiques – Moyennes annuelles (1986–1996)	15
5 Facteurs déterminants de la probabilité qu'une femme travaille pendant la période de chômage de son conjoint – Effets marginaux (1993–2001)	20
6 Caractéristiques sélectionnées des chefs de ménage, selon l'intensité des liens avec le marché du travail (1994–1999)	23
7 Quelques facteurs déterminants de la probabilité de déménager des chefs de ménage, selon l'intensité des liens avec le marché du travail – Effets marginaux (1994–1999)	24
8 Comparaison des différentes mesures de la saisonnalité	27
9 Recours aux prestations d'a.-e. parmi les travailleurs saisonniers à long terme (1993–1998)	29
10 Quelques caractéristiques des travailleurs saisonniers à long terme (1993–1998)	30
11 Solutions de rechange au recours à l'a.-e. pour les travailleurs saisonniers à long terme qui n'ont pas fait appel à l'a.-e. à la suite de leurs trois cessations d'emploi saisonnières (1993–1998)	31
12 Matrice des probabilités de transition entre trois états de recours à l'a.-e. – Tous les travailleurs (1993–1998)	34
13 Matrice des probabilités de transition entre trois états de recours à l'a.-e. – Travailleuses (1993–1998)	34
14 Matrice des probabilités de transition entre trois états de recours à l'a.-e. – Travailleurs habitant les provinces de l'Atlantique (1993–1998)	35
15 Matrice des probabilités de transition entre trois états de recours à l'a.-e. – Travailleurs n'étant pas diplômés du secondaire (1993–1998)	35
16 Quelques facteurs déterminants du recours intense à l'a.-e. – Effets marginaux (1993–1998)	36
17 Règles d'admissibilité aux prestations ordinaires d'a.-e. (2003)	43
18 Comparaison du supplément familial de l'a.-e. et de la Prestation fiscale canadienne pour enfants pour une famille comptant un enfant à charge (1998 et 2002–2003)	45
19 Prestations maximales d'a.-e. auxquelles ont droit les prestataires, en fonction de l'horaire de travail des prestataires (2003)	49

<b>Figure</b>		<b>Page</b>
1	Recettes, coûts et solde cumulatif du régime d'a.-e. (1990–2003)	2
2	Moment du déclenchement d'une demande de prestations ordinaires selon le sexe (1992–1998)	6
3	Moment du début de l'emploi relativement au début d'une demande de prestations ordinaires présentée en 1996	10
4	Facteurs explicatifs de la variance totale des ratios RBT (1986–1996)	17
5	Comparaison des méthodes d'identification des travailleurs saisonniers à long terme	28
6	Pourcentage de prestataires fréquents de l'a.-e. (1995–2002)	32
7	Barème d'admissibilité aux prestations ordinaires dans certaines régions d'a.-e. (2003)	47

## Avant-propos

Le présent rapport met un terme au Projet de supplément de revenu (PSR), un projet de long terme, à plusieurs phases, et qui visait à étudier le recours<sup>1</sup> aux prestations d'assurance-emploi (a.-e.), particulièrement le recours fréquent.

En 1994, le ministère des Ressources humaines et du Développement des compétences Canada (RHDCC)<sup>2</sup> décidait de financer le PSR afin de déterminer si un stimulant financier pouvait accélérer le retour au travail des prestataires d'a.-e.<sup>3</sup> C'est ainsi qu'un projet pilote fut conçu, mis en œuvre et évalué par la Société de recherche sociale appliquée (SRSA) afin d'évaluer les effets d'une forme de supplément de revenu temporaire sur le réemploi de deux groupes de chômeurs — les travailleurs déplacés, qui avaient perdu leur emploi pour de bon après une longue période d'emploi, et les prestataires fréquents d'a.-e., qui avaient tendance à toucher des prestations pendant au moins une partie de chaque année.

Dans le cadre du projet pilote, on offrait de remplacer temporairement 75 % de tous les gains d'emploi perdus par les prestataires d'a.-e. qui recommençaient à travailler à temps plein dans une période prescrite. Le PSR a révélé que l'offre produisait un impact modeste et de courte durée sur la rapidité avec laquelle les travailleurs déplacés sont retournés au travail, mais résultait en des coûts accrus pour le gouvernement. Toutefois, une offre semblable présentée aux prestataires fréquents d'a.-e. n'a eu aucun impact. En réalité, il a été difficile de recruter des participants au projet, et les participants éventuels interrogés au cours de rencontres de groupes de discussion ont indiqué qu'une telle offre ne semblait pas pertinente à leur situation professionnelle.

Lorsque la *Loi sur l'assurance-emploi* a été promulguée en 1995, elle prévoyait l'établissement d'un certain nombre de prestations d'emploi et de mesures de soutien visant à aider les chômeurs éligibles à l'a.-e. à trouver un emploi. Parmi ces prestations d'emploi figuraient des incitatifs tels que les suppléments temporaires de revenu. Or, depuis, aucun programme de supplément de revenu temporaire n'a été mis sur pied en vertu de la *Loi sur l'assurance-emploi*, probablement, du moins en partie, en raison des résultats décevants du PSR.

À titre de suivi au projet pilote, la SRSA a commandé une enquête spéciale afin de recueillir des renseignements qui pourraient expliquer les circonstances et les besoins de ceux qui ont fréquemment recours au régime d'a.-e. Ainsi, l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAÉ) a été menée par Statistique Canada en 1998. Il s'agissait d'une

---

<sup>1</sup>Dans le présent rapport, des expressions telles que « recours à l'a.-e. » et « recours aux prestations d'a.-e. » décrivent la réception de prestations d'a.-e. où des personnes reçoivent, en une ou plusieurs occasions au fil du temps, les prestations d'a.-e. auxquelles elles ont droit.

<sup>2</sup>En décembre 2003, le ministère du Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a été scindé en deux nouvelles organisations : le ministère du Développement social Canada (DSC) et le ministère des Ressources humaines et du Développement des compétences Canada (RHDCC). Le régime d'a.-e. est administré par RHDCC et par conséquent, par souci d'uniformité, l'appellation RHDCC est employée dans l'ensemble du rapport.

<sup>3</sup>Au début du PSR, les prestations d'a.-e. étaient appelées des prestations d'assurance-chômage (a.-c.). En juin 1996, le régime d'assurance-chômage a été rebaptisé régime d'assurance-emploi. Par souci d'uniformité, l'expression « régime d'assurance-emploi » ou « a.-e. » est généralement utilisée dans l'ensemble du présent rapport afin de désigner le régime avant et après la réforme de 1996.

enquête représentative à l'échelle nationale des personnes qui avaient touché des prestations ordinaires d'a.-e. en 1996, et comportait un suréchantillonnage de ceux qui avaient fréquemment reçu des prestations entre 1992 et 1996. Une analyse descriptive des réponses à l'ERAE et une série de cinq études réalisées à partir des données de l'enquête et rédigées par des universitaires canadiens ont par la suite été publiées par la SRSA.

La phase finale du PSR comprenait un programme de recherches sur les habitudes de travail et de recours à l'a.-e. colligeant un plus vaste éventail de données, y compris le recoupement d'enquêtes et de données administratives. L'objectif de ces recherches consistait à mieux comprendre les obstacles auxquels font face certains travailleurs qui n'arrivent pas à obtenir un emploi sûr à l'année afin de pouvoir suggérer des interventions politiques appropriées. Une série de documents de travail fondés sur ces recherches a été publiée par la SRSA au cours des deux dernières années. Le présent rapport résume les principales conclusions de ces documents dans le but d'en tirer des enseignements qui pourront orienter les discussions au sujet de changements éventuels au programme d'a.-e.

L'assurance-emploi est un élément primordial du filet de sécurité sociale au Canada. Au cours de l'exercice financier 2001–2002, les Canadiens ont présenté 1,9 million de nouvelles demandes de prestations, et le régime a versé 11,5 milliards de dollars en prestations de revenu. Depuis l'entrée en vigueur de l'assurance-chômage en 1940, le régime a subi de nombreuses réformes, ambitieuses et moins ambitieuses. Nous espérons que les recherches effectuées dans le cadre du Projet de supplément de revenu auront contribué, même de façon modeste, à la prochaine vague de modifications apportées au régime d'a.-e.

John Greenwood  
Directeur exécutif



## Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Rick Audas, Marcel Bédard, Jean-François Bertrand, Wen-Hao Chen, Miles Corak, Sarah Fortin, David Gray, Barbara Greenwood-Dufour, John Greenwood, Louis Grignon, David Gyarmati, Jorgen Hansen, George Jackson, Stephen Jones, Costa Kapsalis, Jean-François LaRue, Hélène Lavoie, Katherine Marshall, Ted McDonald, Philip Merrigan, Sylvie Michaud, Stéphanie Navarro, Claudia Nicholson, Richard Swain, Arthur Sweetman, Doug Tattrie, Jean-Pierre Voyer, ainsi que les participants aux ateliers de travail organisés pour discuter des recherches de la SRSA sur l'assurance-emploi. Nous aimerions aussi remercier le ministère des Ressources humaines et du Développement des compétences Canada pour son financement et son appui constants.



## Sommaire

Comme on a pu le constater au cours des dernières années, le régime d'assurance-emploi (a.-e.) demeure un important outil grâce auquel le gouvernement fédéral peut composer avec les réalités économiques en évolution du marché du travail canadien. Notamment les travailleurs canadiens peuvent maintenant profiter d'un maximum de six semaines de prestations de compassion s'ils doivent s'absenter du travail pour fournir des soins ou un soutien à un membre de leur famille gravement malade. Versées sous forme de prestations spéciales en vertu du régime d'a.-e., ces prestations visent à reconnaître les responsabilités familiales que doivent assumer les salariés et à leur offrir une aide financière lorsqu'ils doivent prendre congé en raison de ces responsabilités. À ce titre, elles représentent une autre mesure gouvernementale conçue pour soutenir les travailleurs canadiens qui ont des obligations familiales. Elles arrivent dans la foulée des modifications aux prestations de maternité et de paternité adoptées en 2001 qui assouplissaient les exigences d'admissibilité et prolongeaient la période de prestation des nouveaux parents.

L'élargissement de la protection de l'a.-e. afin d'inclure d'autres types d'interruptions de travail soulève une question fondamentale : à qui le régime s'adresse-t-il? Dans les années 40, les instigateurs du projet de loi envisageaient un régime inspiré des systèmes d'assurance qui verserait des prestations aux salariés. Les employeurs et les employés paieraient des cotisations d'assurance-chômage pendant que les travailleurs occuperaient un emploi, et ces derniers recevraient des prestations s'ils se retrouvaient au chômage. Au fil des ans, les gouvernements se sont succédés et ont changé l'orientation et la portée du régime et ce faisant, ils ont relancé d'interminables discussions au sujet des avantages de réorienter le régime vers ses principes d'assurance originaux. Bien que le versement de prestations spéciales s'écarte de la vision première du régime, il vise à refléter davantage les réalités de nombreux salariés canadiens qui doivent équilibrer leurs responsabilités professionnelles et familiales.

Le présent rapport, co-écrit par Shawn de Raaf, Anne Motte et Carole Vincent de la SRSA, met en lumière les études récentes sur les facteurs contribuant au recours des travailleurs au régime<sup>4</sup>. Quoique ces recherches révèlent que de nombreux salariés ont des habitudes annuelles de travail et de recours à l'a.-e. persistantes, elles servent à dégager une importante leçon : les politiques étroitement axées sur le recours fréquent des travailleurs à l'a.-e. sont mal orientées. Elles devraient plutôt traiter plus largement des obstacles auxquels font face les salariés qui possèdent des compétences ou un niveau d'instruction insuffisants, qu'ils fassent appel au régime ou non. En réalité, tandis que certains travailleurs qui se heurtent à ces obstacles sont en mesure de trouver un emploi leur permettant d'avoir droit aux prestations, les recherches indiquent qu'un plus grand nombre de travailleurs pourraient connaître les mêmes difficultés, mais être incapables de réunir les conditions requises pour l'obtention de prestations. Au moment où un nombre croissant de Canadiens occupent des emplois atypiques et plus précaires, il s'avère donc opportun de déterminer si l'assurance-emploi répond adéquatement à leurs besoins.

---

<sup>4</sup>Dans le présent rapport, des expressions telles que « recours à l'a.-e. » et « recours aux prestations d'a.-e. » décrivent la réception de prestations d'a.-e. où des personnes reçoivent, en une ou plusieurs occasions au fil du temps, les prestations d'a.-e. auxquelles elles ont droit.

## LE PROJET DE SUPPLÉMENT DE REVENU

La publication de ce nouveau rapport clôt le Projet de supplément de revenu (PSR). En 1994, le ministère fédéral des Ressources humaines et du Développement des compétences Canada (RHDC)<sup>5</sup> a décidé de financer le PSR, un projet pilote conçu pour examiner si l'offre d'un supplément temporaire de revenu favoriserait le réemploi de deux groupes de chômeurs : les prestataires fréquents d'a.-e. et les travailleurs déplacés. Le peu d'intérêt montré par les participants au PSR à l'égard de l'offre d'un supplément — particulièrement par les prestataires fréquents — a entraîné l'élaboration de l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAÉ). Cette enquête d'envergure nationale visait à recueillir des renseignements qui permettraient de mieux comprendre les circonstances et les besoins uniques de ces prestataires.

Deux rapports antérieurs publiés par la Société de recherche sociale appliquée (SRSA), qui se sont penchés sur les résultats de l'ERAÉ, ont fait le point sur les circonstances diversifiées des prestataires qui font souvent appel à l'a.-e. En particulier, ils ont montré que, tout comme les prestataires occasionnels, les prestataires fréquents proviennent de toutes les régions du Canada, de tous les secteurs d'activités et d'une grande variété d'occupations. Toutefois, comparativement aux prestataires non fréquents, ils sont plus âgés, moins instruits et, dans une plus grande proportion, de sexe masculin. En ce qui a trait aux liens des travailleurs avec leurs employeurs, il semble que nombre de prestataires fréquents entretiennent une relation de longue date avec les entreprises qui les ont mis à pied et prévoient être rappelés par le même employeur. Cette relation, communément appelée « contrat implicite », éclaire un peu le manque d'intérêt des prestataires fréquents à l'égard de l'offre du PSR; puisque ces travailleurs s'attendent à être rappelés au travail, ils sont moins motivés à trouver un nouvel emploi, surtout un emploi moins rémunérateur.

Les études en sont arrivées à une autre conclusion cruciale. Alors que les prestataires fréquents pourraient être tout aussi disposés que les prestataires occasionnels à accepter une réduction de salaire assortie à un nouvel emploi, le fait que les premiers aient, en moyenne, un salaire antérieur plus élevé pourrait signifier qu'ils seraient moins susceptibles de trouver un emploi leur convenant. Cette conclusion explique davantage le faible taux de participation des prestataires fréquents au PSR. Le supplément de revenu offert pourrait ne pas avoir reflété fidèlement leur « salaire d'acceptation », c.-à-d. le salaire le plus faible qu'ils sont prêts à accepter.

La série d'analyses exhaustives au sujet de l'ERAÉ a aussi offert une perspective unique de la gamme d'expériences des prestataires fréquents relativement à l'a.-e. L'une d'entre elles a présenté une désagrégation plus poussée de l'ensemble des prestataires en neuf types différents, en fonction de leurs habitudes de recours et de leurs caractéristiques. Cette typologie permet aux chercheurs d'aller au-delà des simples dichotomies (prestataires fréquents par opposition aux prestataires occasionnels, travailleurs saisonniers par opposition aux travailleurs non saisonniers) afin de donner une vue d'ensemble de l'hétérogénéité parmi

---

<sup>5</sup>En décembre 2003, le ministère du Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a été scindé en deux ministères distincts : le ministère du Développement social Canada et le ministère des Ressources humaines et du Développement des compétences Canada (RHDC). La SRSA continue à collaborer avec RHDC dans le cadre du PSR et d'autres projets.

les prestataires fréquents. Bien que nombre de ces derniers aient l'habitude de demander des prestations d'a.-e. de façon saisonnière, un pourcentage appréciable d'entre eux demandent régulièrement des prestations de façon non saisonnière. Ceci suggère que de nombreux prestataires se trouvent dans des situations d'emploi précaires qui leur offrent suffisamment d'heures de travail afin qu'ils puissent réunir les conditions d'admissibilité aux prestations, mais qui ne leur garantissent pas un travail une fois leurs prestations écoulées. La nature hétérogène des prestataires fréquents peut expliquer l'inefficacité relative des politiques axées sur la diminution du recours fréquent. Qu'elles soient basées sur les stimulants financiers tels que l'offre du PSR, ou sur des moyens de dissuasion, tels que les règles de l'a.-e. qui pénalisent les prestataires en fonction de leurs habitudes antérieures de demande, ces types de politiques ne réussissent pas à écarter les obstacles individuels à l'emploi auxquels font face les chômeurs qui comptent sur le régime d'année en année.

Dernièrement, la phase finale du PSR a élargi la portée des recherches sur l'a.-e. afin d'examiner de plus près les habitudes de travail et de recours au régime des prestataires. Ces recherches ont mené à une série de documents de travail qui analysent les circonstances et les difficultés éprouvées par les travailleurs qui risquent de perdre leur emploi et par conséquent, doivent avoir recours à l'a.-e. Les recherches étaient destinées à répondre à trois vastes questions : Quels types de travailleurs n'ont pas un emploi sûr à l'année et doivent demander des prestations? À quels obstacles à l'emploi se heurtent-ils? Que peut-on faire pour mieux répondre à leurs besoins? Le présent rapport résume les constatations issues des documents de travail afin de tirer des leçons clés en matière de politiques qui pourront orienter l'amélioration du régime. Placées dans le contexte d'une discussion des principes fondamentaux du régime actuel, ces recherches poussent les auteurs à relever des avenues en matière de politiques publiques qui méritent d'être examinées de plus près afin que le régime corresponde davantage aux réalités du marché du travail d'aujourd'hui, tout en limitant les possibles effets dissuasifs au travail et iniquités du régime.

## **LEÇONS TIRÉES DES RECHERCHES SUR L'A.-E.**

Le présent rapport dévoile diverses leçons découlant des recherches sur le travail et le recours à l'a.-e. À partir d'ensembles de données tels que ceux de l'*Enquête longitudinale sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR) de Statistique Canada, les tendances de travail et de demandes à long terme des travailleurs sont examinées afin d'éclaircir les liens que les travailleurs entretiennent avec le régime et l'impact de ce dernier sur leurs décisions à l'égard du marché du travail. Ces ensembles de données ont aussi permis aux chercheurs d'étudier l'incidence de l'a.-e. sur d'autres membres du ménage, point de vue parfois négligé par les recherches antérieures. Malgré le fait que l'a.-e. ne tient pas compte des circonstances du ménage des prestataires afin de déterminer leur admissibilité et la durée de leurs prestations, le régime peut jouer un rôle important afin d'atténuer l'impact du chômage d'un membre du ménage sur les autres membres.

L'un des principaux enseignements au sujet de l'a.-e. est que les travailleurs entretiennent des relations complexes avec le régime qui impliquent tant leurs possibilités d'emploi que leur adaptation au marché du travail dans le but de se conformer à la kyrielle de règles et de dispositions du régime. Par exemple, une étude se penche sur une critique courante de l'a.-e., c.-à-d. que la générosité relative des prestations dans les régions à taux de chômage élevé empêche les travailleurs de migrer dans d'autres régions où règnent de meilleures conditions

d'emploi. Dans *Employment Insurance and Geographic Mobility: Evidence From the SLID*, Rick Audas et Ted McDonald (2003) constatent, toutefois, qu'il n'existe aucune preuve concluante que l'a.-e. entrave la mobilité, même lorsqu'elle est examinée à l'échelle intraprovinciale — une dimension qui n'avait pas encore été considérée dans les travaux portant sur l'a.-e. et la mobilité géographique. Ce rapport démontre que le lien entre le régime et la décision de migrer s'avère complexe et est fonction de l'intensité de la participation au marché du travail. Par exemple, le resserrement de la générosité du régime au milieu des années 90 a incité à déménager seulement les individus qui travaillent quelques semaines par année.

La complexité des règles du régime constitue une autre façon par laquelle le régime d'a.-e. peut influencer le comportement des travailleurs. Par conséquent, les prestataires qui connaissent le mieux les règles du régime seront mieux en mesure d'en profiter. Par exemple, lorsque les comportements des prestataires sont examinés dans le contexte d'une des dispositions les plus complexes du régime, soit celle qui permet aux prestataires d'accepter un emploi disponible tout en continuant de recevoir des prestations, on constate que ceux possédant le plus d'expérience du régime tirent habituellement le meilleur parti de cette disposition et ainsi, peuvent plus facilement recourir de nouveau au régime à l'avenir.

Dans *The Impact of the Allowable Earnings Provision on EI Dependency*, David Gray et Shawn de Raaf (2002) analysent le lien entre l'utilisation de cette disposition, communément appelée « disposition sur les rémunérations admissibles », et les habitudes individuelles de demande de prestations. Ils démontrent que l'expérience du prestataire à l'égard de l'a.-e. peut influencer fortement la façon dont la disposition est utilisée. Ils notent aussi que l'emploi pendant une période de prestation peut avoir un impact partagé sur les habitudes de demande à court et à long termes. Bien que le travail pendant une période de prestation puisse mener à des périodes de prestations plus courtes, il pourrait aussi accroître la probabilité d'une nouvelle demande. Par conséquent, cette étude suggère que la disposition sur les rémunérations admissibles pourrait favoriser l'emploi atypique, complété par des périodes intermittentes de prestation, et décourager l'emploi stable à l'année — alors que l'objectif de l'introduction de cette disposition était précisément le contraire.

L'accès aux prestations d'a.-e. des travailleurs saisonniers, c.-à-d. les travailleurs dont les périodes de chômage surviennent au même moment chaque année, fait également l'objet de bien des discussions animées relativement à l'impact du régime sur la participation au marché du travail. Étant donné que les demandes saisonnières représentent une grande part de toutes les demandes de prestations fréquentes, il est étonnant que très peu de recherches aient examiné, jusqu'à maintenant, la mesure dans laquelle le travail saisonnier mène au recours aux prestations. Dans *Seasonal Employment and Reliance on Employment Insurance: Evidence From the SLID*, Shawn de Raaf, Costa Kapsalis et Carole Vincent (2003) tentent de combler cette lacune en recensant un échantillon de travailleurs saisonniers en fonction de leurs habitudes d'emploi pendant une période de cinq ans; ils examinent ensuite à quel point leurs pertes d'emploi saisonnières entraînent le recours aux prestations d'a.-e.

Les auteurs constatent que, même si plus de la moitié de toutes les pertes d'emploi saisonnières ont engendré une demande de prestations, seul un tiers des travailleurs saisonniers touchent des prestations après chacune de leurs pertes d'emploi saisonnières. Comparativement à tous les travailleurs saisonniers, ceux qui demandent fréquemment des prestations sont ceux qui font face aux obstacles les plus importants à trouver un emploi sûr; ils sont plus âgés, moins instruits et habitent dans des régions aux taux de chômage plus

élevés. Toutefois, les auteurs mettent en garde les lecteurs; ils ne devraient pas sauter à la conclusion que les travailleurs saisonniers qui n'ont pas recours à l'a.-e. réussissent nécessairement mieux sur le marché du travail. Ces travailleurs, qui sont les moins susceptibles d'avoir accumulé suffisamment d'heures de travail pour avoir droit aux prestations, sont aussi les plus enclins à cumuler des emplois au moment de leur mise à pied saisonnière et d'être réemployés à temps partiel plutôt qu'à temps plein.

Si on ne peut considérer les prestataires fréquents simplement comme des travailleurs saisonniers ou des travailleurs habitant des régions à taux de chômage élevé, quels sont les facteurs qui les portent à maintenir des habitudes de recours fréquent à l'a.-e. sur plusieurs années? Dans *Dynamics of Reliance on EI Benefits: Evidence From the SLID*, Shawn de Raaf, Anne Motte et Carole Vincent (2003) proposent des réponses à cette question et remarquent que les déterminants habituels du recours fréquent à l'a.-e. ne sont plus valables lorsque les habitudes de demande sont examinées sur une plus longue période. Tandis que des facteurs généralement relevés, tels que le sexe et la région de résidence, semblent contribuer à ce qu'un travailleur ait fréquemment recours à l'a.-e. au cours d'une certaine période, seules les caractéristiques telles que le niveau de scolarité, l'occupation et les conditions du marché du travail local du prestataire auront un impact positif sur la probabilité qu'il maintiendra ces habitudes de recours fréquent sur une période prolongée. De plus, cette étude indique que l'expérience à l'égard du régime et les goûts et préférences non observés du travailleur permettent d'expliquer en partie les habitudes de recours au régime à long terme. En allant au-delà des simples facteurs déterminants du recours fréquent, cette étude souligne les obstacles plus fondamentaux auxquels font face les travailleurs qui ne sont pas en mesure de trouver un emploi à l'année.

La majeure partie de la recherche au sujet de l'a.-e. a porté, jusqu'à maintenant, sur le prestataire individuel, mais les habitudes de recours aux prestations des travailleurs pourraient témoigner, dans une certaine mesure, de facteurs appartenant au côté de la demande sur le marché du travail. Depuis quelque temps, un nombre croissant d'études révèlent que les entreprises constituent l'une des clés de l'énigme relative aux prestataires fréquents d'a.-e. Au cours de la dernière décennie, de nombreux économistes se sont rangés à l'avis que l'absence d'un lien entre les cotisations d'a.-e. et les habitudes de mise à pied des entreprises, ou le manque de « tarification selon l'utilisation », découragent trop peu les entreprises de licencier des travailleurs temporairement durant un ralentissement de travail. Dans *Who Benefits from Unemployment Insurance in Canada: Regions, Industries or Individual Firms?*, Miles Corak et Wen-Hao Chen (2003) démontrent qu'entre 1986 et 1996, un nombre considérable d'entreprises recevaient de façon prévisible et continue des subventions par l'entremise du régime, le montant des prestations perçues par leurs employés dépassant les cotisations versées au régime. Les auteurs relèvent aussi que les propres pratiques ou caractéristiques des entreprises sont deux fois plus importantes que le secteur ou l'emplacement géographique pour déterminer si elles sont subventionnées ou non par l'a.-e. Cette constatation fait ressortir la nécessité d'examiner de façon plus approfondie les pratiques et les caractéristiques qui distinguent les entreprises selon le recours de leurs employés au régime.

L'impact de l'a.-e. sur les décisions des ménages à l'égard du marché du travail mérite aussi d'être approfondi. Les politiques canadiennes mettent de plus en plus l'accent sur la nécessité des travailleurs d'équilibrer le travail et la vie familiale, comme en témoigne

l'élargissement des prestations spéciales au cours des dernières années afin d'offrir une meilleure protection et des prestations plus généreuses aux travailleurs ayant des obligations familiales. Bien qu'elles ne soient pas conçues pour atténuer spécifiquement les responsabilités familiales des travailleurs, les prestations ordinaires d'a.-e. pourraient représenter une aide encore plus précieuse pour les familles que celle fournie par les prestations dites spéciales. Ces prestations peuvent permettre d'atténuer l'impact négatif sur les finances d'un ménage en cas de perte d'emploi d'un de ses membres.

Dans *Employment Insurance and Family Response to Unemployment: Canadian Evidence from the SLID*, Rick Audas et Ted McDonald (2004) jettent un premier coup d'œil sur l'influence des prestations ordinaires d'a.-e. sur les décisions des conjoints à l'égard de l'offre de travail dans les cas où le principal soutien économique perd son emploi. Même si, en général, l'admissibilité à l'a.-e. de ce dernier a peu d'impact sur la décision de l'autre conjoint de chercher un emploi ou de travailler davantage, elle semble compter de façon significative lorsque des enfants font partie du ménage ou lorsque la perte d'emploi survient pour des raisons qui sont de nature non saisonnières et, par conséquent, très probablement imprévisibles. Cette conclusion suggère que le régime pourrait rendre moins nécessaire la recherche d'emploi par le conjoint après la perte d'emploi d'un membre de la famille et ainsi, donnerait une plus grande marge de manœuvre aux familles pour équilibrer leurs obligations professionnelles et familiales. Cependant, des recherches plus poussées s'imposent avant que des enseignements de politiques publiques concluants ne puissent être tirés.

## **PRIORITÉS DE RECHERCHES FUTURES ET INTERVENTIONS POSSIBLES**

Le présent rapport révèle que le recours fréquent à l'a.-e. n'est pas simplement le reflet de ce que des travailleurs deviennent de plus en plus familiers avec le régime et qu'ils savent comment tirer parti de ses règles et dispositions. Plutôt, comme chacun des documents de travail l'a démontré, le recours fréquent témoigne de l'incapacité des travailleurs à trouver un emploi à l'année en raison de leurs faibles niveaux de compétences ou de scolarité ou encore des débouchés d'emploi insuffisants dans la région où ils habitent. En s'intéressant à tous les travailleurs qui sont à haut risque de perdre leur emploi, les recherches présentées dans ce rapport permettent de mettre en lumière le fait que ceux qui n'ont pas recours à l'a.-e. ne réussissent pas nécessairement mieux sur le marché du travail. Ainsi, il serait mal avisé de ne s'intéresser qu'aux circonstances et besoins des chômeurs qui réussissent à réunir les conditions d'admissibilité aux prestations d'a.-e.

Ces travaux de recherche fournissent également l'occasion d'examiner le régime d'a.-e. afin de comprendre ses points faibles et de cerner les domaines de recherches futures qui devraient être privilégiés. Le régime actuel est conçu pour atteindre différents objectifs : offrir un soutien du revenu temporaire aux travailleurs qui perdent leur emploi, favoriser les possibilités de formation pour ceux qui doivent se perfectionner afin d'accroître leur employabilité, et soutenir les travailleurs qui ont des obligations familiales. Cependant, l'évolution du régime au fil des ans a engendré un système qui ne reflète peut-être pas fidèlement les réalités du marché du travail d'aujourd'hui, de telle sorte qu'il est important de revoir les règles d'admissibilité et de droit aux prestations. En particulier, il est possible que le régime actuel reconnaisse mal les circonstances des travailleurs qui n'arrivent pas à réunir les conditions d'admissibilité aux prestations d'a.-e. Ce rapport met en lumière le fait que le



système fondé sur les heures pour établir l'admissibilité à l'a.-e. n'indemnise pas chaque heure de travail de la même façon d'un bout à l'autre du Canada et à l'intérieur des régions. Ainsi, le régime actuel exclut potentiellement le nombre croissant de Canadiens qui occupent un emploi atypique par choix ou en raison de circonstances particulières, telles que des obligations familiales ou un handicap restreignant leur habilité à travailler. En outre, il favorise les salariés qui possèdent la marge de manœuvre nécessaire pour travailler un plus grand nombre d'heures par semaine; ceux qui ne peuvent adopter un horaire de travail intensif reçoivent un montant total de prestations d'a.-e. plus faible que ceux qui travaillent de façon plus intensive, et ce même s'ils ont accumulé le même nombre d'heures de travail au cours de leur période de référence. Cette situation porte les auteurs à conclure que de plus amples recherches s'imposent afin d'examiner les solutions de rechange à l'intensité de la participation au marché du travail comme facteur déterminant de l'admissibilité aux prestations du régime.

L'étude conclut qu'un examen plus approfondi est nécessaire pour faire en sorte que le régime d'a.-e. s'adapte aux réalités du marché du travail d'aujourd'hui, tout en limitant les effets dissuasifs au travail et iniquités possibles du régime en vigueur. Du point de vue du travailleur, cet examen pourrait porter notamment sur les effets dissuasifs du régime à l'obtention d'un emploi typique. Mais par-dessus tout, il est primordial de poursuivre les recherches sur les obstacles auxquels se heurtent de nombreux travailleurs qui ne peuvent trouver un emploi sûr en raison de leurs compétences ou niveaux de scolarité inadéquats, sans égard au fait qu'ils se prévalent de l'a.-e. ou non. D'ailleurs, une plus grande attention devrait être accordée aux programmes de formation axés sur l'emploi et aux programmes d'éducation des adultes, tels que l'alphabétisation. Aussi, les résultats des recherches semblent indiquer que les politiques ne devraient pas négliger le rôle de l'employeur en ce qui a trait au recours à l'a.-e. de leurs employés et que des recherches plus poussées devraient porter sur les pratiques à favoriser au sein des entreprises qui sont susceptibles de réduire le recours par leurs employés aux prestations d'a.-e.



## Introduction

*Les changements qui ont touché notre économie, nos familles, nos milieux de travail, nos collectivités et notre situation financière collective sont si profonds que nous ne pouvons plus nous contenter de retoucher nos politiques et programmes sociaux. C'est tout le système de sécurité sociale du Canada qui doit être corrigé. (DRHC, 1994, p. 9)*

Il y a dix ans, après des années de discussions et de nombreux rapports préconisant une réforme de l'assurance-chômage, le gouvernement fédéral déclarait qu'une refonte complète de l'un des plus importants instruments de politique sociale au Canada s'imposait. Cette refonte a donné naissance, en 1996, au régime d'assurance-emploi (a.-e.) qui visait à refléter l'évolution de l'économie<sup>6</sup>. En plus de chercher à réduire les coûts du programme, ses concepteurs se sont efforcés « de veiller à ce que le régime tienne compte des réalités actuelles du marché du travail et d'en supprimer les contre-indications et les inégalités » (DRHC, 1998b, p. i). Il en est résulté un régime doté de critères d'admissibilité plus stricts, de prestations moins généreuses et d'une plus vaste gamme de mesures actives de réemploi qui offriraient aux travailleurs le soutien et les compétences requis pour reprendre un emploi à temps plein.

La réforme de 1996 représentait l'aboutissement d'une série de modifications apportées au milieu des années 90 qui réduisaient la générosité du régime. Par exemple, les travailleurs qui quittaient leur emploi sans motif valable se voyaient exclus du régime en 1993. Il s'agissait d'un profond virage dans la philosophie du régime puisque l'admissibilité aux prestations ordinaires était dorénavant réservée à ceux qui avaient perdu leur emploi de façon involontaire. Le montant des prestations hebdomadaires auquel les prestataires avaient droit a été réduit deux fois, tandis que le taux de remplacement de la rémunération a chuté de 60 à 57 % en 1993, puis à 55 % en 1994. La même année, le nombre minimal de semaines de travail requis pour devenir admissible aux prestations a été accru et la durée de la période de prestations a été raccourcie. Compte tenu du fait que ces changements risquaient d'exposer les prestataires à faible revenu ayant des enfants à charge à des difficultés financières particulièrement graves, des modifications ont été adoptées en 1994 afin de fixer pour ces prestataires un taux de remplacement réglementaire distinct et supérieur, égal à 60 %.

L'un des aspects les plus notables de la réforme de 1996 était la codification des règles renforcées d'admissibilité en un système dit fondé sur les heures, c.-à-d. que l'admissibilité minimale et le nombre de semaines d'admissibilité étaient déterminés en fonction du nombre d'heures plutôt que du nombre de semaines de travail au cours de la période de référence du prestataire. Grâce à cette modification, les heures de travail de ceux qui, en général, travaillaient moins de 15 heures par semaine devenaient des heures assurables en vertu du nouveau régime d'a.-e. Toutefois, il devenait plus difficile pour les prestataires qui ne travaillaient habituellement pas à temps plein, mais dont les semaines de travail à temps partiel comptaient en vertu de l'ancien régime d'assurance-chômage, de réunir les conditions

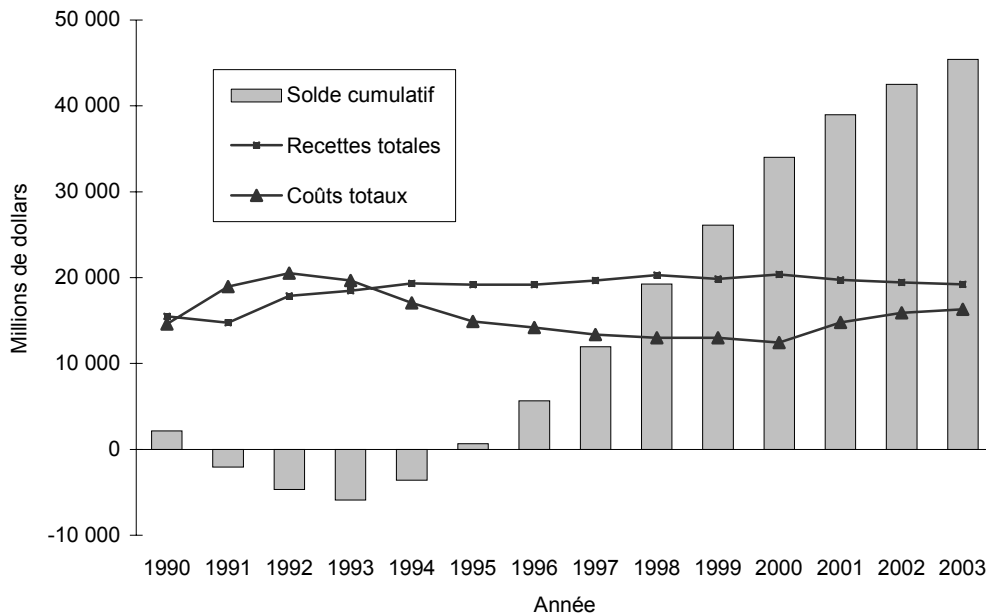
---

<sup>6</sup>En juin 1996, le régime d'assurance-chômage a été rebaptisé régime d'assurance-emploi. Par souci d'uniformité, l'expression « régime d'assurance-emploi » ou « a.-e. » est généralement utilisée dans l'ensemble du présent rapport afin de désigner le régime avant et après la réforme de 1996.

prescrites. Le nouveau régime conservait aussi, quoique sous une forme différente, les dispositions spéciales, adoptées en 1994, visant les prestataires à faible revenu ayant des enfants à charge. Bien que ces derniers soient assujettis au même taux de remplacement que tous les autres prestataires, ils reçoivent un supplément de revenu hebdomadaire qui, de fait, hausse leur taux de remplacement. En outre, l'admissibilité à cette disposition est maintenant basée sur le revenu du ménage plutôt que sur le revenu individuel.

Le renforcement des critères d'admissibilité au cours de la dernière décennie a non seulement permis au régime d'a.-e. de parvenir à l'équilibre budgétaire, mais a aussi entraîné un excédent substantiel. De 1991 à 2000 (dix années qui couvrent la période précédant et suivant la réforme de l'a.-e.), le régime est passé d'une situation où le total des prestations versées était supérieur aux revenus (provenant des cotisations des employeurs et des employés) à une situation où les revenus dépassaient amplement les dépenses, comme le démontre la figure 1. L'excédent du régime atteignant actuellement plus de 40 milliards de dollars, la pression exercée sur les représentants du gouvernement est de plus en plus forte pour qu'ils examinent le système de fixation des taux de cotisation ainsi que les questions d'accès pour les groupes de travailleurs qui ne sont pas protégés en vertu des règles d'admissibilité actuelles du régime.

**Figure 1 : Recettes, coûts et solde cumulé du régime d'a.-e. (1990–2003)**



**Source :** DRHC (1998a) et DRHC (2003b).

**Note :** Les données de 2003 découlent d'une estimation.

Le régime d'a.-e. est en constante évolution. En 2001, des changements qui avaient été apportés auparavant afin de réduire les prestations versées aux travailleurs qui ont fréquemment recours au régime ont été renversés par le gouvernement. La majoration des prestations parentales et l'adoucissement des exigences d'admissibilité aux prestations de maternité, parentales et de maladie représentent deux autres changements importants.

Récemment, le régime a été élargi afin d'inclure un congé payé de six semaines à l'intention des personnes qui doivent s'absenter du travail afin de prendre soin d'un parent gravement malade. Enfin, pour la dixième année consécutive, le gouvernement a réduit les taux de cotisation pour 2004 et a annoncé l'instauration d'un nouveau système de fixation des taux de cotisation pour les prochaines années, dans le but de mettre en place « un mécanisme transparent et durable » d'établissement des cotisations et d'aligner les recettes et les coûts du régime (ministère des Finances, 2003, p. 207).

Plusieurs de ces modifications récentes émanent d'un volet de la réforme du régime d'a.-e. qui a quelque peu été éclipsé par ses éléments plus médiatisés : l'inclusion d'une vaste série de cadres et d'instruments d'évaluation. L'un de ces principaux outils est le *Rapport annuel de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi* qui, à l'origine, devait documenter selon la loi l'effet de la réforme de l'a.-e. sur le comportement des prestataires et sur les dépenses du programme pendant les cinq années suivant la réforme. Cette évaluation a toutefois été prolongée jusqu'en 2006. Lancée en 1997, cette série de rapports analyse non seulement les diverses dispositions du régime, mais a entrepris de mettre en lumière des recherches pertinentes qui informent les administrateurs du régime de l'efficacité des dispositions. Autre important élément de recherche, une série d'études d'évaluation approfondies parrainée par le ministère des Ressources humaines et du Développement des compétences Canada (RHDCC) à la fin des années 90, a dégagé des leçons majeures sur l'amélioration constante du programme<sup>7</sup>. Les questions visées par ces études étaient vastes, allant de l'impact de la transformation du régime d'a.-e. en un système fondé sur les heures jusqu'au versement de suppléments de revenu aux familles à plus faible revenu.

Le financement du Projet de supplément de revenu (PSR) de la Société de recherche sociale appliquée par RHDCC constitue un autre élément de développement du cadre d'évaluation de l'a.-e. Il s'agissait d'un projet pilote visant à mettre à l'essai l'efficacité d'un stimulant financier pour favoriser le réemploi des chômeurs. Entre mars 1995 et juin 1996, le PSR a recruté au hasard plus de 11 000 prestataires dans neuf centres locaux d'un bout à l'autre du Canada. La moitié des prestataires qui se sont portés volontaires pour le projet ont été assignés aléatoirement à un groupe programme et ont reçu l'offre de stimulant financier, tandis que l'autre moitié a été assignée au groupe témoin et par conséquent, ne pouvaient obtenir le stimulant financier.

Les participants au PSR qui demandaient des prestations ordinaires pouvaient recevoir un supplément de revenu si, à l'intérieur d'une période prescrite, ils acceptaient un nouvel emploi à temps plein moins rémunérateur que l'emploi duquel ils avaient été mis à pied. Le PSR compenserait alors 75 % des revenus perdus pendant un maximum de deux ans. Le supplément a été proposé à deux groupes distincts de prestataires. Le premier était un groupe de 8 144 « travailleurs déplacés », soit des prestataires qui avaient travaillé continuellement pendant au moins trois ans avant de perdre leur emploi et qui ne prévoyaient pas être rappelés au travail. Le second groupe était formé de 3 414 « prestataires fréquents », soit des personnes qui demandaient des prestations pour au moins la quatrième année consécutive. Les travailleurs déplacés disposaient de 26 semaines pour trouver un nouvel

---

<sup>7</sup>En décembre 2003, le ministère du Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a été scindé en deux nouvelles organisations : le ministère du Développement social Canada (DSC) et le ministère des Ressources humaines et du Développement des compétences Canada (RHDCC). Le régime d'a.-e. est administré par RHDCC et par conséquent, par souci d'uniformité, l'appellation RHDCC est employée dans l'ensemble du rapport.

emploi à temps plein, tandis que les prestataires fréquents n'avaient que 12 semaines pour ce faire.

Les résultats ont montré que l'offre d'un supplément de revenu a eu un impact négligeable et éphémère sur le réemploi des travailleurs déplacés. Les membres du groupe programme étaient de 4 % plus susceptibles de retourner au travail au cours des six premiers mois suivant l'assignation aléatoire que les membres du groupe témoin. Toutefois, toutes les différences relatives à l'emploi entre les membres du groupe programme et du groupe témoin avaient disparu au 11<sup>e</sup> mois. Les résultats pour les prestataires fréquents étaient encore plus décevants : moins de la moitié des prestataires fréquents admissibles étaient prêts à participer au projet, et seulement 5 % de ceux qui se sont portés volontaires et ont été assignés au groupe programme ont touché un versement du supplément<sup>8</sup>.

Afin de recueillir des renseignements sur les caractéristiques des prestataires fréquents et de mieux comprendre leurs besoins et leurs motivations, une deuxième phase de recherches sur le PSR a été entreprise. En 1998, Statistique Canada a été chargé d'effectuer l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAE). Dans le cadre de l'ERAE, un échantillon représentatif à l'échelle nationale de prestataires de 1996 ont été interrogés au sujet de leurs caractéristiques et circonstances personnelles, de leurs attitudes à l'égard du régime d'a.-e. et de leurs expériences sur le marché du travail au cours de l'année suivant la présentation de leur demande de prestations.

Les données collectées pendant cette enquête ont révélé que les prestataires fréquents diffèrent des prestataires occasionnels à plusieurs égards<sup>9</sup>. Par exemple, les données ont démontré que, bien que les prestataires occasionnels soient répartis presque équitablement entre les hommes (52 %) et les femmes (48 %), 63 % des prestataires fréquents étaient des hommes. Les prestataires fréquents et occasionnels ne se distinguaient pas de manière significative en ce qui a trait à leur âge, mais présentaient des différences marquées relativement à leur niveau de scolarité. Près de 42 % des prestataires fréquents n'avaient pas terminé leurs études secondaires comparativement à 24 % des prestataires occasionnels. À cet égard, d'importantes distinctions surgissent entre les hommes et les femmes : près de 50 % des prestataires fréquents masculins n'avaient pas achevé leurs études secondaires comparativement à 31 % des prestataires fréquents de sexe féminin. De plus, les prestataires fréquents des deux sexes étaient moins enclins que les prestataires occasionnels à poursuivre des études postsecondaires de quelque nature que ce soit.

Les prestataires fréquents et occasionnels se distinguaient selon l'endroit où ils habitaient : 78 % des prestataires occasionnels vivaient en milieu urbain tandis que ce pourcentage chutait à 58 % pour les prestataires fréquents<sup>10</sup>. Le Québec comptait la plus grande proportion de prestataires fréquents au Canada, soit 38 %, suivi par la région de l'Atlantique (22 %) et l'Ontario (21 %). Les emplois de ces prestataires étaient aussi concentrés dans des secteurs particuliers. En ce qui concerne les hommes, l'observation la

---

<sup>8</sup>Pour de plus amples renseignements au sujet du projet pilote du PSR, consulter Bloom, Fink, Lui-Gurr, Bancroft et Tattrie (1997), Tattrie (1999) et Bloom, Schwartz, Lui-Gurr et Lee (1999).

<sup>9</sup>Tous les chiffres découlant de l'ERAE indiqués dans le présent chapitre ont été tirés de Schwartz, Bancroft, Gyarmati et Nicholson (2001) ainsi que de Schwartz et Aydemir (éd.) (2001). Les tendances décrites visent des personnes âgées de 25 ans et plus (sauf indication contraire) et rejoignent les tendances cernées dans des études antérieures, dont Corak (1993b) et Wesa (1995).

<sup>10</sup>Par « milieu urbain », on entend un peuplement d'au moins 1 000 personnes et une densité d'au moins 400 personnes par kilomètre carré.

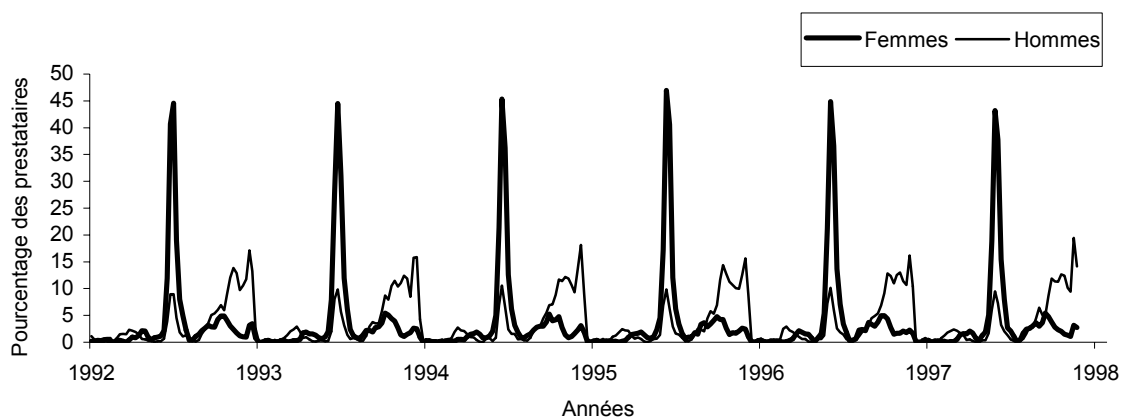
plus frappante est que, même si seulement 15 % des prestataires occasionnels travaillaient dans le domaine de la construction, ce pourcentage grimpe à 35 % chez les prestataires fréquents. Les industries primaires — y compris l'agriculture, la pêche et la foresterie — représentent d'autres secteurs où il existe une grande incidence de recours fréquent à l'a.-e. par les hommes<sup>11</sup>. Les emplois des prestataires de sexe féminin — qu'elles soient fréquentes ou occasionnelles — étaient concentrés dans les services communautaires, dont l'enseignement, la santé et les services sociaux. La vente au détail et le tourisme sont d'autres industries où les femmes se prévalent fréquemment de l'a.-e. Enfin, les hommes prestataires fréquents avaient généralement des taux de rémunération et des gains d'emploi annuels plus élevés que les hommes prestataires occasionnels. Cependant, les taux de salaire et les gains d'emploi des prestataires féminines étaient environ les mêmes, pour les prestataires fréquentes et occasionnelles.

Les analyses basées sur l'ERAE ont aidé à réfuter certains mythes au sujet des prestataires fréquents. Ces derniers ne travaillent pas seulement dans les industries primaires de la région de l'Atlantique : nombre d'entre eux sont employés au Canada central, particulièrement dans le secteur de la construction au Québec et en Ontario. Bien que plusieurs prestataires fréquents possèdent un niveau de scolarité inférieur et qu'ils sont souvent trop âgés pour apporter d'importants changements à leur situation d'emploi, nombre d'entre eux sont aussi de jeunes adultes qui n'ont pas terminé leurs études secondaires et qui occupent des emplois peu spécialisés. En 1996, un pourcentage significatif (19 % des hommes et 12 % des femmes) des prestataires d'a.-e. âgés de moins de 25 ans étaient déjà des prestataires fréquents, même si plusieurs d'entre eux ne possédaient pas plus de trois ans d'expérience sur le marché du travail. Les prestataires fréquents sont souvent perçus comme des hommes qui occupent quelques mois pendant l'année un emploi rémunéré et légal, et qui travaillent dans l'économie parallèle le reste de l'année. Toutefois, plusieurs d'entre eux sont des femmes qui travaillent de septembre à juin et qui prennent ensuite congé l'été pour s'occuper de leurs enfants pendant les vacances scolaires. Tel que le démontre la figure 2, le recours à l'a.-e. diffère énormément entre les hommes et les femmes. Parmi ceux qui ont reçu des prestations pendant la même période de huit semaines chaque année entre 1992 et 1997, les femmes ont touché des prestations surtout au cours des mois d'été tandis que les hommes les ont reçues plus uniformément tout au cours de l'année.

---

<sup>11</sup>Dans le présent rapport, les expressions « recours à l'a.-e. » et « recours aux prestations d'a.-e. » décrivent la réception d'a.-e. selon lesquelles une personne reçoit, à une seule ou à plusieurs occasions sur une période de temps donnée, des prestations d'a.-e. auxquelles elle a droit.

**Figure 2 : Moment du déclenchement d'une demande de prestations ordinaires selon le sexe (1992-1998)**



Source : Gray et Sweetman (2001).

Les recherches basées sur l'ERAÉ ont révélé que la typologie conventionnelle de deux seuls types de prestataires — fréquents et occasionnels — représente une simplification exagérée. En réalité, il existe une variété de rapports entre les antécédents professionnels des prestataires et le recours à l'a.-e. Le haut niveau d'hétérogénéité parmi les prestataires fréquents complique considérablement la détermination des options de politiques publiques qui répondraient le mieux aux besoins de ces travailleurs. Des recherches plus récentes, résumées dans le présent rapport, indiquent un niveau encore plus élevé d'hétérogénéité dans les circonstances des travailleurs qui font souvent face à des périodes de chômage et qui peuvent ou non se prévaloir de l'a.-e. Bien qu'en théorie l'a.-e. soit le même régime pour tous, il peut, en pratique, s'avérer un programme différent pour divers travailleurs selon leur expérience avec le régime, leurs habitudes de travail et leurs propres caractéristiques. L'une des conclusions majeures des recherches présentées ici est que les politiques qui se concentrent étroitement sur le recours fréquent des travailleurs à l'a.-e. pourraient être mal orientées. De façon encore plus importante, ces recherches soulèvent des questions capitales au sujet des principes qui régissent l'admissibilité aux prestations d'a.-e. Notre meilleure compréhension des rapports des travailleurs avec l'a.-e. nous permet de suggérer des priorités de recherches futures qui nous aideront à modéliser un régime d'a.-e. reflétant davantage les réalités actuelles des Canadiens et Canadiennes, de leurs familles et des entreprises qui les emploient.



## Six leçons tirées des recherches sur l'a.-e.

Au cours des dernières années, dans le cadre de la troisième et dernière phase du PSR, la Société de recherche sociale appliquée (SRSA) a parrainé un certain nombre d'études afin d'examiner le recours à l'assurance-emploi (a.-e.) en fonction des meilleures données disponibles et d'une gamme d'approches méthodologiques. Reposant sur une variété de sources de données qui incluent, notamment, l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR) — enquête qui examine de façon approfondie les expériences des travailleurs sur le marché du travail durant plusieurs années et qui, par conséquent, va bien au-delà de leur recours à l'a.-e. —, ces études démontrent qu'il existe plusieurs raisons pour lesquelles certains travailleurs qui se heurtent à des obstacles à un emploi sûr et à l'année se prévaudront de l'a.-e., alors que d'autres n'y auront pas recours. Bien que certains travailleurs ne fassent pas appel à l'a.-e. parce qu'ils sont en mesure de trouver un nouvel emploi rapidement, d'autres n'y ont pas droit en raison de leurs habitudes d'emploi. Comme l'indiquent les six leçons suivantes, les liens que les travailleurs et les entreprises entretiennent avec le régime d'a.-e. sont complexes et résultent de possibilités d'emploi ainsi que des ajustements qu'ils font sur le marché du travail visant à se conformer à la myriade de règles et de dispositions du régime.

### **Leçon 1 : Ceux qui ont le plus souvent recours à l'a.-e. savent aussi comment tirer le plus parti de ses règles.**

Les règles de l'a.-e. sont devenues si complexes que ce sont souvent ceux qui possèdent le plus d'expérience du régime qui savent le plus en profiter. Les dispositions d'admissibilité de l'a.-e. sont basées sur une variété d'exigences qui touchent les antécédents professionnels d'un prestataire sur des périodes pouvant aller de six mois à deux ans, selon la disposition en question. Une fois une demande établie, nombre de dispositions peuvent influencer le montant des prestations que peut obtenir le prestataire ainsi que son admissibilité à une éventuelle demande future. Par conséquent, les prestataires doivent souvent explorer un éventail de règles afin de déterminer leur admissibilité et considérer quel impact un emploi qu'ils décident d'accepter — alors qu'ils sont en cours de prestations ou non — aura sur le montant de ces prestations. Même si la complexité du régime a cru avec le temps pour mieux tenir compte de la variété des circonstances individuelles des chômeurs sur le marché du travail canadien, elle a aussi fait en sorte que ceux qui ont le plus recours au régime sont mieux en mesure de comprendre ses règles.

Lorsqu'on examine la connaissance du régime d'a.-e. des prestataires, il semble que leur expérience accrue avec ce dernier entraîne une plus grande sensibilisation à l'égard du régime. Dans une série de questions conçues pour saisir la compréhension et les attitudes des prestataires à l'égard du régime, l'*Enquête auprès des réitérants de l'assurance-emploi* (ERAÉ) interrogeait les prestataires quant à leur degré de connaissance du régime tant avant la réforme de 1996 qu'après.

Comme le dénote le tableau 1, les prestataires fréquents (ceux qui avaient établi au moins trois demandes entre 1992 et 1996) ont indiqué qu'ils connaissaient davantage le régime, de façon constante. Lorsqu'on leur a demandé « Dans quelle mesure diriez-vous que vous

connaissiez le régime d'assurance-chômage tel qu'il existait avant les modifications récentes? », 80 % des prestataires fréquents ont répondu qu'ils connaissaient beaucoup ou plus ou moins le régime tel qu'il existait avant la réforme, comparativement à environ 57 % des prestataires occasionnels. Tandis qu'en moyenne, tous les prestataires étaient moins susceptibles d'affirmer qu'ils comprenaient le nouveau régime plutôt que l'ancien, plus de la moitié des prestataires fréquents ont déclaré qu'ils connaissaient beaucoup ou plus ou moins le nouveau régime d'a.-e., comparativement à seulement 40 % des prestataires occasionnels<sup>12</sup>.

**Tableau 1 : Degré de connaissance du régime d'a.-e. selon le type de prestataires**

	Hommes (%)		Femmes (%)	
	Fréquents	Occasionnels	Fréquentes	Occasionnelles
Connaissaient le régime avant la réforme de l'a.-e.?	81	57	80	57
Connaissent les nouvelles règles de l'a.-e.?	54	39	55	42

Source : Schwartz et al. (2001).

La sensibilisation des prestataires relativement au fonctionnement des règles d'a.-e. peut avoir un impact considérable sur la façon dont certaines dispositions influencent leur comportement. Dans *The Impact of the Allowable Earnings Provision on EI Dependency*, David Gray et Shawn de Raaf (2002) démontrent que l'expérience des prestataires avec l'a.-e. peut entraîner une différence marquée dans la façon dont ils emploient l'une de ses dispositions les plus complexes, nommément la disposition sur les rémunérations admissibles.

La disposition sur les rémunérations admissibles — aussi appelée la « disposition du travail pendant une période de prestation » — encourage les prestataires à accepter des possibilités d'emploi à temps partiel et temporaires pendant que leur demande de prestations est active. En vertu de cette disposition, les prestataires ont le droit d'accepter un emploi disponible pendant qu'ils reçoivent des prestations, tant et aussi longtemps qu'ils restent libres et continuent de chercher un emploi à temps plein. La disposition permet aux prestataires de déclarer des gains d'emploi jusqu'à un certain montant maximal (25 % de leurs prestations hebdomadaires ou 50 \$) sans que leurs prestations hebdomadaires ne soient réduites. Tout revenu supplémentaire gagné au-delà de ce seuil est totalement récupéré (100 %) jusqu'à ce que toutes les prestations soient recouvrées. Les prestataires dont les revenus au cours d'une semaine excèdent 125 % de leurs prestations d'a.-e. ne reçoivent aucune prestation cette semaine-là, mais peuvent obtenir le plein montant de leurs prestations à la fin de leur période d'admissibilité s'ils sont encore au chômage, prolongeant ainsi la durée de leur demande. Les prestataires qui ne retrouvent pas un emploi à temps plein peuvent ainsi éviter de pénaliser leurs prestations, soit en touchant des revenus inférieurs à 25 % ou supérieurs à 125 % de leurs prestations hebdomadaires. Tout montant situé entre ces deux seuils entraînera une semaine de prestations partielles et le prestataire ne pourra récupérer les prestations perdues plus tard. Par conséquent, les prestataires qui possèdent l'expérience nécessaire pour comprendre les règles et qui ont une plus grande marge de

<sup>12</sup>Pour de plus amples renseignements au sujet des comportements et des attitudes des prestataires d'a.-e., consulter Schwartz et al. (2001).

manœuvre en ce qui a trait au genre d'emploi qu'ils peuvent trouver pendant leur demande de prestations pourraient être mieux en mesure de maximiser le montant des prestations auquel ils sont réellement admissibles.

Les recherches antérieures ont démontré que cette disposition encourage les prestataires à mettre fin à une demande de prestations plus rapidement. Par exemple, Roy (2001) s'est basé sur les données administratives de l'a.-e. pour examiner les prestataires qui ont déclaré des revenus pendant au moins une semaine de leur demande, et a découvert que leur emploi a raccourci la durée de leur demande actuelle. Les recherches ont également indiqué que la disposition peut influencer le genre d'emploi que les prestataires sont prêts à accepter. McCall (1996) fournit des preuves empiriques à l'effet que la disposition sur les rémunérations admissibles dans le régime d'assurance-chômage des États-Unis augmente la probabilité de l'acceptation d'un emploi à temps partiel comparativement à un emploi à temps plein, *en cours de prestations*.

Gray et de Raaf (2002) sortent du cadre de la recherche existante en examinant l'impact du travail pendant une période de prestations sur le recours à court et à long termes à l'a.-e. À partir de données tirées de l'ERAE et liées aux dossiers administratifs du régime, ils établissent la mesure dans laquelle les prestataires profitent de possibilités d'emploi tout en ayant une demande active et mesurent l'impact de leur emploi sur la durée d'une demande particulière et sur le nombre de demandes présentées dans les années subséquentes.

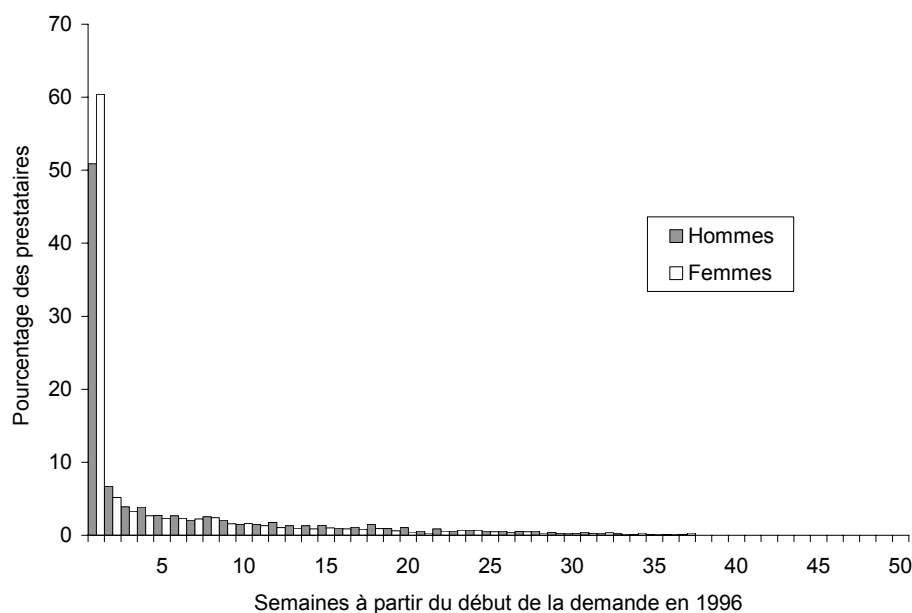
La population cible de l'ERAE était composée de tous les travailleurs qui ont fait une demande de prestations ordinaires d'a.-e. et qui ont reçu au moins 1 \$ de prestations en 1996. Cet échantillon était représentatif des prestataires de l'ensemble du Canada et était stratifié selon le nombre d'années de réception de prestations d'a.-e. entre 1992 et 1996, afin que les prestataires présentant divers degrés de recours à l'a.-e. soient adéquatement représentés au sein de l'échantillon. En combinant les données de l'ERAE aux dossiers administratifs de l'a.-e. des répondants, on obtient des données continues sur leur activité au sein du régime de l'a.-e. entre 1992 et 1998 (soit avant et après la présentation de leur demande en 1996). Les données administratives contiennent des indicateurs hebdomadaires qui signalent si une demande était active, si des prestations avaient été payées, quel type de prestations avaient été versées et si des gains d'emploi avaient été déclarés. Bien que le montant réel des gains d'emploi ne soit pas indiqué, il est possible d'observer de façon hebdomadaire toutes les transitions relatives au recours ou au non-recours à l'a.-e. ainsi que toutes les semaines pendant lesquelles des gains sont déclarés.

Gray et de Raaf (2002) constatent que l'utilisation de la disposition sur les rémunérations admissibles est très répandue, et que cette disposition semble être un stimulant efficace pour encourager les prestataires à conserver un lien avec le marché du travail. Ils ont observé que près des trois-quarts de tous les prestataires de 1996 se sont prévalus de cette disposition à un moment donné pendant leur demande. En outre, la plupart des prestataires qui ont déclaré des gains d'emploi pendant que leur demande d'a.-e. était en cours l'ont fait immédiatement après le début de leur demande, tel que l'illustre la figure 3.

La figure présente de façon hebdomadaire le pourcentage de prestataires qui ont déclaré des gains *pour la première fois*, parmi tous les prestataires qui ont signalé des gains d'emploi pendant au moins une semaine en cours de prestations. Selon la figure, plus de la moitié de tous les prestataires — hommes et femmes — ont déclaré des gains pour la première fois

durant la première semaine de leur demande, soit immédiatement après leur délai de carence obligatoire de deux semaines.

**Figure 3 : Moment du début de l'emploi relativement au début d'une demande de prestations ordinaires présentée en 1996**



Source : Gray et de Raaf (2002).

Toutefois, même si la plupart des prestataires utilisent la disposition, Gray et de Raaf obtiennent des résultats probants à l'effet que ceux qui ont recours à l'a.-e. le plus fréquemment soit ont des habitudes de travail qui conviennent le mieux aux paramètres de la disposition, soit savent le mieux comment adapter leurs habitudes de travail à ces paramètres. Ils indiquent que ceux qui sont les plus susceptibles de déclarer des gains d'emploi en cours de prestations sont ceux qui présentent la fréquence la plus élevée de réception antérieure de prestations d'a.-e. Ils sont aussi les plus enclins à avoir une demande de prestations active pendant le plus grand nombre de semaines, bien qu'ils n'aient ni reçu un montant considérablement plus élevé de prestations, ni ne présentent un nombre considérablement plus élevé de semaines de réception de prestations.

Les effets dissuasifs au travail que cette disposition peut entraîner pour différents types de prestataires sont cohérents avec l'affirmation contenue dans le *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 2001* selon laquelle la conception de la disposition peut en fait « comporter des faiblesses ». Le rapport constate que les prestataires semblent hésiter à travailler pendant une période de prestations à moins qu'ils ne puissent réduire leurs prestations à zéro pour une semaine donnée, ce qui est particulièrement le cas des prestataires fréquents<sup>13</sup>. En réalité, ces derniers sont les moins susceptibles de compter une semaine de prestations partielles, c'est-à-dire pendant laquelle les prestations sont réduites, mais pas entièrement récupérées en raison des gains d'emploi déclarés. De toutes les semaines où des gains sont déclarés, seulement 18 % des semaines des prestataires fréquents ont résulté en

<sup>13</sup>Les rapports de contrôle et d'évaluation définissent les prestataires fréquents comme étant ceux qui ont présenté trois demandes ou plus de prestations ordinaires ou de pêcheur au cours des cinq années précédant leur demande actuelle.

des prestations partielles, comparativement à 31 % des semaines des prestataires occasionnels et 41 % des semaines des prestataires dont c'est la première demande.

Afin d'approfondir la question, les auteurs se sont intéressés à l'impact de la disposition sur le recours à l'a.-e., tant à court qu'à long terme, et ont constaté que cet impact est partagé. Pour analyser les effets à court terme, ils ont estimé l'impact de l'utilisation antérieure de la disposition sur la durée des demandes actuelles des prestataires. Les auteurs ont calculé le nombre moyen annuel de semaines pendant lesquelles les prestataires ont déclaré des gains provenant du travail pendant leur période de prestations entre 1992 et 1995 et ont estimé l'impact sur le nombre de semaines d'une demande active en 1996. Dans l'ensemble, le travail pendant une période de prestations diminue la période pendant laquelle la demande d'un prestataire est active, bien que l'importance de cet impact soit relativement modeste. Par exemple, un prestataire qui travaille six semaines par année pendant une période de prestations — pour un total de 24 semaines entre 1992 et 1995 — a reçu environ une semaine de prestations de moins dans le cadre de sa demande de 1996.

Quoique la demande des prestataires qui travaillent en cours de prestations ait tendance à compter moins de semaines consécutives, ces prestataires semblent se prévaloir davantage de l'a.-e. à plus long terme. Afin d'étudier les effets à long terme, les auteurs ont estimé l'impact de l'utilisation de la disposition sur la probabilité que les prestataires présentent une autre demande à l'avenir. Dans une de leurs analyses, les auteurs se sont penchés sur le nombre de semaines de gains déclarés en cours de prestations en 1996 et ont évalué son effet sur la probabilité que le prestataire présente une demande en 1997 et en 1998. Le tableau 2 résume leurs résultats, montrant la relation entre le nombre de semaines de gains déclarés en 1996 et la probabilité correspondante que le prestataire touche des prestations de nouveau au cours des deux prochaines années.

**Tableau 2 : Impact du travail pendant une période de prestations sur la réception future de prestations – Effets marginaux (de 1996 à 1998)**

Intensité du travail pendant la période de prestations de 1996	Probabilités relatives de réception de prestations d'a.-e. en 1997 ou en 1998	
	Hommes	Femmes
0 semaine	1,00	1,00
1 semaine	0,86***	1,08
De 2 à 10 semaines	1,06*	1,13***
De 11 à 20 semaines	1,19***	1,12**
Plus de 20 semaines	1,24***	1,23***

**Source :** Gray et de Raaf (2002).

**Notes :** Les chiffres présentés dans le tableau ci-dessus représentent des probabilités *relatives*, calculées sous forme du rapport entre la probabilité qu'un prestataire dans une catégorie donnée reçoive des prestations en 1997 ou en 1998 et la probabilité qu'un prestataire qui n'a pas travaillé pendant une période de prestations (catégorie 0 semaine) touche des prestations en 1997 ou en 1998. Dans le cas de référence d'un prestataire qui n'a pas travaillé pendant une période de prestations, cette probabilité relative équivaut par conséquent à 1,00.

Un astérisque (\*) indique une signification statistique au niveau de 10 %, deux astérisques (\*\*) au niveau de 5 %, et trois astérisques (\*\*\*) au niveau de 1 %.

Le tableau illustre qu'avec une augmentation du nombre de semaines de gains déclarés en 1996, les prestataires sont plus enclins à avoir recours à l'a.-e. au cours des deux années suivantes. Bien que les prestataires qui ont travaillé une semaine pendant leur période de prestations de 1996 soient moins susceptibles de présenter une autre demande

comparativement aux prestataires qui n'ont pas travaillé, ceux qui travaillent pendant vingt semaines ou plus en cours de prestations sont plus susceptibles (à près de 25 points de pourcentage) de présenter une demande au cours des deux années suivantes.

Les résultats de l'étude de Gray et de Raaf (2002) confirment l'idée que l'impact de la disposition sur les rémunérations admissibles peut être étroitement lié à l'expérience d'un prestataire à l'égard du régime d'a.-e. La disposition peut encourager bon nombre de prestataires à envisager des possibilités d'emploi qui pourraient mener à un emploi à temps plein, réduisant ainsi leur période de prestations. Toutefois, pour les prestataires qui ont recours à l'a.-e. régulièrement, l'emploi à temps plein qu'ils convoitent peut, en réalité, être un emploi à court terme qui leur permettra d'interrompre leurs prestations au cas où leur emploi prendrait fin et qu'ils devraient remettre leur demande en vigueur à une date ultérieure. Pour ces derniers, la disposition sur les rémunérations admissibles peut avoir l'effet défavorable de les encourager à accepter un emploi instable « atypique » qu'ils peuvent allier à de courtes périodes intermittentes de réception d'a.-e. Cela suggère que la disposition peut, en fait, décourager les prestataires qui se fient régulièrement sur des prestations à envisager des possibilités qui mèneront à un emploi stable à l'année et par conséquent, réduira leur recours futur aux prestations d'a.-e.

## **Leçon 2 : Les employeurs pourraient jouer un rôle important dans le recours de leurs employés à l'a.-e.**

De très nombreuses preuves empiriques suggèrent que la conception du régime d'a.-e. a non seulement une incidence sur le comportement des travailleurs, mais aussi sur le comportement des entreprises qui les embauchent. Dans le cadre d'une série d'évaluations du régime effectuées par RHDC, un certain nombre d'études ont démontré comment les modifications aux règles de l'a.-e. influent sur les horaires de travail des prestataires<sup>14</sup>. Par exemple, les preuves suggèrent que l'adoption de règles d'admissibilité fondées sur les heures a influencé la durée des périodes d'emploi des travailleurs, surtout pour les travailleurs des industries saisonnières et dans les cas où les travailleurs ont été mis à pied, comparativement à ceux qui ont démissionné. Étant donné que les mises à pied impliquent une plus grande coordination entre les entreprises et leurs employés, ce résultat pourrait refléter les adaptations à la fois des travailleurs et des entreprises face aux modifications des règles d'admissibilité du régime d'a.-e.

Les résultats de l'ERAE fournissent un soutien empirique à la théorie des contrats implicites pour décrire les habitudes d'emploi et de chômage, théorie selon laquelle en réponse aux fluctuations de la demande, les entreprises mettent temporairement les travailleurs à pied et ces derniers s'accommodent de cet arrangement puisqu'ils ont une certaine garantie d'être réembauchés par le même employeur. Les données de l'ERAE indiquent qu'un pourcentage élevé de travailleurs qui ont fréquemment recours à l'a.-e. entretiennent des relations de travail stables et à long terme avec des employeurs ou des emplois particuliers. Presque tous les prestataires fréquents qui ont touché des prestations en 1996 travaillaient l'année suivante et parmi ceux qui ont été de nouveau confrontés au

---

<sup>14</sup>Par exemple, consulter Friesen et Maki (2000), ainsi que Green et Riddell (2000).

chômage en 1997, 60 % prévoyaient reprendre le même emploi. Par comparaison, environ 25 % seulement des prestataires occasionnels étaient dans cette situation en 1997<sup>15</sup>.

Durant la dernière décennie, nombre d'économistes se sont rangés à l'avis que l'absence d'un lien entre les cotisations à l'a.-e. et les habitudes de mise à pied des entreprises, ou l'absence d'une « tarification selon l'utilisation », sont responsables d'un pourcentage significatif de chômage à court terme<sup>16</sup>. Toutefois, il est possible que de nombreuses conséquences des règles de l'a.-e. imputables au comportement individuel reflètent en réalité le côté de la demande sur le marché du travail. Une documentation imposante a mis en lumière la nécessité d'une plus grande sensibilisation aux rôles de l'offre et de la demande afin de comprendre précisément les effets que l'a.-e. peut avoir sur le marché du travail<sup>17</sup>.

Dans *Who Benefits From Unemployment Insurance in Canada : Regions, Industries or Individual Firms?*, Miles Corak et Wen-Hao Chen (2003) démontrent non seulement que le régime a redistribué d'importants montants d'argent entre les industries et les provinces entre 1986 et 1996, mais aussi qu'un nombre considérable d'entreprises recevaient de façon prévisible et continue des subventions par l'intermédiaire du régime. Leur analyse établit que les fonds sont redistribués de l'industrie des services vers le secteur primaire et le secteur de la construction, et de l'Ontario vers le Québec et les provinces de l'Atlantique. Ces tendances de financement croisé ont souvent été perçues comme étant le résultat des différences entre les marchés du travail régionaux ou le taux disproportionné de l'emploi saisonnier dans certaines régions. Cependant, l'analyse de Corak et Chen suggère que ces tendances sont surtout attribuables à des facteurs propres aux entreprises, et que la géographie et l'industrie ne jouent pas un rôle aussi important pour expliquer ces tendances de financement croisé, une fois prises en compte les variations d'une entreprise à l'autre.

Dans leur étude, Corak et Chen (2003) documentent l'étendue du financement croisé au sein du régime d'a.-e. grâce à des données puisées dans une série de dossiers administratifs reliés au système fiscal canadien, au régime d'a.-e. et à un répertoire longitudinal d'entreprises dressé par Statistique Canada. Ils comparent, tant au niveau de l'industrie que de l'entreprise, le nombre de demandes présentées par les employés d'une entreprise donnée, le montant des prestations touchées, la durée moyenne des demandes et le montant des cotisations versées au régime par les employeurs et les employés.

Ils effectuent un examen novateur du financement croisé au sein du régime d'a.-e. en calculant le ratio relatif bénéfice-taxe (RBT), défini comme le ratio bénéfice-taxe ( $B_i/T_i$ ) de chaque industrie (ou entreprise) divisé par le ratio bénéfice-taxe pour toutes les industries (ou toutes les entreprises) ( $B/T$ ). Un ratio RBT supérieur à un indique que l'industrie (ou l'entreprise) est une bénéficiaire nette de l'a.-e. et par conséquent, reçoit une subvention, tandis qu'un ratio inférieur à un révèle une contribution nette au régime. En d'autres termes,

---

<sup>15</sup>Ces résultats de l'ERAE correspondent à ceux obtenus par Corak (1995), qui montre qu'au cours de la période de 1979 à 1989, un fort pourcentage (40 %) de prestataires fréquents (cinq demandes ou plus présentées pendant la période de douze ans) pouvaient faire des demandes répétitives en travaillant pour le même employeur.

<sup>16</sup>Consulter Nakamura (1995), Nakamura (1996), Nakamura, Cragg et Sayers (1994), ainsi que Nakamura, Wong et Diewert (2000).

<sup>17</sup>Depuis quelques années, l'étude de données administratives nouvellement rendues disponibles dans certains pays permet de prendre de plus en plus conscience qu'un examen attentif de l'interaction entre les caractéristiques de l'employeur et de l'employé est nécessaire pour comprendre pleinement l'évolution du marché du travail. Par exemple, Baldwin (1995), Haltiwanger et al. (1999) ainsi que Abowd, Kramarz et Margolis (1999) révèlent l'importance d'analyser tant l'offre que la demande du marché et soulignent la nécessité d'adopter un point de vue plus large sur le lien entre les régimes d'assurance-chômage et les transitions du marché du travail.

le ratio RBT indique le montant de prestations d'a.-e. reçues pour chaque dollar de cotisation et fait ressortir les tendances de financement croisé entre les industries ou les entreprises. En normalisant le ratio entre le bénéfice et les taxes de chaque industrie (ou entreprise) selon le ratio bénéfice-taxe national, les ratios RBT représentent le surplus de prestations relativement aux taxes pour chaque industrie (ou entreprise) qui existerait si l'ensemble du régime était équilibré, retranchant ainsi l'impact du cycle économique.

Tel que l'indique le tableau 3, les tendances longitudinales des ratios RBT au niveau de l'industrie révèlent que les industries sont concentrées à deux extrêmes : soit que les industries n'ont jamais été des bénéficiaires nettes du régime (« jamais subventionnées ») ou soit qu'elles ont toujours été des bénéficiaires nettes du régime (« toujours subventionnées ») pendant les onze années à l'étude. Près de 39 % des industries n'ont jamais été des bénéficiaires nettes de l'a.-e. pendant la période de 11 ans; elles représentent 45 % de tous les emplois. Par comparaison, plus de 30 % des industries ont été des bénéficiaires nettes chaque année entre 1986 et 1996, et on y trouve 32 % de tous les emplois.

En revanche, la distribution des entreprises est considérablement moins concentrée que celle des industries. À un extrême, moins d'un quart (22 %) des entreprises n'ont jamais été des bénéficiaires nettes de l'a.-e. tandis qu'à l'autre extrême, un très faible pourcentage des entreprises (6,25 %) ont été des bénéficiaires nettes chaque année au cours de la période de onze ans. Ces entreprises « toujours subventionnées » fournissaient seulement 6,6 % de tous les emplois.

**Tableau 3 : Distribution des industries et des entreprises selon le nombre d'années passées avec des ratios RBT supérieurs à un (1986–1996)**

Année	Distribution des industries (%)		Distribution des entreprises (%)	
	Pourcentage de toutes les industries	Pourcentage de tous les emplois	Pourcentage de toutes les entreprises	Pourcentage de tous les emplois
0	38,6	45,0	22,1	48,1
1	5,3	1,9	13,4	10,4
2	3,9	3,5	11,6	6,7
3	2,6	3,2	10,0	5,2
4	3,9	4,1	8,2	4,6
5	2,2	1,6	6,7	4,0
6	3,1	2,7	5,5	3,1
7	2,2	1,7	4,6	3,0
8	3,9	1,6	4,0	2,9
9	0,9	1,4	3,7	2,5
10	3,1	1,1	4,0	2,9
11	30,3	32,3	6,3	6,6
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

Source : Corak et Chen (2003).

Notes : Les chiffres sur les industries sont basés sur les 228 industries à trois chiffres dans la Classification type des industries (CTI). Les chiffres sur les entreprises sont basés sur les 318 217 entreprises en activité pendant les onze années, de 1986 à 1996.

Le tableau 4 donne des renseignements sur certaines caractéristiques des entreprises toujours subventionnées et des entreprises jamais subventionnées, en comparaison avec toutes les entreprises exploitées pendant les onze années. Relativement à la distribution de



tous les emplois, un nombre disproportionné d'emplois parmi les entreprises toujours subventionnées se trouvent dans les moyennes entreprises (qui comptent entre 20 et 499 employés). Parmi les entreprises jamais subventionnées, la distribution des demandes en fonction de la raison de la cessation d'emploi justifiant la demande est semblable à celle de la distribution des demandes dans toutes les entreprises. Toutefois, parmi les entreprises toujours subventionnées, les demandes reliées à une cessation d'emploi temporaire représentent une part disproportionnée des demandes. Ce résultat appuie ceux de Corak (1993a, b), Gray et Sweetman (2001), ainsi que Lemieux et MacLeod (1995, 2000), qui suggèrent que de nombreux travailleurs qui ont recours de façon répétitive aux prestations entretiennent une relation de longue date avec un employeur.

Puisque dans l'ensemble, les entreprises canadiennes se concentrent au Québec et en Ontario, ces deux provinces renferment un nombre appréciable d'entreprises jamais subventionnées et d'entreprises toujours subventionnées, ce qui témoigne de l'importance absolue de leur part de tous les employeurs. Toutefois, la distribution entre les deux provinces au sein de chaque catégorie est très différente : 38 % des entreprises toujours subventionnées se trouvent au Québec et 15 % sont situées en Ontario. Ces pourcentages sont inversés parmi les entreprises jamais subventionnées. Dans le même ordre d'idées, les industries des services représentent la part la plus élevée de toutes les entreprises; bien qu'elles renferment plus que leur part d'entreprises jamais subventionnées, elles arrivent en deuxième position après les industries de la construction en ce qui a trait aux entreprises toujours subventionnées. Le secteur de la construction inclut près de trois fois plus d'entreprises toujours subventionnées. Le secteur du commerce, soit le deuxième genre d'industries les plus courantes, compte moins que sa part à la fois d'entreprises jamais subventionnées et d'entreprises toujours subventionnées. Ces résultats indiquent qu'un financement croisé marqué se produit à l'intérieur des industries ou, en d'autres termes, au niveau de l'entreprise.

**Tableau 4 : Distribution des entreprises selon leur situation de financement croisé et selon certaines caractéristiques – Moyennes annuelles (1986–1996)**

<b>Caractéristiques</b>	<b>Entreprises toujours subventionnées</b>	<b>Entreprises jamais subventionnées</b>	<b>Toutes les entreprises</b>
<b>Taille de l'entreprise</b>	<b>(% des emplois)</b>		
Moins de 19 employés	11,3	3,2	11,0
De 20 à 99 employés	27,4	5,0	16,8
De 100 à 499 employés	28,4	12,7	18,4
500 employés et plus	32,9	79,7	53,8
<b>Raison de la mise à pied entraînant une demande</b>	<b>(% des demandes)</b>		
Cessation d'emploi temporaire	71,5	43,2	47,8
Cessation d'emploi permanente	21,1	40,4	37,0
Raison de la cessation d'emploi inconnue	7,4	16,4	15,2

(suite)

**Tableau 4 : Distribution des entreprises selon leur situation de financement croisé et selon certaines caractéristiques – Moyennes annuelles (1986–1996) (suite)**

Caractéristiques	Entreprises toujours subventionnées	Entreprises jamais subventionnées	Toutes les entreprises
<b>Province</b>	(% des entreprises)		
Ontario	15,0	38,5	33,1
Québec	37,8	14,7	23,5
Colombie-Britannique	–	–	13,2
Alberta	–	14,6	–
Nouveau-Brunswick	9,7	–	–
<b>Industrie</b>	(% des entreprises)		
Services	23,8	41,4	36,5
Commerce	10,7	19,1	23,2
Construction	30,7	–	10,8
Finances	–	14,1	–

Source : Corak et Chen (2003).

Notes : Les chiffres sont basés sur les 318 217 entreprises en activité pendant les onze années, de 1986 à 1996. Les chiffres selon l'industrie et la province indiquent uniquement les pourcentages des trois premières catégories.

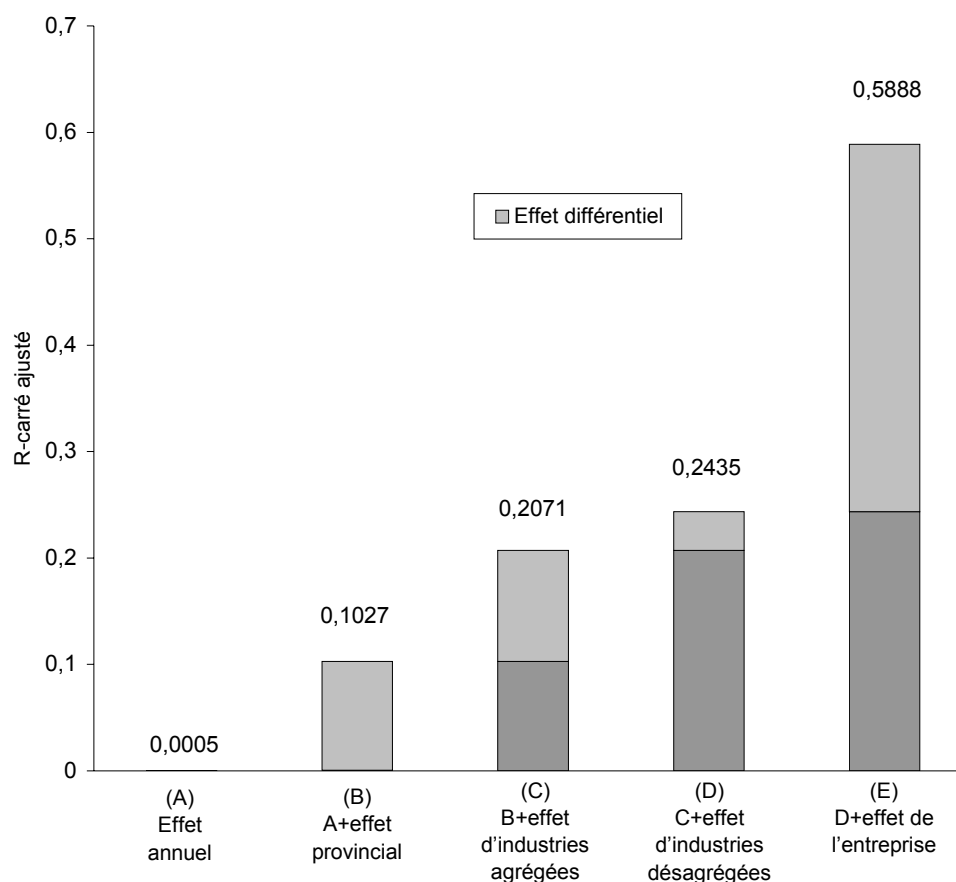
Afin d'examiner plus à fond cette question, Corak et Chen adoptent la méthode d'Anderson et Meyer (1993) et proposent le modèle suivant pour estimer quelle fraction de la variation dans les ratios RBT est attribuable à des facteurs propres à l'industrie, à des facteurs propres à l'entreprise ou à d'autres facteurs.

$$RBT_{jpt} = \alpha_t + \beta_p + \delta_i + \gamma_j + \varepsilon_{jpt}$$

Ainsi, ils supposent que le ratio RBT de l'entreprise  $j$  dans la province  $p$  et pendant l'année  $t$  est fonction d'un nombre d'effets fixes :  $\alpha_t$  représente les changements d'année en année,  $\beta_p$  et  $\delta_i$  constituent les effets des provinces et des industries respectivement,  $\gamma_j$  désigne les différences entre les entreprises, et  $\varepsilon_{jpt}$  sert de terme d'erreur. À partir d'une méthode des moindres carrés, ils estiment une série de modèles en additionnant successivement chaque groupe d'effets fixes. Le changement dans le R-carré ajusté de la version la plus restrictive à la version la moins restrictive du modèle donne une mesure de la contribution de la province, de l'industrie, de l'entreprise et d'autres facteurs relativement à la variance totale des ratios RBT<sup>18</sup>. Les résultats sont illustrés à la figure 4.

<sup>18</sup>Le R-carré ajusté est un indicateur de la fiabilité de la relation estimée. Dans la présente analyse, les données portent sur les entreprises situées dans les dix provinces. Les travailleurs indépendants, les entreprises se trouvant dans l'un des territoires et celles faisant partie d'une industrie inconnue sont exclus de l'échantillon. À noter : l'indice de la variable dépendante est  $jpt$ , parce que chaque entreprise peut compter plus d'une installation située dans des provinces différentes au cours d'une année donnée.

**Figure 4 : Facteurs explicatifs de la variance totale des ratios RBT (1986–1996)**



Source : Corak et Chen (2003).

La première barre sur l'axe horizontal désigne la contribution des indicateurs d'année à la variance des ratios RBT et dénote un effet annuel très modeste. Tel qu'on le mentionne ci-dessus, l'impact du cycle économique ou de tout autre effet annuel est probablement annulé parce que les RBT sont normalisés par le ratio national. La deuxième barre montre que l'effet provincial augmente le R-carré ajusté d'environ 10 points de pourcentage, ce qui représente un financement croisé important entre les provinces. En ajoutant l'indicateur des industries agrégées, le R-carré ajusté s'accroît de 10 points de pourcentage de plus, et de 3,6 points de pourcentage supplémentaires lorsque les catégories des industries les plus désagrégées sont utilisées. Toutefois, la hausse la plus marquée du R-carré ajusté est causée par l'ajout des indicateurs des entreprises. Comme le démontre le graphique, l'inclusion de ces derniers indicateurs résulte en une importante augmentation du R-carré ajusté, soit 35 points de pourcentage de plus à la variance expliquée, ce qui laisse environ 41 % de la variance totale qui n'est pas expliquée par le modèle. Tandis que les études antérieures avaient proposé un financement croisé considérable des fonds de l'a.-e. parmi toutes les industries et toutes les provinces, l'étude de Corak et Chen va bien au-delà des analyses agrégées et révèle que les propres pratiques ou caractéristiques d'une entreprise sont deux fois plus importantes que l'industrie dont elle fait partie ou son emplacement géographique afin d'expliquer si elle s'avère ou non une bénéficiaire nette ou une cotisante nette au régime.

### **Leçon 3 : Le recours à l'a.-e. devrait être examiné dans le contexte des décisions prises par les ménages.**

Au cours des dernières années, la question de l'équilibre entre les exigences concurrentes du travail et de la famille a pris de plus en plus d'importance dans le cadre des politiques publiques canadiennes. Les recherches démontrent que les Canadiens consacrent plus de temps au travail et moins de temps à leur famille, et qu'ils sont davantage stressés par leur emploi<sup>19</sup>. Certains changements survenus relativement à la relation entre les familles canadiennes et le marché du travail peuvent expliquer pourquoi il est plus difficile d'atteindre l'équilibre entre le travail et la famille. Par exemple, en 2000, les familles dont deux des membres contribuaient au revenu du ménage représentaient 76 % des familles biparentales comptant au moins un enfant de moins de 18 ans, comparativement à 57 % en 1980, ce qui signifie que moins de familles comptent un parent qui reste à la maison afin d'assumer les responsabilités familiales (Statistique Canada, 2003).

Le gouvernement s'est efforcé, par l'intermédiaire des dernières modifications au régime d'a.-e., d'aider les parents qui travaillent et qui ont besoin de prendre congé afin de gérer leurs obligations familiales. En décembre 2000, la *Loi sur l'assurance-emploi* a été modifiée dans le but d'accroître les prestations spéciales et de faciliter l'accès aux prestations de maternité et parentales en faisant passer les règles d'admissibilité aux prestations de 700 à 600 heures. Parallèlement, la durée des prestations parentales a été prolongée à 35 semaines, haussant ainsi les congés payés totaux que les parents peuvent prendre de six mois à un an. Dans cette foulée, en janvier 2004, les prestations spéciales ont encore une fois été améliorées afin d'inclure des prestations de compassion à l'intention des personnes qui doivent s'absenter de leur travail pour fournir des soins ou un soutien à un membre de leur famille gravement malade. Ces modifications témoignent de ce que le régime « verse des prestations spéciales aux Canadiens afin de les aider à faire face aux risques liés à l'emploi relatifs à la naissance, à leur rôle parental et à la maladie et à établir un équilibre entre leurs responsabilités professionnelles et leurs responsabilités familiales. » (DRHC, 2003a, p. 25).

Les prestations ordinaires d'a.-e. jouent également un rôle important pour aider les familles à gérer la perte d'un revenu lorsqu'un membre de la famille devient chômeur. Toutefois, puisque les prestations ordinaires sont conçues pour les personnes qui perdent leur emploi involontairement, et non pour les cas d'une interruption d'emploi survenue pour des raisons reliées aux responsabilités familiales, la façon dont ces prestations influencent la manière dont les ménages concilient travail et famille n'est pas reconnue. Or, puisqu'elles offrent un soutien financier dans le cas de la perte d'un emploi, les prestations ordinaires d'a.-e. peuvent aider à atténuer les bouleversements vécus par le ménage pendant que le chômeur cherche un emploi, évitant ainsi une situation où d'autres membres de la famille auraient à augmenter leurs heures de travail afin de compenser le revenu familial perdu.

Bien que les périodes de chômage touchent non seulement les travailleurs au chômage, mais aussi leurs familles, le ménage est rarement l'unité d'analyse des études portant sur le chômage et les prestations d'a.-e. L'examen du chômage ayant comme unité d'analyse la famille donne un tout autre aperçu de la mesure dans laquelle les personnes sont touchées par la perte d'un emploi. Dans une étude revisitant la définition classique du taux de chômage, Sussman (2000) démontre que, bien que le taux de chômage moyen — mesuré de façon

---

<sup>19</sup>Pour obtenir une source de données détaillée sur l'équilibre travail-famille, consulter Johnson, Lero et Rooney (2001).

typique — ait été de 7,6 % en 1999, le taux de chômage familial — le pourcentage des familles dont au moins un membre fait partie de la population active et dont au moins un membre est au chômage — était en réalité de 12,9 %. En d'autres termes, tandis qu'une personne sur treize était au chômage, une famille sur huit était touchée par le chômage.

De plus en plus de travaux sont menés sur la façon dont les ménages s'adaptent à de telles perturbations lorsqu'un membre de ce ménage perd son emploi; toutefois, très peu d'études ont examiné comment l'accès à un soutien financier durant une période de chômage influe sur ces perturbations. Les ménages s'adapteront à la perte de revenus de différentes façons selon, par exemple, leur niveau de remplacement du revenu disponible et la durée de la période de chômage. Browning et Crossley (2001) analysent comment les ménages modifient leur consommation totale à la suite de la perte d'un emploi et à quel point les prestations d'a.-e. influencent leurs décisions. À partir de données recueillies par l'*Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi* (ECPIE) pour 1993 et 1995, ils constatent que les ménages dans lesquels un membre est toujours au chômage après six mois subissent, en moyenne, une baisse de leurs dépenses totales de l'ordre de 14 % au cours de cette période de six mois. Leurs résultats indiquent également qu'une réduction du taux de remplacement de la rémunération assurable de 60 à 50 % aurait un impact moyen très faible sur les dépenses. Ils soulignent, toutefois, que bien que modestes, les réactions sont hétérogènes et dépendent grandement de la sévérité des contraintes de liquidités des familles au moment de la cessation d'emploi.

Un autre moyen dont disposent les ménages pour compenser la perte de revenu est que le conjoint du chômeur accroît ses heures de travail. Les deux conjoints effectuent donc une substitution de l'offre de travail, alors qu'un conjoint compense la réduction de l'offre de travail de l'autre conjoint. Le remplacement de revenu proposé par les prestations d'a.-e. peut, par conséquent, aider à limiter la nécessité pour le conjoint du chômeur de modifier ses heures de travail. Dans *Employment Insurance and Family Response to Unemployment: Canadian Evidence from the SLID*, Rick Audas et Ted McDonald (2004) se penchent sur cette question, en se concentrant sur le comportement des femmes sur le marché du travail, pendant une période de chômage vécue par leur conjoint, entre 1993 et 2001, et où ce conjoint masculin est le plus important soutien économique dans le ménage<sup>20</sup>.

Des recherches antérieures, effectuées par Cullen et Gruber (2000) à partir de données recueillies aux États-Unis, ont révélé que l'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage semble « évincer » les variations dans l'offre de travail du conjoint suite à la perte de l'emploi du conjoint chômeur, les prestations ayant un impact négatif sur l'offre de travail du premier. Utilisant la méthodologie de Cullen et Gruber, Audas et McDonald (2004) mettent en lumière des preuves semblables, quoique bien moins concluantes, des différences dans l'offre de travail des conjointes au cours de la période de chômage de leur conjoint, suivant que ce dernier est admissible à l'a.-e. ou non. Ils indiquent que l'admissibilité à l'a.-e. du conjoint est liée à une faible diminution de la fréquence et des heures de travail de la conjointe, particulièrement chez les conjointes de travailleurs qui n'ont pas perdu leur emploi pour des raisons saisonnières. Les preuves recueillies ne permettent pas de conclure si cet impact est souhaitable ou non; pour certaines conjointes, la réception

---

<sup>20</sup>Les auteurs ont également examiné le comportement des hommes sur le marché du travail durant une période de chômage vécue par leur conjointe, dans les cas où la femme était le soutien économique le plus important dans le ménage, mais ont opté pour ne pas inclure ce volet dans leur analyse, afin d'éviter les problèmes d'endogénéité en ce qui a trait aux décisions relatives à l'offre de travail des femmes.

de prestations d'a.-e. par leur conjoint pourrait leur donner une plus grande marge de manœuvre pour adapter leur horaire de travail afin de remplir leurs obligations familiales tandis que pour d'autres, les prestations d'a.-e. pourraient atténuer leur motivation à travailler.

Audas et McDonald (2004) entreprennent une série d'estimations pour évaluer ce qui détermine l'offre de travail d'une femme pendant la période de chômage de son conjoint. Afin d'examiner l'impact de l'a.-e. sur l'offre de travail de la conjointe, les auteurs établissent la réception possible de prestations d'a.-e. du conjoint en calculant le montant des prestations auxquelles il aurait vraisemblablement droit étant donné les heures de travail effectuées avant la période de chômage. Ainsi, les auteurs peuvent analyser les différences dans le comportement de la conjointe compte tenu de sa perception du montant de prestations que son conjoint pourrait toucher au moment de la perte de son emploi, comparativement aux prestations qu'il reçoit en réalité.

Afin de faire ressortir les différences dans les circonstances professionnelles et familiales dans le modèle qu'ils proposent, les auteurs utilisent différents modèles selon la nature saisonnière de la perte d'emploi et la présence d'enfants dans le ménage. Le tableau 5 présente un résumé de leurs résultats. Parmi les différentes caractéristiques incluses dans l'analyse, la composition de la famille a un impact considérable : la présence d'enfants d'âge préscolaire et d'âge scolaire atténue la probabilité que les femmes travaillent pendant que leur conjoint est sans emploi, comparativement aux familles sans enfant. L'éducation joue un rôle encore plus déterminant : les conjointes qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires sont beaucoup moins susceptibles de travailler comparativement à celles qui ont complété au moins leurs études secondaires.

**Tableau 5 : Facteurs déterminants de la probabilité qu'une femme travaille pendant la période de chômage de son conjoint – Effets marginaux (1993–2001)**

	Échantillon complet	Conjoint ayant perdu son emploi pour des raisons saisonnières		Présence d'enfants dans le ménage	
		Oui	Non	Oui	Non
<b>Facteur déterminant</b>					
Admissibilité à l'a.-e. du conjoint	-0,065**	0,120	-0,101***	-0,086**	0,002
Présence de jeunes enfants	-0,086***	-0,118***	-0,079***	–	–
Conjointe non diplômée du secondaire	-0,184***	-0,229***	-0,169***	-0,164***	-0,230***
<b>Taille de l'échantillon</b>	2 079	730	1 349	1 470	609

Source : Audas et McDonald (2004).

Note : Un astérisque (\*) indique une signification statistique au niveau de 10 %, deux astérisques (\*\*) au niveau de 5 %, et trois astérisques (\*\*\*) au niveau de 1 %.

Lorsque les auteurs se penchent sur le rôle de l'a.-e. dans l'offre de travail de la conjointe, ils constatent que l'impact de l'a.-e. parmi tous les autres facteurs est généralement faible. Toutefois, les réactions sont, encore une fois, hétérogènes. On remarque que la raison de la perte d'emploi est un facteur déterminant de l'interaction entre l'a.-e. et l'offre de travail du conjoint. Quand le conjoint perd son emploi pour des raisons saisonnières, l'admissibilité à l'a.-e. n'a aucun impact significatif sur la probabilité que sa conjointe travaille. Cependant, les conjointes des travailleurs qui perdent leur emploi pour des raisons autres que saisonnières sont beaucoup moins enclines à travailler si leur conjoint est admissible à l'a.-e. De même, l'impact de l'a.-e. sur l'offre de travail de la femme est relié à la présence d'enfants dans le ménage. L'admissibilité n'a aucun impact sur l'offre de travail lorsque aucun jeune enfant ou enfant d'âge scolaire ne fait partie du ménage. Toutefois, elle a un impact négatif sur la probabilité de travailler quand le ménage compte des enfants.

À des fins de comparaison, les auteurs examinent l'offre de travail de la conjointe à différents moments relativement au début de la perte d'emploi du conjoint (non illustrés dans le tableau). Ils étudient la probabilité du travail pendant les trois mois précédant immédiatement la perte d'emploi, et pendant les trois mois suivant la perte d'emploi. Ils notent que l'impact de l'a.-e. sur l'offre de travail de la femme au cours des trois premiers mois de la période de chômage de son conjoint est qualitativement semblable à son offre de travail pendant toute la période de chômage. Cependant, ils observent que l'admissibilité du conjoint à l'a.-e. a un impact près de deux fois plus grand sur l'offre de travail de la femme durant les trois mois précédant la perte d'emploi de l'homme, que pendant la période de chômage en tant que telle.

Les résultats d'Audas et McDonald (2004) suggèrent que l'a.-e. pourrait amoindrir la nécessité pour un conjoint de trouver un emploi et ainsi, donner une plus grande marge de manœuvre aux ménages pour équilibrer le travail et les responsabilités familiales. Cependant, de plus amples recherches s'imposent afin de mieux comprendre le rôle de l'a.-e. dans la façon dont les ménages prennent leurs décisions collectives à l'égard du marché du travail.

#### **Leçon 4 : L'a.-e. ne semble pas exercer une influence constante sur les décisions des travailleurs de déménager dans la même province ou dans une autre province.**

Un reproche souvent formulé à l'égard du régime d'a.-e. c'est qu'en versant des prestations aux travailleurs qui risquent fortement d'être mis à pied, tels que les travailleurs saisonniers, le régime n'encourage pas suffisamment ces travailleurs à trouver un emploi stable et à l'année. Qui plus est, puisque les règles d'admissibilité qui ont été établies de façon à refléter les variations dans les possibilités d'emploi dans différentes régions du pays s'avèrent relativement plus généreuses dans les régions à chômage élevé, beaucoup prétendent que l'a.-e. est un frein important à la mobilité géographique au Canada. Bien que ces règles soient conçues pour donner plus de temps aux travailleurs de se trouver un emploi à la suite d'une perte d'emploi, elles pourraient aussi les dissuader de chercher un emploi plus stable dans d'autres régions offrant de meilleurs débouchés.

Malgré ces préoccupations, les nombreuses recherches à ce sujet n'ont toujours pas fourni de preuves empiriques claires que l'a.-e. a un impact sur la mobilité géographique. Dans une recension des premières recherches sur les facteurs déterminants de la mobilité géographique au Canada, Day et Winer (1994) concluent qu'il n'existe aucun consensus ni à

l'égard de la signification statistique, ni de l'importance de l'effet du régime d'a.-e. sur la mobilité. À partir de données fondées sur des réponses individuelles à une enquête, Osberg, Gordon et Lin (1994) constatent que la réception de paiements de transfert, y compris de prestations d'a.-e., n'influence pas la décision d'un travailleur de quitter sa région. Parallèlement, Lin (1995) révèle que ni la réception de prestations d'a.-e. ou d'aide sociale, ni la participation individuelle à un programme de formation n'a d'effet notable sur la mobilité interprovinciale. Plus récemment, Finnie (2000) note que, entre 1982 et 1995, la réception des prestations d'a.-e. a fait grimper la probabilité de déménager dans une autre province de 7 à 16 %, sauf chez les hommes âgés de 20 à 24 ans. En outre, une analyse de simulation exhaustive effectuée par Day et Winer (2001) a révélé que l'élimination des différences régionales dans le régime d'a.-e. entre 1974 et 1996 a produit un effet uniformément modeste sur le volume des déplacements interprovinciaux.

Dans *Employment Insurance and Geographic Mobility: Evidence From the SLID*, Rick Audas et Ted McDonald (2003) poursuivent les recherches en élargissant le concept de mobilité afin d'inclure tous les déplacements entre les régions économiques, tant à l'intérieur qu'à l'extérieur des provinces. Ils relèvent que, bien que la migration géographique demeure un phénomène relativement rare, la migration intraprovinciale est beaucoup plus courante que la migration interprovinciale, puisque les Canadiens sont 2,5 fois plus susceptibles de déménager dans la même province plutôt que dans une autre province. Leurs estimations des facteurs déterminants de la mobilité géographique indiquent qu'il n'existe aucune preuve concluante que l'a.-e. freine la mobilité individuelle, même à l'échelle intraprovinciale. Les auteurs constatent aussi que la relation entre l'a.-e. et les décisions en matière de migration est complexe et dépend fortement de l'intensité de la participation des individus au marché du travail.

Afin d'effectuer leur analyse, Audas et McDonald (2002) se basent sur des données de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR) recueillies entre 1993 et 1999, ce qui leur permet d'identifier la localisation géographique des travailleurs sur une base annuelle ainsi que tout déplacement effectué durant les sept années. Afin de tenir compte du fait que les règles d'admissibilité de l'a.-e. sont fondées sur l'intensité de la participation au marché du travail d'une personne au cours de la dernière année, ils divisent leur échantillon selon l'intensité des liens avec le marché du travail : les personnes ayant de forts liens avec le marché du travail sont celles qui ont travaillé pendant au moins 50 semaines dans la dernière année; celles ayant des liens modérés avec le marché du travail ont travaillé entre 20 et 49 semaines; celles ayant de faibles liens avec le marché du travail ont travaillé entre 1 et 19 semaines au cours de l'année en question; et celles n'ayant aucun lien avec le marché du travail n'ont pas travaillé du tout pendant l'année. Le tableau 6 résume certaines statistiques pour chaque catégorie de travailleurs.



**Tableau 6 : Caractéristiques sélectionnées des chefs de ménage, selon l'intensité des liens avec le marché du travail (1994–1999)**

	Pourcentage des chefs de ménage (%)				
	Échantillon complet	Liens avec le marché du travail			
		Forts	Modérés	Faibles	Aucun
<b>Tous les chefs de ménage</b>	100,0	77,9	9,5	2,5	10,1
<b>Migration dans une autre région économique</b>	2,7	2,4	4,3	5,2	2,4
Migration intraprovinciale	2,0	1,7	3,0	4,0	1,9
Migration interprovinciale	0,7	0,7	1,3	1,2	0,5
<b>Réception de prestations</b>					
Prestations d'a.-e.	14,6	8,5	52,9	50,5	8,0
Prestations d'a.s. <sup>a</sup>	9,6	2,4	14,7	34,1	54,8
<b>Sexe</b>					
Femme	33,8	31,8	29,4	39,0	52,4
Homme	66,2	68,2	70,6	61,0	47,6

Source : Audas et McDonald (2003).

Note : <sup>a</sup>Prestations d'aide sociale.

Le tableau indique clairement que la migration entre régions économiques est un phénomène assez rare : en moyenne, seuls 2,7 % des chefs de ménages (ceux qui fournissent le soutien économique le plus important au sein du ménage) ont changé de région économique dans une période de 12 mois donnée, et la mobilité semble, en grande partie, se dérouler à l'intérieur d'une province plutôt qu'entre deux provinces. On y voit aussi que la fréquence de la migration varie en fonction de l'importance des liens avec le marché du travail : les personnes entretenant des liens modérés ou faibles avec le marché du travail sont considérablement plus enclines à migrer, alors que les personnes qui n'ont aucun lien avec le marché du travail sont tout aussi susceptibles de migrer que celles qui possèdent de forts liens. Il existe aussi clairement un rapport entre la réception de transferts sociaux et le lien avec le marché du travail, puisque ceux ayant de forts liens avec le marché du travail sont très peu susceptibles de toucher des prestations d'aide sociale ou d'assurance-emploi durant l'année précédant l'année d'observation. Une majorité de personnes possédant des liens modérés avec le marché du travail ont obtenu des prestations d'a.-e., mais très peu d'entre elles ont reçu des prestations d'aide sociale. Ces personnes ont, en général, travaillé pendant suffisamment de semaines pour avoir droit aux prestations d'a.-e. si elles devaient se retrouver au chômage. L'inverse est vrai pour ceux qui ont de faibles liens avec le marché du travail.

Dans le but de distinguer plus facilement les facteurs qui mènent à une décision de déménager plutôt qu'à la décision de demander des prestations, Audas et McDonald (2003) utilisent des techniques de modélisation leur permettant de cerner, avec un haut degré de certitude, l'impact de l'a.-e. sur les décisions de migration. Pour modéliser ces décisions, les auteurs évaluent cinq vastes séries de facteurs qui influenceraient vraisemblablement un travailleur dans sa prise de décision : les revenus escomptés découlant du déménagement (en fonction des caractéristiques, des compétences et de l'expérience personnelles), les coûts financiers et psychologiques du déménagement, l'importance des liens du travailleur avec le

marché du travail, les caractéristiques relatives au capital humain du travailleur, ainsi que son expérience en ce qui a trait aux régimes d'a.-e. et d'aide sociale. Afin de déterminer les effets de la générosité de l'a.-e. sur la décision de migrer, les auteurs calculent le nombre potentiel de semaines d'admissibilité aux prestations d'a.-e. du travailleur en fonction du nombre de semaines travaillées ainsi que des règles d'admissibilité en vigueur dans sa région de résidence. Puisque la période observée couvre la période précédant et suivant le remplacement du régime d'assurance-chômage par le régime d'assurance-emploi, les auteurs calculent séparément l'impact de la générosité du programme pour les deux périodes.

Le tableau 7 résume les résultats d'Audas et McDonald relativement à l'impact de l'a.-e. sur la probabilité du déménagement entre 1994 et 1999. Dans ce tableau, l'importance de l'effet marginal prédit entraîne un changement dans les points de pourcentage en ce qui a trait à la probabilité du déménagement découlant d'un changement d'un point de pourcentage dans la probabilité de réception de prestations.

**Tableau 7 : Quelques facteurs déterminants de la probabilité de déménager des chefs de ménage, selon l'intensité des liens avec le marché du travail – Effets marginaux (1994–1999)**

	Liens avec le marché du travail			
	Forts	Modérés	Faibles	Aucun
<b>Réception de prestations</b>				
Prestations d'a.-e.	0,178	-4,001*	0,217	0,454
Prestations d'aide sociale	0,520	-0,934	0,062	-0,661
<b>Paramètres du régime</b>				
Taux de chômage régional	-0,056	0,134	0,034	-0,043
Taux de chômage régional et indicateur post-réforme de 1996	-0,012	0,054	0,086**	0,197***
<b>Taille de l'échantillon</b>	60 565	8 572	2 198	7 677

Source : Audas et McDonald (2003).

Notes : Chaque spécification inclut une série complète de caractéristiques personnelles, y compris le sexe, l'état matrimonial, le nombre d'enfants, l'âge, le niveau de scolarité et la langue des travailleurs, ainsi que leur expérience professionnelle, les revenus prévus résultant du déménagement et la situation du marché du travail local. Les caractéristiques renferment aussi des variables-indicateurs d'année, de région et de profession ainsi que des variables-indicateurs d'interactions entre la profession et le taux d'emploi local et le taux de croissance de l'emploi.

Les résultats des travailleurs ayant des liens modérés avec le marché du travail sont basés sur une variable instrumentale de la réception prévue de prestations.

Un astérisque (\*) indique une signification statistique au niveau de 10 %, deux astérisques (\*\*) au niveau de 5 %, et trois astérisques (\*\*\*) au niveau de 1 %.

Les résultats démontrent que l'impact de l'a.-e. sur la propension des travailleurs à déménager est étroitement relié à leurs liens avec le marché du travail. Par exemple, la réception de prestations d'a.-e. semble réduire légèrement la probabilité d'un déménagement des personnes qui ont travaillé entre 20 et 49 semaines, mais n'a presque aucun impact sur les décisions à l'égard de la mobilité, soit des personnes qui ont travaillé pendant une année complète, soit de celles qui comptent moins de 20 semaines de travail. Étant donné que les règles d'a.-e. déterminent l'admissibilité en fonction de l'expérience de travail, il n'est pas surprenant que l'impact du régime sur les décisions individuelles de déménager puisse différer selon la participation individuelle au marché du travail. Par contre, c'est la faiblesse de l'impact qui est étonnante et qui suggère que, même parmi les travailleurs qui étaient en

mesure de réunir les conditions prescrites et de toucher des prestations, leur expérience à l'égard du régime d'a.-e. a peu d'influence sur leur décision de quitter leur lieu de résidence.

Une autre façon par laquelle l'a.-e. peut influencer sur la décision d'un travailleur de déménager est par la générosité relative du régime d'a.-e. dans la région de résidence du travailleur, mesurée par la variable du « taux de chômage régional ». Les auteurs remarquent que l'inclusion de cette variable seule a peu d'impact sur la décision de migrer. Toutefois, lorsque la variable est jumelée à un indicateur associé à la période post-réforme de 1996, les auteurs constatent que le changement dans la générosité relative du régime d'a.-e. accroît la probabilité de migration chez les travailleurs qui étaient les moins susceptibles d'avoir droit aux prestations — ceux ayant effectué 20 semaines ou moins de travail — au cours de la période suivant la réforme. Ce résultat peut être interprété ainsi : les critères d'admissibilité plus strictes instaurés par la réforme de 1996 ont représenté une plus grande incitation à migrer pour les travailleurs ayant de faibles liens avec le marché du travail, (ceux-là mêmes qui sont les moins enclins à avoir droit aux prestations) afin qu'ils puissent améliorer leurs probabilités de réunir les conditions d'admissibilité requises à l'avenir. Cette constatation suggère que les modifications aux règles d'a.-e. auraient un impact plus important sur les travailleurs qui sont en marge des exigences d'admissibilité de l'a.-e. et que ces derniers pourraient devoir migrer pour augmenter leurs chances de devenir admissible au régime d'a.-e.

### **Leçon 5 : Les travailleurs saisonniers ne sont pas, par définition, des prestataires fréquents de l'a.-e.**

Selon le dernier *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi*, les demandes de prestations saisonnières constituaient 80 % de toutes les demandes fréquentes présentées en 2001–2002 (DRHC, 2003a). Bien que le nombre de demandes saisonnières ait chuté comparativement à l'année précédente, le nombre de demandes non saisonnières a diminué encore plus rapidement. Ainsi, les demandes fréquentes saisonnières ont continué à former une plus grande part de toutes les demandes fréquentes depuis le remaniement du régime en 1996.

Le *Rapport de contrôle et d'évaluation* suggère que les demandes saisonnières diminuent peut-être moins rapidement que d'autres types de demandes étant donné que, comparativement à d'autres travailleurs, les travailleurs saisonniers n'ont pas pu autant bénéficier de la reprise économique au cours de cette période. En effet, des recherches antérieures ont révélé que les travailleurs saisonniers ont tendance à habiter dans des régions où les possibilités d'emploi sont moins nombreuses et souvent, n'ont pas les compétences ni l'expérience nécessaires pour profiter d'une plus grande marge de manœuvre sur le marché du travail. Cependant, alors que l'économie canadienne dépend de moins en moins des industries saisonnières traditionnelles, le travailleur saisonnier tel qu'on le définit généralement — c.-à-d. qui travaille dans un secteur particulier où les fermetures annuelles d'entreprises sont prévisibles — devient chose du passé. Alors que l'emploi saisonnier traditionnel perd de son importance au sein du marché du travail canadien, les décideurs devraient-ils toujours se préoccuper de la mesure dans laquelle les travailleurs saisonniers ont recours au régime d'a.-e.?

C'est cette question qui a inspiré l'étude *Seasonal Employment and Reliance on Employment Insurance: Evidence From the SLID*, réalisée par Shawn de Raaf, Costa

Kapsalis et Carole Vincent (2003). Dans cette étude, les auteurs jettent une nouvelle lumière sur le rapport entre le travail saisonnier et l'a.-e. en offrant un nouveau point de vue de la saisonnalité, qui met l'accent sur le caractère multidimensionnel du travail saisonnier au Canada et qui permet de mieux comprendre le lien entre le travail saisonnier et le recours fréquent à l'a.-e. Leurs recherches révèlent que même si le travail saisonnier typique est en baisse, il existe toujours de nombreux travailleurs qui connaissent des périodes régulières de chômage chaque année, mais qui ne sont peut-être pas inclus dans les mesures traditionnelles du travail saisonnier. En outre, cette étude indique que ce sont les circonstances économiques et les caractéristiques personnelles des travailleurs saisonniers, plutôt que la nature saisonnière de leur travail, qui constituent des facteurs clés expliquant la fréquence de leur recours à l'a.-e.

L'étude passe en revue les nombreux ouvrages qui se penchent sur le travail saisonnier au sein du marché du travail canadien. En raison de la variété des définitions du travail saisonnier, les auteurs regroupent les diverses mesures dans trois larges catégories : l'emploi saisonnier, le chômage saisonnier et le recours saisonnier à l'a.-e. Ces définitions sont exposées au tableau 8. Ce dernier montre que les définitions importent, puisque l'étendue de la saisonnalité peut varier grandement d'une mesure à l'autre. Par exemple, les estimations de la saisonnalité varient considérablement suivant que l'on examine un échantillon de travailleurs qui occupent actuellement un emploi (environ 5 % de tous les travailleurs rémunérés déclarent avoir un emploi saisonnier), un échantillon de travailleurs qui ont perdu leur emploi, mais qui ne sont pas nécessairement au chômage (près de 15 % d'entre eux ont signalé que leur perte d'emploi résultait de facteurs saisonniers), ou un échantillon de chômeurs (environ 18 % d'entre eux indiquent que leur dernier emploi était de nature saisonnière). En comparaison, 20 % des prestataires d'a.-e. déclarent que leur dernier emploi était de nature saisonnière. En outre, la plupart des mesures de la saisonnalité des emplois ou des pertes d'emploi sont fondées sur les observations des travailleurs à un moment donné. Ces mesures transversales sont toutefois restreintes : elles n'indiquent pas si le travail saisonnier observé fait partie d'une tendance saisonnière à long terme ou est tout simplement ponctuel.

de Raaf, Kapsalis et Vincent (2003) vont au-delà des mesures les plus courantes de l'emploi saisonnier, c.-à.-d. qui sont basées sur les propres impressions des travailleurs de la nature saisonnière de leur emploi actuel ou de leur emploi dans une industrie particulière, en proposant une nouvelle définition des travailleurs saisonniers « à long terme » selon les habitudes d'emploi de ces derniers sur plusieurs années. Pour ce faire, les auteurs utilisent les données de l'EDTR portant sur la période de 1993 à 1998. En plus de sa nature longitudinale, l'EDTR offre l'avantage unique de mieux saisir les expériences des travailleurs sur le marché du travail, autant en présence qu'en l'absence d'une demande de prestations. D'autres sources de données, telles que les données administratives de l'a.-e., se limitent souvent à une dimension de l'activité des travailleurs sur le marché du travail (dans le cas présent, leur recours à l'a.-e. au fil du temps).

La définition originale d'un travailleur saisonnier à long terme ébauchée par les auteurs est fondée sur les habitudes de travail observées pendant une période de cinq ans. Les travailleurs sont considérés comme des travailleurs saisonniers à long terme s'ils ont connu au moins trois périodes d'emploi rémunéré qui se sont terminées durant la même période d'inactivité de trois mois, entre 1993 et 1997, ou entre 1994 et 1998. Selon cette définition

« mécanique », 4,4 % de tous les travailleurs rémunérés et des pêcheurs indépendants âgés de 18 à 65 ans et qui n'ont pas étudié à temps plein à un moment donné pendant la période d'analyse constituent des travailleurs saisonniers à long terme.

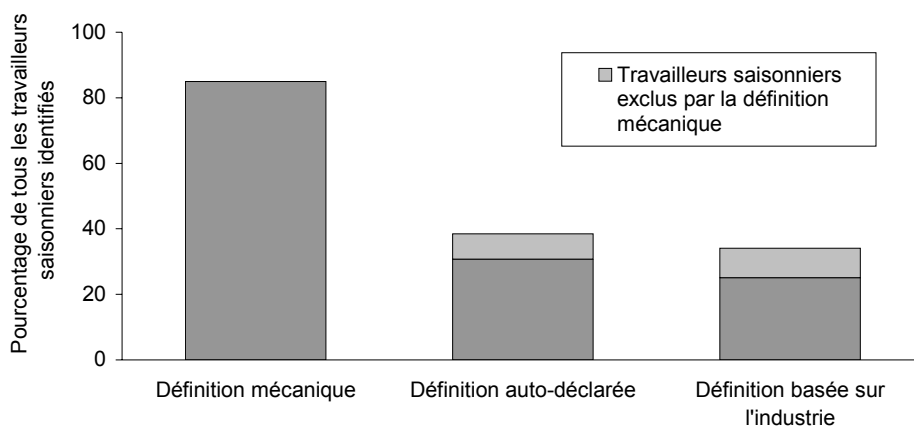
**Tableau 8 : Comparaison des différentes mesures de la saisonnalité**

Définition et source	Résultats
<b>Emploi saisonnier</b>	
<i>Enquête sur la population active, 2000</i>	5,1 % de tous les travailleurs rémunérés ont déclaré un emploi saisonnier, non permanent. Parmi ceux-ci : <ul style="list-style-type: none"> <li>• 14,6 % étaient âgés de moins de 25 ans</li> <li>• 2,8 % étaient âgés de 25 ans ou plus</li> </ul>
<i>Enquête sur le travail saisonnier du Nouveau-Brunswick, 1996</i>	20,1 % de tous les travailleurs rémunérés et indépendants au Nouveau-Brunswick ont signalé occuper un emploi saisonnier. Parmi ceux-ci : <ul style="list-style-type: none"> <li>• 23,3 % étaient des hommes</li> <li>• 16,3 % étaient des femmes</li> </ul>
ERAE, 1997	57,3 % des prestataires d'a.-e. de 1996 qui travaillaient en 1997 ont déclaré occuper un emploi saisonnier cette année-là. Parmi ceux-ci : <ul style="list-style-type: none"> <li>• 61,6 % étaient des hommes prestataires fréquents d'a.-e.</li> <li>• 49,9 % étaient des femmes prestataires fréquentes d'a.-e.</li> <li>• 27,6 % étaient des hommes prestataires occasionnels d'a.-e.</li> <li>• 20,1 % étaient des femmes prestataires occasionnelles d'a.-e.</li> </ul>
<b>Chômage saisonnier</b>	
<i>Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi, de 1995 à 1997</i>	15,5 % de tous les travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi ont indiqué qu'elle résultait de facteurs saisonniers. Parmi ceux-ci : <ul style="list-style-type: none"> <li>• 73 % prévoyaient retourner chez leur employeur (comparativement à 47,1 % des travailleurs qui ont déclaré que leur cessation d'emploi n'était pas causée par des facteurs saisonniers)</li> <li>• 52,9 % d'entre eux ont demandé des prestations d'a.-e. (le même pourcentage que pour les travailleurs qui ont déclaré que leur cessation d'emploi ne dépendait pas de facteurs saisonniers)</li> </ul>
<i>Enquête sur la couverture de la population par le régime d'a.-e., de 1997 à 1999</i>	18,3 % des chômeurs ont signalé que leur dernier emploi était saisonnier. Parmi ceux-ci : <ul style="list-style-type: none"> <li>• 21,6 % avaient moins de 25 ans</li> <li>• 17,3 % avaient 25 ans ou plus</li> <li>• 60,8 % avaient touché des prestations d'a.-e. (comparativement à 53,2 % des chômeurs qui ont indiqué que leur dernier emploi n'était pas saisonnier)</li> </ul>
<b>Recours saisonnier aux prestations d'a.-e.</b>	
<i>Enquête sur la couverture de la population par le régime d'a.-e., de 1997 à 1999</i>	20,5 % des prestataires d'a.-e. ont signalé que leur dernier emploi était saisonnier. Parmi ceux-ci : <ul style="list-style-type: none"> <li>• 25,1 % étaient âgés de moins de 25 ans</li> <li>• 19,9 % étaient âgés de 25 ans ou plus</li> </ul>
<i>Rapport de contrôle et d'évaluation de l'a.-e., 2001 et 2002</i>	26,7 % de toutes les demandes d'a.-e. ont été présentées par des prestataires ayant l'habitude de présenter une demande de façon saisonnière. Parmi celles-ci, 79 % de ces demandes répondaient à la définition de demandes fréquentes d'a.-e.
ERAE et données administratives de l'a.-e., 1996	Environ 15 % des prestataires d'a.-e. de 1996 avaient l'habitude de présenter une demande de façon saisonnière pendant une période de six ans, soit de 1992 à 1997.

Source : de Raaf, Kapsalis et Vincent (2003).

Les auteurs comparent cette définition « mécanique » des travailleurs saisonniers aux deux mesures plus traditionnelles, c.-à-d. la définition basée sur l'industrie et la définition sur une base auto-déclarée, et constatent qu'en caractérisant les travailleurs saisonniers uniquement à partir de ces deux dernières définitions, un pourcentage élevé de travailleurs saisonniers à long terme sont exclus. Selon la figure 5, la définition mécanique englobe 85 % de tous les travailleurs saisonniers caractérisés selon l'une des trois définitions, ce qui représente plus que le double des travailleurs visés par la définition basée sur l'industrie ou par la définition sur une base auto-déclarée. La figure montre également que seul un faible pourcentage de prestataires désignés par ces deux dernières définitions ne sont pas visés par la définition mécanique. Par conséquent, les auteurs concluent qu'il semble plus approprié de se baser sur les habitudes d'emploi pour cerner les points communs des travailleurs qui font face à des interruptions d'emploi saisonnières répétitives.

**Figure 5 : Comparaison des méthodes d'identification des travailleurs saisonniers à long terme**



Source : de Raaf, Kapsalis et Vincent (2003).

Lorsque les auteurs examinent les caractéristiques et les circonstances des travailleurs saisonniers à long terme, ils constatent que les travailleurs saisonniers forment un groupe hétérogène : ils se trouvent dans toutes les régions du Canada et un pourcentage élevé d'entre eux habitent des régions où le taux de chômage est relativement faible, ce qui tranche sur le stéréotype des prestataires saisonniers résidant dans des régions où les conditions économiques sont médiocres. En examinant les travailleurs saisonniers en fonction de leur recours à l'a.-e., les auteurs relèvent en fait un fort lien entre la saisonnalité de l'emploi et la réception des prestations d'a.-e., étant donné que 60 % des cessations saisonnières d'emploi subies par les travailleurs saisonniers à long terme ont entraîné la réception de prestations, tel que l'indique le tableau 9<sup>21</sup>.

<sup>21</sup>Ce résultat correspond aux estimations de l'Enquête sur la couverture de la population par le régime d'assurance-emploi, selon lesquelles 60 % des travailleurs saisonniers au chômage ont touché des prestations d'a.-e. entre 1997 et 1999.

**Tableau 9 : Recours aux prestations d'a.-e. parmi les travailleurs saisonniers à long terme (1993–1998)**

	Pourcentage d'emplois saisonniers ayant mené à une demande de prestations d'a.-e. (%)	Pourcentage de travailleurs saisonniers à long terme (%)
<b>Fréquence du recours à l'a.-e. suivant la perte d'un emploi saisonnier</b>		
N'a jamais eu recours à l'a.-e.	0,0	17,3
A eu recours à l'a.-e. une fois	6,7	20,2
A eu recours à l'a.-e. à deux reprises	16,6	24,9
A eu recours à l'a.-e. à trois reprises	37,6	37,6
<b>Total</b>	<b>60,9</b>	<b>100,0</b>

Source : de Raaf, Kapsalis et Vincent (2003).

Note : Par travailleurs saisonniers « à long terme », on entend les travailleurs qui ont perdu leur emploi dans la même période d'inactivité de trois mois durant au moins trois des cinq années entre 1993 et 1997, ou entre 1994 et 1998.

Toutefois, les constatations des auteurs réfutent le mythe que tous les travailleurs saisonniers sont nécessairement des prestataires fréquents. Comme l'indique le tableau 9, une minorité de travailleurs saisonniers à long terme (37,6 %) ont touché des prestations d'a.-e. à la suite de chacune de leurs trois périodes d'emploi saisonnières, et autant que 17,3 % d'entre eux n'ont jamais reçu de prestations après aucune de leurs trois périodes d'emploi saisonnières.

de Raaf, Kapsalis et Vincent concluent que ce sont les circonstances économiques et les caractéristiques personnelles des travailleurs saisonniers, plutôt que la nature saisonnière de leur travail, qui permettent d'expliquer la fréquence de leur recours à l'a.-e. Comme l'indique le tableau 10, les travailleurs saisonniers qui dépendent constamment de l'a.-e. à la suite de chacune de leurs pertes d'emploi saisonnières se heurtent à des obstacles considérables pour passer d'un emploi à un autre, comparativement à ceux qui ne font pas appel à l'a.-e. : ils sont plus susceptibles d'être plus âgés, moins instruits et d'habiter des régions qui offrent le moins de possibilités d'emploi, surtout les provinces de l'Atlantique et le Québec.

Un autre résultat important issu de ces recherches porte sur la disparité entre les sexes en ce qui a trait au recours à l'a.-e. parmi les travailleurs saisonniers. Tandis que les travailleuses représentent 36 % de tous les travailleurs saisonniers et 28 % des travailleurs saisonniers qui ont souvent recours à l'a.-e., elles comptent pour autant que 50 % de ceux qui ne se prévalent pas de l'a.-e. Ces femmes ont moins tendance à avoir recours à l'a.-e. que les hommes soit parce qu'elles sont en mesure de trouver un nouvel emploi durant la morte-saison ou parce que leur emploi saisonnier ne leur donne pas suffisamment d'heures pour qu'elles aient droit aux prestations.

**Tableau 10 : Quelques caractéristiques des travailleurs saisonniers à long terme (1993–1998)**

Caractéristiques démographiques	Échantillon complet (%)	Fréquence du recours à l'a.-e. à la suite des trois pertes d'emploi saisonnières			
		N'a jamais eu recours à l'a.-e. (%)	A eu recours à l'a.-e. une fois (%)	A eu recours à l'a.-e. à deux reprises (%)	A eu recours à l'a.-e. à trois reprises (%)
<b>Âge</b>					
Moins de 30 ans	37,1	45,4	48,9	36,8	27,1
De 30 à 39 ans	32,3	33,5	30,3	31,3	33,6
40 ans ou plus	30,6	21,2	20,8	31,9	39,3
<b>Sexe</b>					
Homme	63,7	50,8	53,3	68,4	72,0
Femme	36,3	49,2	46,7	31,6	28,0
<b>Scolarité</b>					
Études secondaires ou moins	59,8	54,8	53,5	55,7	67,9
Au-delà du secondaire	40,2	45,2	46,5	44,3	32,1
<b>Taux de chômage régional</b>					
7 % ou moins	28,8	49,3	42,5	24,5	14,9
8 % à 9 %	20,3	17,0	27,2	21,9	17,0
Plus de 9 %	50,9	33,7	30,2	53,6	68,1
<b>État matrimonial</b>					
N'a pas de conjoint	30,4	40,0	33,4	31,3	23,8
A un conjoint	69,6	60,0	66,6	68,7	76,2
<b>Région</b>					
Atlantique et Québec	47,6	28,4	25,2	44,8	70,2
Ontario et Ouest	52,4	71,6	74,8	55,2	29,8
<b>Revenu familial</b>					
Moins de 35 000 \$	34,8	32,4	26,6	42,7	35,0
De 35 000 \$ à 60 000 \$	37,9	40,6	33,6	34,1	41,4
60 000 \$ et plus	27,4	27,0	39,8	23,3	23,6

Source : de Raaf, Kapsalis et Vincent (2003).

Note : Par travailleurs saisonniers « à long terme », on entend les travailleurs qui ont perdu leur emploi au cours de la même période d'inactivité de trois mois, durant au moins trois des cinq années entre 1993 et 1997, ou entre 1994 et 1998.

Les auteurs sont aussi en mesure d'observer les activités des travailleurs saisonniers lorsqu'ils ne demandent pas de prestations d'a.-e. après la perte saisonnière d'un emploi. Ici, les auteurs constatent que la raison pour laquelle les travailleurs ne demandent pas de prestations n'est pas nécessairement parce qu'ils ont trouvé un nouvel emploi. Le tableau 11 illustre les solutions de rechange des travailleurs qui ne font pas appel à l'a.-e. au moins une fois au cours de leurs cessations d'emploi saisonnières. Bien que la plupart des travailleurs saisonniers aient accumulé suffisamment d'heures de travail au cours de l'année précédente pour avoir droit aux prestations d'a.-e., ceux qui n'ont jamais recours à l'a.-e. sont les moins enclins à avoir accumulé un nombre suffisant d'heures. Ces travailleurs sont aussi les plus susceptibles de cumuler des emplois au moment de leur cessation d'emploi saisonnière, les moins portés à travailler de nouveau à temps plein au cours des trois mois suivants et les plus



enclins à se trouver un nouvel emploi à temps partiel. Par conséquent, ces travailleurs saisonniers qui ne se prévalent pas de l'a.-e. n'ont pas nécessairement plus de succès sur le marché du travail.

**Tableau 11 : Solutions de rechange au recours à l'a.-e. pour les travailleurs saisonniers à long terme qui n'ont pas fait appel à l'a.-e. à la suite de leurs trois cessations d'emploi saisonnières (1993–1998)**

	Pourcentage des pertes d'emploi saisonnières			
	Échantillon complet des pertes d'emploi saisonnières n'entraînant pas un recours à l'a.-e. (%)	Parmi les travailleurs saisonniers qui n'ont jamais eu recours à l'a.-e. (%)	Parmi les travailleurs saisonniers qui n'ont eu recours à l'a.-e. qu'une seule fois (%)	Parmi les travailleurs saisonniers qui ont eu recours à l'a.-e. à deux reprises (%)
<b>Tous les travailleurs saisonniers qui n'ont pas eu recours à l'a.-e. à la suite de leurs trois pertes d'emploi saisonnières</b>	100,0	42,0	35,3	22,7
<b>Faible lien avec le marché du travail</b>				
Au cours des 12 mois précédant la perte d'emploi saisonnière, le travailleur avait accumulé moins d'heures de travail rémunérées que les heures minimales requises	21,0	27,1	15,2	18,9
<b>Cumul d'emplois</b>				
Au cours du mois précédant la perte d'emploi saisonnière, le travailleur cumulait des emplois	29,0	35,5	28,1	18,1
<b>Réemploi</b>				
Moins de trois mois après la perte d'emploi saisonnière, le travailleur était réemployé à temps partiel	20,2	25,0	21,5	9,3
Moins de trois mois après la perte d'emploi saisonnière, le travailleur était réemployé à temps plein	56,5	49,6	61,8	61,1

**Source :** de Raaf, Kapsalis et Vincent (2003).

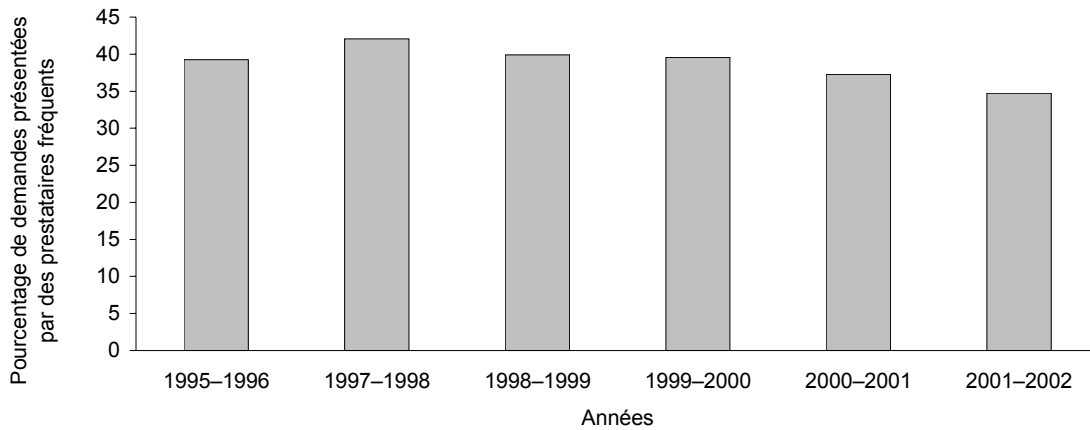
**Note :** Par travailleurs saisonniers « à long terme », on entend les travailleurs qui ont perdu leur emploi au cours de la même période d'inactivité de trois mois, durant au moins trois des cinq années entre 1993 et 1997, ou entre 1994 et 1998.

## **Leçon 6 : Une minorité de prestataires fréquents demeurent prestataires fréquents au fil du temps.**

La stabilité de certains indicateurs du marché du travail dissimule souvent la nature dynamique du phénomène mesuré. Par exemple, bien que le taux de chômage national ne varie que légèrement d'un mois à l'autre, un grand nombre de personnes grossissent ou quittent les rangs du chômage chaque mois. La même remarque s'applique au recours fréquent à l'a.-e. Les données annuelles montrent que le volume de demandes présentées par les prestataires fréquents est généralement relativement stable. Comme l'indique la figure 6,

le pourcentage de demandes soumises par les prestataires fréquents fluctuait entre 35 et 40 % de 1995 à 2002.

**Figure 6 : Pourcentage de prestataires fréquents de l'a.-e. (1995–2002)**



Source : Développement des ressources humaines Canada (2002, 2003a).

Ces données donnent un aperçu intéressant du pourcentage de prestataires fréquents à un moment donné dans le temps, mais ne sont pas très révélatrices de l'état du recours fréquent à l'a.-e. Une perception erronée courante est de croire que les prestataires fréquents représentent un groupe relativement stable de travailleurs qui ont l'habitude de demander des prestations chaque année pendant une période prolongée. Toutefois, il est probable que, pour certaines personnes, le recours fréquent à l'a.-e. n'est que temporaire, alors qu'elles s'efforcent d'obtenir un emploi à temps plein à l'année, tandis que pour d'autres, cette tendance se répète pendant de nombreuses années. Il importe donc de comprendre quels facteurs agissent sur la réduction ou l'accroissement de la fréquence du recours à l'a.-e. afin d'élaborer des politiques qui correspondront davantage aux besoins des travailleurs pour qui des périodes répétitives de recours à l'a.-e. constituent la seule issue.

Dans *Dynamics of Reliance on EI Benefits: Evidence From the SLID*, Shawn de Raaf, Anne Motte et Carole Vincent (2003) examinent les facteurs pouvant expliquer pourquoi certaines personnes ont l'habitude de recourir fréquemment à l'a.-e. au fil du temps, tandis que d'autres, non. Leurs résultats corroborent des constatations antérieures et démontrent que certaines caractéristiques et circonstances des travailleurs, ainsi que la situation du marché du travail local, peuvent accroître la probabilité qu'ils continuent de faire appel fréquemment à l'a.-e. avec le temps. Qui plus est, l'étude dénote que des caractéristiques habituellement considérées comme d'importants facteurs déterminants du recours fréquent, telles que le sexe et le lieu de résidence, n'expliquent pas leur recours continu à l'a.-e., une fois le recours antérieur pris en considération.

En se basant sur un échantillon de travailleurs canadiens qui ont subi au moins une interruption de travail entre 1993 et 1998, les auteurs se penchent sur les habitudes de travail et de recours à l'a.-e. pendant deux périodes, entre 1993 et 1995, et entre 1996 et 1998. L'analyse descriptive de l'étude révèle que la mesure dans laquelle un travailleur deviendra ou encore demeurera un utilisateur fréquent de l'a.-e., c.-à-d. touchera des prestations durant

au moins deux années sur trois, varie suivant diverses caractéristiques. Les tableaux 12 à 15 illustrent les matrices des probabilités de transition relativement à trois états de recours à l'a.-e. entre les deux périodes : aucun recours, le faible recours et le recours intense.

Les tableaux indiquent que seule une minorité de travailleurs (un tiers) qui se sont prévalus de l'a.-e. pendant au moins deux ans de 1993 à 1995, y ont eu recours de nouveau de façon intense entre 1996 et 1998. Les deux autres tiers ont uniquement touché des prestations d'a.-e. une fois (recours faible) ou jamais (aucun recours) dans la seconde période. Comparativement à tous les travailleurs, les femmes qui ont démontré un recours intense entre 1993 et 1995 sont moins enclines à avoir fait de même entre 1996 et 1998. Les transitions diffèrent également selon l'endroit où habitent les travailleurs et leur niveau de scolarité, puisque le fait de vivre dans les régions de l'Atlantique et de ne pas posséder de diplôme d'études secondaires est relié à une plus forte probabilité de devenir ou de continuer d'être un utilisateur intense de l'a.-e., comparativement à d'autres travailleurs. Cependant, parmi toutes les caractéristiques analysées, la probabilité de continuer à être un utilisateur intense de l'a.-e. pendant deux périodes ne dépasse jamais 50 %, ce qui suggère que pour une majorité de prestataires, le recours intense pendant une période n'entraîne pas nécessairement le recours intense pendant la période suivante.

Il semble aussi que la probabilité de devenir un utilisateur intense de l'a.-e. augmente selon le nombre d'années pendant lesquelles le travailleur a obtenu des prestations d'a.-e. au cours de la période précédente, ce qui suggère que le recours antérieur peut être relié au recours futur à l'a.-e. Par exemple, il est beaucoup moins probable que les personnes n'ayant pas fait appel à l'a.-e. entre 1993 et 1995 y aient recours de façon intense entre 1996 et 1998, comparativement aux personnes qui ont démontré un recours faible ou intense. Cette conclusion fait écho aux résultats de recherches antérieures, soit que la réception passée de prestations d'a.-e. peut accroître la probabilité d'une réception future. Ainsi, Lemieux et MacLeod (1995) constatent qu'entre 1972 et 1992, une première expérience avec le régime a accentué la probabilité de la présentation d'une demande de prestations à l'avenir d'environ 10 points de pourcentage pendant une période de trois ans, ou d'au moins 3 à 4 points de pourcentage par année, suggérant l'existence de ce que Lemieux et MacLeod désignent un « effet d'apprentissage ».

**Tableau 12 : Matrice des probabilités de transition entre trois états de recours à l'a.-e. – Tous les travailleurs (1993–1998)**

		Recours entre 1996 et 1998		
		Aucun	Faible	Intense
Recours entre 1993 et 1995	Aucun	71,7 %	24,0 %	4,3 %
	Faible	68,3 %	21,5 %	10,2 %
	Intense	37,5 %	28,1 %	34,4 %

Source : de Raaf, Motte et Vincent (2003).

**Tableau 13 : Matrice des probabilités de transition entre trois états de recours à l'a.-e. – Travailleuses (1993–1998)**

		Recours entre 1996 et 1998		
		Aucun	Faible	Intense
Recours entre 1993 et 1995	Aucun	73,2 %	23,7 %	3,1 %
	Faible	72,2 %	20,3 %	7,5 %
	Intense	42,8 %	29,5 %	27,7 %

Source : de Raaf, Motte et Vincent (2003).

**Tableau 14 : Matrice des probabilités de transition entre trois états de recours à l'a.-e. – Travailleurs habitant les provinces de l'Atlantique (1993–1998)**

		Recours entre 1996 et 1998		
		Aucun	Faible	Intense
Recours entre 1993 et 1995	Aucun	61,8 %	26,7 %	11,5 %
	Faible	55,2 %	22,3 %	22,5 %
	Intense	26,2 %	24,1 %	49,7 %

Source : de Raaf, Motte et Vincent (2003).

**Tableau 15 : Matrice des probabilités de transition entre trois états de recours à l'a.-e. – Travailleurs n'étant pas diplômés du secondaire (1993–1998)**

		Recours entre 1996 et 1998		
		Aucun	Faible	Intense
Recours entre 1993 et 1995	Aucun	59,1 %	33,0 %	7,9 %
	Faible	64,5 %	20,6 %	14,9 %
	Intense	27,5 %	31,5 %	41,0 %

Source : de Raaf, Motte et Vincent (2003).

Afin de mieux comprendre les transitions relativement au recours intense, les auteurs analysent en premier lieu les facteurs qui contribuent à ce qu'un travailleur devienne un utilisateur intense au cours de la première période (1993–1995) à l'aide d'un modèle probit standard et, ensuite, en fonction du recours antérieur, examinent les facteurs qui font en sorte qu'un travailleur demeure un utilisateur intense durant la période suivante (1996–1998). Le modèle économétrique permet d'établir une corrélation entre les deux périodes d'observation en supposant implicitement que l'expérience antérieure peut avoir un impact sur l'expérience future. Le tableau 16 présente les résultats de l'estimation.

**Tableau 16 : Quelques facteurs déterminants du recours intense à l'a.-e. – Effets marginaux (1993–1998)**

	Recours intense 1993–1995	Recours intense entre 1996 et 1998	
		Recours intense 1993–1995	Recours non intense 1993–1995
<b>Taux de chômage régional moyen</b>	0,003**	0,027***	0,006***
<b>Secteur d'emploi</b>			
Industries primaires	0,104***	0,266***	0,105***
Commerce, transport et construction	0,093***	0,234***	0,058***
Industries de transformation	0,069***	0,127*	0,067***
Administration et sciences	-0,011	0,144*	-0,001
Vente et services	–	–	–
Non déclaré	-0,061***	0,009	-0,047***
<b>A travaillé moins de 1 365 heures</b>	0,099***	0,088*	0,035***
<b>Niveau de scolarité</b>			
Non-diplômé du secondaire	0,054***	0,158***	0,024*
Diplômé du secondaire	0,011	0,032	0,006
A effectué des études postsecondaires	–	–	–
<b>Lieu de résidence</b>			
Atlantique	0,071***	0,027	0,051***
Québec	0,005	-0,077	0,011
Ontario et Ouest	–	–	–
<b>Habite dans une zone rurale</b>	0,024**	0,082*	0,002
<b>Femme</b>	-0,079***	-0,053	0,002
<b>Autres caractéristiques</b>			
Propriétaire d'une maison	0,026*	0,064	0,014
Revenu non individuel (+1 000)	-0,001**	-0,004***	0,000
Syndiqué	0,036***	0,075	0,016
Changement dans la composition du ménage	-0,023**	-0,005	-0,012
Femme habitant avec un conjoint	0,063**	0,138	-0,017
Probabilité observée	0,129	0,347	0,063
Probabilité prévue	0,087	0,332	0,047
Corrélation entre les périodes (rho)	s.o.	0,522**	-0,205

Source : de Raaf, Motte et Vincent (2003).

Notes : Afin de tenir compte d'autres caractéristiques, les estimations incluent aussi l'information sur l'âge, l'âge au carré, la langue maternelle ainsi que certaines variables instrumentales visant à contrôler la sélection initiale pour le recours intense.

Un astérisque (\*) indique une signification statistique au niveau de 10 %, deux astérisques (\*\*) au niveau de 5 %, et trois astérisques (\*\*\*) au niveau de 1 %.

La première colonne du tableau 16 propose la série de caractéristiques reliées au recours intense à l'a.-e., sans tenir compte du recours antérieur. Ainsi, les caractéristiques individuelles et la situation du marché du travail local des prestataires jouent un rôle clé afin d'expliquer leur recours à l'a.-e. Par exemple, le fait d'être une femme est associé à une probabilité inférieure de recours intense entre 1993 et 1995. D'autre part, ne pas posséder de diplôme d'études secondaires, travailler dans certains secteurs et habiter les provinces de l'Atlantique ou dans une région où règne un taux de chômage élevé sont toutes des caractéristiques qui ont un impact positif sur la probabilité de recours intense au cours de cette période. Ces constatations corroborent les résultats d'analyses précédentes. Par

exemple, Schwartz et al. (2001) ont constaté dans leur étude tirée de l'ERAE qu'en moyenne, les prestataires fréquents sont plus susceptibles d'être des hommes, d'être moins instruits, d'habiter dans l'Est du Canada et de travailler dans les secteurs primaires et de la construction.

La deuxième et la troisième colonnes du tableau 16 présentent les estimations de la probabilité de recours intense des prestataires entre 1996 et 1998, en fonction de leur recours entre 1993 et 1995. En ce qui a trait aux prestataires qui ont eu recours à l'a.-e. de façon intense pendant la première période, un certain nombre de caractéristiques reliées au travail et à la situation du marché du travail régional ont un fort impact sur la probabilité de continuer à avoir recours à l'a.-e. de façon intense. Par exemple, chaque augmentation d'un point de pourcentage du taux de chômage régional au-dessus de la moyenne accroît la probabilité de demeurer un utilisateur intense de 2,7 points de pourcentage. L'impact d'un emploi dans certains secteurs professionnels, tels que les industries primaires ou le commerce, le transport et la construction, est encore plus important comparativement à un emploi dans le secteur de la vente et des services, soit entre 12,7 et 26,6 points de pourcentage. Il est intéressant de constater que ces caractéristiques influencent aussi la probabilité de devenir un utilisateur intense. De plus, le fait de ne pas posséder un diplôme d'études secondaires a un impact marqué positif sur la probabilité de continuer ou de devenir un utilisateur intense, peu importe la fréquence du recours à l'a.-e. d'un travailleur pendant la première période.

Le résultat le plus remarquable est que, une fois le recours antérieur pris en considération, certains des facteurs relevés le plus souvent comme contribuant au recours fréquent ne contribuent pas à ce qu'un travailleur continue à recourir à l'a.-e. à long terme. En particulier, le fait d'être une femme ou d'habiter les provinces de l'Atlantique n'a aucun impact significatif, ni sur la probabilité de d'avoir recours à l'a.-e. de façon intense pendant les deux périodes, ni sur la probabilité de devenir un utilisateur intense. En d'autres termes, une fois le recours antérieur considéré, le sexe et la province de résidence n'ont aucune incidence directe sur le fait que des prestataires fréquents répéteront leurs habitudes de recours à l'avenir et continueront à dépendre de l'a.-e. à long terme. Le recours à l'a.-e. à plus long terme semble plutôt être étroitement relié aux possibilités d'emploi des travailleurs selon leur niveau de scolarité, leur profession et les conditions du marché du travail local.





## Principes clés du régime d'a.-e.

Les six leçons présentées dans le chapitre précédent nous amènent à la conclusion générale que le recours fréquent des travailleurs à l'assurance-emploi (a.-e.) ne devrait pas être considéré simplement comme un problème de travailleurs qui deviennent de plus en plus familiers avec le régime et qui savent profiter de ses règles et de ses dispositions, mais plutôt, dans plusieurs cas, comme un symptôme de leurs difficultés à trouver un emploi à l'année en raison de compétences et d'un niveau de scolarité insuffisants ou de possibilités d'emploi limitées offertes par les entreprises de leur région. Ces leçons nous invitent aussi à ne pas conclure que l'absence de recours témoigne nécessairement de meilleurs résultats sur le marché du travail pour les travailleurs qui ne demandent pas de prestations d'a.-e. Pour nombre de ces travailleurs, le non-recours à l'a.-e. dénote parfois des circonstances encore plus sévères et est le reflet des obstacles à un emploi à l'année auxquels ils font face, ainsi que de leur inadmissibilité aux prestations en raison de leur horaire de travail particulier.

Dans une certaine mesure, le régime d'a.-e. contribue au problème du recours fréquent, puisque ses règles et dispositions précises ont en réalité pour effet de récompenser les travailleurs et les employeurs qui adoptent certains comportements entraînant le recours à l'a.-e. Depuis l'entrée en vigueur du régime, la question de savoir si des prestations devraient être versées aux travailleurs qui sont plus à risque de connaître des périodes annuelles de chômage en raison de leur régime de travail et par conséquent, doivent demander des prestations régulièrement a fait l'objet de nombreux débats. Inspirée fortement des principes d'assurance, la première *Loi sur l'assurance-chômage de 1940* visait uniquement les travailleurs ayant des périodes de chômage imprévisibles. Toutefois, l'histoire du régime d'assurance-chômage (a.-c.) révèle que les législateurs ont dû faire maints efforts pour atteindre un équilibre entre ces principes originaux et la nécessité d'un régime plus inclusif, c.-à-d. qui offre une couverture plus vaste et une aide financière accrue aux chômeurs.

Afin de protéger les droits et les avantages d'autres travailleurs qui occupent un emploi à l'année et pour que le régime demeure équilibré d'un point de vue actuariel, la *Loi sur l'assurance-chômage* originale imposait des conditions spéciales aux travailleurs des industries saisonnières qui subissaient des mises à pied annuelles durant l'hiver. Cependant, ces règlements saisonniers ont graduellement été assouplis grâce à des modifications incrémentielles apportées au régime d'a.-c. au cours de ses quinze premières années d'existence et qui ont abouti à la *Loi sur l'assurance-chômage de 1955*, qui assouplissait les exigences d'admissibilité, augmentait les niveaux de prestations et proposait des prestations distinctes pour les travailleurs saisonniers. Le régime élargi d'a.-c. avait comme mandat plus général de répondre aux exigences des travailleurs canadiens qui n'étaient pas assurés à l'origine par la première Loi et de permettre au gouvernement de mettre en place un programme de soutien du revenu plus ambitieux.

L'assouplissement des principes d'assurance de l'a.-c. a lancé des discussions interminables au sujet de la protection par l'a.-c. d'habitudes de travail qui mènent au recours fréquent aux prestations d'a.-c. En 1961, le gouvernement fédéral a commandé la première étude exhaustive du régime d'a.-c., qui avait notamment comme mandat d'étudier les dispositions sur l'emploi saisonnier du régime. La commission d'enquête, connue sous le

nom de Commission Gill, recommandait que des règlements spéciaux soient adoptés afin d'exclure les prestataires qui présentent des demandes répétitives au même moment chaque année, et de verser des suppléments de revenu, en dehors du régime d'a.-c., aux travailleurs saisonniers et aux travailleurs habitant les régions au chômage élevé. Malgré ces recommandations, le régime d'a.-c. ne fut modifié que progressivement au cours de la décennie. Ce n'est qu'en 1971 que le gouvernement a entrepris un remaniement complet du régime.

Les règles d'admissibilité plus larges de la *Loi sur l'assurance-chômage de 1971* traitaient les travailleurs saisonniers de la même façon que les autres prestataires admissibles, mais accordaient des pouvoirs réglementaires supplémentaires à la Commission de l'a.-c. afin qu'elle puisse limiter le montant ou la période de versement des prestations aux travailleurs saisonniers. La Loi proposait aussi une nouvelle structure de prestations qui variait en fonction des conditions économiques régionales et nationales et de l'importance du lien du prestataire avec le marché du travail. Par conséquent, les travailleurs saisonniers et autres prestataires faisaient face au même traitement *de jure*, mais *de facto*, ils étaient habituellement sujets à un barème de prestations différent.

En 1978, la *Loi sur l'assurance-chômage* est modifiée une fois de plus, afin d'inclure une exigence d'admissibilité particulière à l'intention des prestataires fréquents. Ainsi, les personnes qui touchaient des prestations pendant une période prolongée devaient travailler jusqu'à six semaines de plus que leurs exigences d'admissibilité normales pour avoir droit de nouveau à des prestations. Cependant, les prestataires habitant les régions où le taux de chômage dépassait 11,5 % étaient exemptés de cette règle.

Au cours des années 80, plusieurs commissions se sont penchées sur le recours fréquent aux prestations d'a.-c. et ont suggéré diverses solutions à un problème jugé persistant quoique non tenu en compte par les règles d'admissibilité de l'a.-c. En 1985, la Commission MacDonald a sévèrement critiqué le régime, jugeant que l'a.-c. encourageait le travail temporaire et instable dans les régions au taux de chômage élevé et récompensait trop généreusement les demandes de prestations répétitives. La Commission préconisait un retour à un système fondé sur les principes d'assurance et doté de prestations moins généreuses et de critères d'admissibilité plus stricts, l'élimination de prestations régionales et l'entrée en vigueur d'une tarification des cotisations selon l'utilisation pour les employeurs. Elle recommandait aussi la création d'un programme de supplément de revenu pour les personnes à faible revenu.

La Commission Forget, créée en 1985, se ralliait à la Commission MacDonald et défendait l'idée que le régime existant d'a.-c. décourageait l'emploi stable à long terme et devrait plutôt remettre l'accent sur la protection du revenu fondée sur les principes d'assurance. Elle convenait aussi que les prestations régionales plus généreuses devraient être remplacées par de nouveaux programmes qui viendraient en aide aux personnes et aux familles à faible revenu. En 1986, la Commission royale de Terre-Neuve et Labrador sur l'emploi et le chômage donnait encore plus de poids aux recommandations de la Commission Forget. Seul dissident, le *Rapport Hawkes* de 1987 optait pour une réforme à l'intérieur du cadre existant de l'a.-c. Il prévoyait l'élargissement des prestations versées aux chômeurs à long terme et aux prestataires habitant des régions au taux de chômage élevé. Il recommandait aussi l'élimination des exigences d'admissibilité plus sévères pour les

personnes qui devenaient ou redevenaient membres de la population active, lesquelles furent mises en vigueur en 1979.

L'absence de consensus politique, une conjoncture économique défavorable et un nombre record de demandes de prestations ont limité les efforts du gouvernement pour entreprendre une réforme en profondeur de l'a.-c., dans la foulée de ces examens exhaustifs du régime. En 1989, certaines modifications ont été adoptées, y compris un nouveau système de prestations qui reliait le nombre de semaines de travail requises au taux de chômage régional et éliminait la disposition de six semaines supplémentaires pour les prestataires fréquents. La nouvelle législation conservait aussi le statu quo en ce qui a trait aux principes d'assurance de l'a.-c. tout en renforçant les mesures actives d'aide à l'emploi, en se concentrant davantage sur les dispositions relatives à la formation, au travail autonome et à l'aide au réemploi.

En 1994, le gouvernement fédéral présentait un rapport sur la réforme de la sécurité sociale qui proposait des solutions à la croissance constante du chômage structurel et la dépendance vis-à-vis de l'a.-c. (DRHC, 1994). Dans ce rapport, le gouvernement reconnaissait que la proportion élevée de prestataires fréquents parmi tous les prestataires était parfaitement justifiable étant donné les règles d'admissibilité du régime, mais faisait valoir que le régime était devenu, pour de nombreux travailleurs, un système de supplément de revenu annuel plutôt qu'un régime d'assurance. Le rapport proposait deux approches différentes pour une réforme de l'a.-c. La première consistait à scinder le programme en deux régimes, dans le but d'offrir aux prestataires occasionnels et aux prestataires fréquents un ensemble distinct de prestations, les prestataires fréquents touchant des prestations moins généreuses, mais des services d'aide au réemploi plus actifs. Selon la deuxième approche, le système en vigueur serait maintenu, mais les exigences d'admissibilité seraient plus sévères et le montant et la durée des prestations seraient réduits. De plus, les écarts régionaux entre les niveaux de prestations seraient éliminés afin d'atténuer la durée et l'incidence du chômage dans les régions au taux de chômage élevé. Le rapport contenait aussi une série de suggestions visant à décourager le recours fréquent aux prestations d'a.-c., incluant diverses options pour réduire le niveau des prestations en fonction de l'utilisation antérieure de l'a.-c. par le prestataire.

Le régime d'assurance-emploi a vu le jour en 1996. L'un des principaux objectifs de la réforme était de favoriser une plus grande indépendance et l'autosuffisance chez les prestataires fréquents. L'a.-e. séparait les prestations selon une nouvelle structure de financement : les prestations en vertu de la partie I offraient un soutien de revenu temporaire, tandis que les prestations en vertu de la partie II proposaient une aide directe aux chômeurs par l'intermédiaire de diverses Prestations d'emploi et mesures de soutien (PEMS) confiées aux provinces. Le régime est passé d'un système fondé sur les semaines à un système fondé sur les heures, et a poursuivi le processus amorcé au début des années 90 visant à trouver de nouvelles méthodes de limiter le recours fréquent et systématique aux prestations. À cet égard, l'a.-e. renfermait deux dispositions destinées aux prestataires fréquents : la règle de l'intensité, selon laquelle les prestations étaient légèrement réduites en fonction des antécédents de demande de prestations, et la nouvelle règle de récupération des prestations, en vertu de laquelle les prestataires fréquents à plus haut revenu devaient rembourser une partie de leurs prestations, comme les prestataires non-fréquents, mais étaient soumis à un seuil de revenu inférieur et un taux de récupération plus élevé. Toutefois, ces dispositions ont

été abrogées en 2000 puisqu'on jugeait qu'elles avaient peu d'influence sur la prévention du recours fréquent (DRHC, 2002a, p. 14).

Cette longue histoire a donné naissance à un régime qui est conçu pour atteindre un vaste éventail d'objectifs en ce qui a trait aux prestations et à l'aide qu'il offre aux travailleurs. Elle a aussi engendré un régime qui utilise un ensemble complexe de règles pour déterminer l'admissibilité des prestataires au régime et le montant des prestations auxquels ils ont droit. Aujourd'hui, les règles de l'a.-e. visent à refléter l'importance du lien du prestataire avec le marché du travail, ses gains d'emploi ainsi que la situation du marché du travail local à laquelle il fait face. Ensemble, ces règles peuvent sembler très compliquées, particulièrement pour le profane. Cependant, il est possible d'aller au-delà des détails de ces règles et de cerner cinq principes sous-jacents pour déterminer l'admissibilité aux prestations ordinaires, permettant ainsi de dégager les priorités de recherches futures sur l'a.-e. et les améliorations à apporter au régime actuel.

### **Principe 1 : La participation au marché du travail demeure l'assise des règles d'assurance-emploi.**

L'admissibilité aux prestations ordinaires d'a.-e. ainsi que le niveau des prestations versées dépendent essentiellement de l'expérience sur le marché du travail de l'individu qui se retrouve sans emploi. Le régime d'a.-e. indemnise les chômeurs en fonction de la mesure dans laquelle ils ont travaillé par le passé, calculée en heures et en semaines de travail, et ce, sur une période pouvant aller jusqu'à deux ans. Pour être jugé admissible aux prestations ordinaires d'a.-e., une personne doit avoir travaillé un nombre minimal d'heures pendant la période de référence de 52 semaines précédant la date à laquelle elle s'est retrouvée en chômage. Les prestataires qui ont établi une demande d'a.-e. pendant cette période doivent avoir travaillé un nombre minimal d'heures depuis la date de début de la demande précédente afin d'être de nouveau admissibles aux prestations.

En règle générale, toutes les personnes qui ont travaillé au moins 910 heures au cours de l'année qui précède la date à laquelle elles ont perdu leur emploi sont admissibles aux prestations ordinaires, peu importe où elles habitent. Les personnes qui ont travaillé moins de 910 heures, mais qui satisfont néanmoins aux exigences minimales d'admissibilité doivent, en plus, prouver qu'elles ont participé au marché du travail de façon significative au cours des deux dernières années. Ces travailleurs doivent avoir participé au marché du travail pendant au moins 490 heures au cours de l'année précédant la période de référence de 52 semaines (il peut s'agir de combinaisons de périodes d'emploi et de prestations d'a.-e.). Cette règle fait en sorte que tous les nouveaux arrivants sur le marché du travail et les ré-entrants sur le marché du travail, à l'exception des parents qui ont quitté le marché du travail pour s'occuper de leurs enfants, doivent avoir travaillé au moins 910 heures (ou en moyenne 35 heures par semaine pendant six mois) au cours de la dernière année avant de pouvoir avoir droit à des prestations. Tous les travailleurs qui ne sont pas de nouveaux arrivants ou des ré-entrants sur le marché du travail ne sont pas assujettis à cette exigence plus stricte de 910 heures.

## Principe 2 : Les normes d'admissibilité flexibles sont représentatives des possibilités d'emploi dans chaque région.

Les règles d'a.-e. tentent de répondre aux fluctuations de la demande sur le marché du travail pour les Canadiens en chômage. Le régime est doté de normes d'admissibilité flexibles de sorte que le nombre minimal d'heures requises donnant droit aux prestations d'a.-e. s'adapte au taux de chômage dans la région de résidence du chômeur. Comme l'indique le tableau 17, cette norme minimale s'étale de 420 à 700 heures; plus le taux de chômage régional est élevé, moins le nombre d'heures requises pour être admissible aux prestations est élevé. (Aux fins d'illustration, nous présentons également les normes d'admissibilité selon le nombre de semaines de travail, en supposant une semaine de travail de 35 heures.) En outre, le nombre minimal de semaines d'admissibilité aux prestations varie de 14 semaines dans les régions où la situation du marché du travail est bonne et où le chômage est faible, à 32 semaines dans les régions où le taux de chômage est le plus élevé. Le nombre maximal de semaines d'admissibilité varie également selon la région, allant de 36 à 45 semaines.

**Tableau 17 : Règles d'admissibilité aux prestations ordinaires d'a.-e. (2003)**

Taux de chômage régional	Nombre d'heures requises d'emploi assurable au cours des 52 dernières semaines		Nombre minimal de semaines de prestations payables	Nombre maximal de semaines de prestations payables	Dénominateur minimal (nombre de semaines)
	Nombre d'heures	Nombre d'heures/semaine			
De 0 % à 6 %	700	20 semaines à 35 heures/semaine	14	36	22
De 6,1 % à 7 %	665	19 semaines à 35 heures/semaine	15	38	21
De 7,1 % à 8 %	630	18 semaines à 35 heures/semaine	17	40	20
De 8,1 % à 9 %	595	17 semaines à 35 heures/semaine	18	42	19
De 9,1 % à 10 %	560	16 semaines à 35 heures/semaine	20	44	18
De 10,1 % à 11 %	525	15 semaines à 35 heures/semaine	21	45	17
De 11,1 % à 12 %	490	14 semaines à 35 heures/semaine	23	45	16
De 12,1 % à 13 %	455	13 semaines à 35 heures/semaine	24	45	15
De 13,1 % à 14 %	420	12 semaines à 35 heures/semaine	26	45	14
De 14,1 % à 15 %	420	12 semaines à 35 heures/semaine	28	45	14
De 15,1 % à 16 %	420	12 semaines à 35 heures/semaine	30	45	14
16,1 % et plus	420	12 semaines à 35 heures/semaine	32	45	14

Source : Loi sur l'assurance-emploi.

## Principe 3 : Le montant des prestations hebdomadaires versées à un prestataire dépend surtout de son revenu personnel.

Le régime actuel d'a.-e. est souvent décrit comme un système fondé sur les heures de travail. En effet, c'est le nombre d'heures de travail au cours des douze derniers mois qui détermine si la personne est admissible à l'a.-e. et pendant combien de temps. Mais là s'arrête le système fondé sur les heures. Ce sont le nombre de semaines de travail et le revenu gagné pendant les six derniers mois qui déterminent le montant des prestations hebdomadaires auxquelles le chômeur a droit, puisque ce montant est fonction de la rémunération hebdomadaire moyenne de ce dernier. Pour calculer la rémunération hebdomadaire aux fins de l'a.-e., les revenus de travail gagnés au cours des 26 semaines précédant le chômage sont divisés par le nombre de semaines de travail pendant cette période. Le montant des prestations hebdomadaires versées est égal à 55 % de cette

rémunération hebdomadaire moyenne. Puisque le régime d'a.-e. assure le revenu de travail jusqu'à un maximum de 39 000 \$ par année (ou 750 \$ par semaine), les prestations hebdomadaires d'a.-e. ne peuvent dépasser 413 \$ par semaine.

Il y a en fait deux variantes à la façon dont est calculée la rémunération hebdomadaire moyenne. La première variante a trait à la disposition relative aux petites semaines de travail, en vertu de laquelle les semaines de travail générant des gains de moins de 150 \$ sont exclues du calcul de la rémunération hebdomadaire moyenne d'un prestataire. Cette disposition vise à encourager les travailleurs à accepter tout emploi disponible durant leur période d'admissibilité sans que cela ne réduise indûment le montant de leurs prestations hebdomadaires futures. Deuxièmement, une fois les petites semaines exclues, les revenus touchés au cours des six mois précédant le chômage sont divisés soit par le nombre de semaines réelles de travail pendant cette période, soit par le nombre de semaines obtenues selon la règle du dénominateur minimal applicable à la région, en prenant le nombre le plus élevé des deux. En vertu de cette règle (illustrée au tableau 17), les individus sont encouragés à travailler plus longtemps avant de présenter une demande puisqu'ils maximisent leurs prestations hebdomadaires d'a.-e. s'ils travaillent deux semaines de plus que la norme d'admissibilité minimale applicable à leur région de résidence. Pour les prestataires qui travaillent un nombre de semaines inférieur au dénominateur, cette disposition réduit la rémunération hebdomadaire moyenne utilisée dans le calcul de leurs prestations, et entraîne donc des prestations hebdomadaires moins élevées. Selon le *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 2001*, le pourcentage de bénéficiaires d'a.-e. dont les prestations ont été réduites en raison de la règle du dénominateur n'était que de 3,4 % en 2000–2001 (DRHC, 2002a, p. 20).

Les gains d'emploi des prestataires jouent également un rôle clé dans la façon dont les revenus de l'a.-e. et d'autres sources peuvent être combinés. En vertu de la disposition relative au remboursement des prestations, lorsque le revenu net d'un prestataire (c.-à-d. la somme de tous ses revenus potentiellement assujettis à l'impôt, moins les déductions telles que les cotisations syndicales, les cotisations à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) ou les frais de garde d'enfants) dépasse 48 750 \$ dans une année donnée, le prestataire doit rembourser, soit 30 % du montant des prestations ordinaires d'a.-e. reçues au cours de cette année, soit tout montant de son revenu net excédant 48 750 \$, selon le montant le plus faible des deux. Le montant des prestations est également fonction des revenus de travail en vertu de la disposition sur les rémunérations admissibles (discutée précédemment), laquelle prévoit que les personnes peuvent gagner des revenus de travail équivalant à un maximum de 25 % de leurs prestations hebdomadaires pendant une période de prestations (ou 50 \$ par semaine, selon le montant le plus élevé des deux) sans que leurs prestations ne soient réduites.

#### **Principe 4 : Les circonstances financières du ménage du prestataire sont reconnues de façon limitée.**

Dans une certaine mesure, les règles d'admissibilité à l'a.-e. tiennent compte des circonstances financières du ménage par l'intermédiaire de la disposition du supplément familial, en vertu de laquelle des prestations complémentaires sont offertes aux prestataires faisant partie d'une famille à faible revenu qui reçoit des versements dans le cadre de la Prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE). Pour ces prestataires, le taux de remplacement de la rémunération pourrait atteindre plus de 55 %, bien que certaines

restrictions limitent ce taux à un maximum de 80 %, avec des prestations hebdomadaires d'a.-e. maximales de 413 \$. Les prestataires ayant au moins un enfant à charge ont droit à ce supplément si le revenu net total du ménage est de 25 921 \$ ou moins, ce qui correspond au seuil de revenu sous lequel les familles à faible revenu touchaient le supplément de la prestation nationale pour enfants (PNE) en 1998. Comme le démontre le tableau 18, l'une des faiblesses du supplément familial de l'a.-e. est que ses paramètres n'ont pas suivi les diverses phases de bonification de la PFCE au cours des années.

**Tableau 18 : Comparaison du supplément familial de l'a.-e. et de la Prestation fiscale canadienne pour enfants pour une famille comptant un enfant à charge (1998 et 2002–2003)**

Paramètres du programme	1998			Juillet 2002 – juin 2003		
	Supplément familial de l'a.-e.	Supplément de la PNE	PFCE (prestation de base seulement)	Supplément familial de l'a.-e.	Supplément de la PNE	PFCE (prestation de base seulement)
<b>Prestation maximale</b>						
Seuil de revenu	20 921 \$	20 921 \$	25 921 \$	20 921 \$	22 397 \$	32 960 \$
Prestation hebdomadaire	31,30 \$	31,25 \$	19,61 \$	31,30 \$	41,54 \$	22,13 \$
<b>Prestations nulles</b>						
Seuil de revenu	25 921 \$	25 921 \$	66 700 \$	25 921 \$	32 960 \$	79 000 \$
Prestation hebdomadaire	0 \$	19,61 \$	0 \$	0 \$	22,13 \$	0 \$

Sources : *Loi sur l'assurance-emploi* et Agence des douanes et du revenu du Canada.

Notes : Les montants des prestations hebdomadaires rapportés ici pour la Prestation nationale pour enfants incluent la prestation de base de la PFCE. Les prestations hebdomadaires n'incluent pas le supplément pour un enfant de moins de sept ans.

### **Principe 5 : Les recours antérieurs au régime n'ont essentiellement plus d'impact sur les prestations.**

Depuis que les dispositions relatives au recours fréquent à l'a.-e. ont été abolies en 2001 (avec un effet rétroactif à 2000), la mesure dans laquelle un chômeur a eu recours à l'a.-e. dans le passé n'influence plus son admissibilité à l'a.-e. ni le montant de prestations auquel il a droit. La seule exception est que les personnes dont c'est la première demande, c.-à-d. celles qui ont touché moins d'une semaine de prestations ordinaires au cours des dix dernières années, sont maintenant exemptes de la disposition de remboursement des prestations, selon laquelle les prestataires au revenu plus élevé doivent rembourser une partie des prestations qu'ils reçoivent.



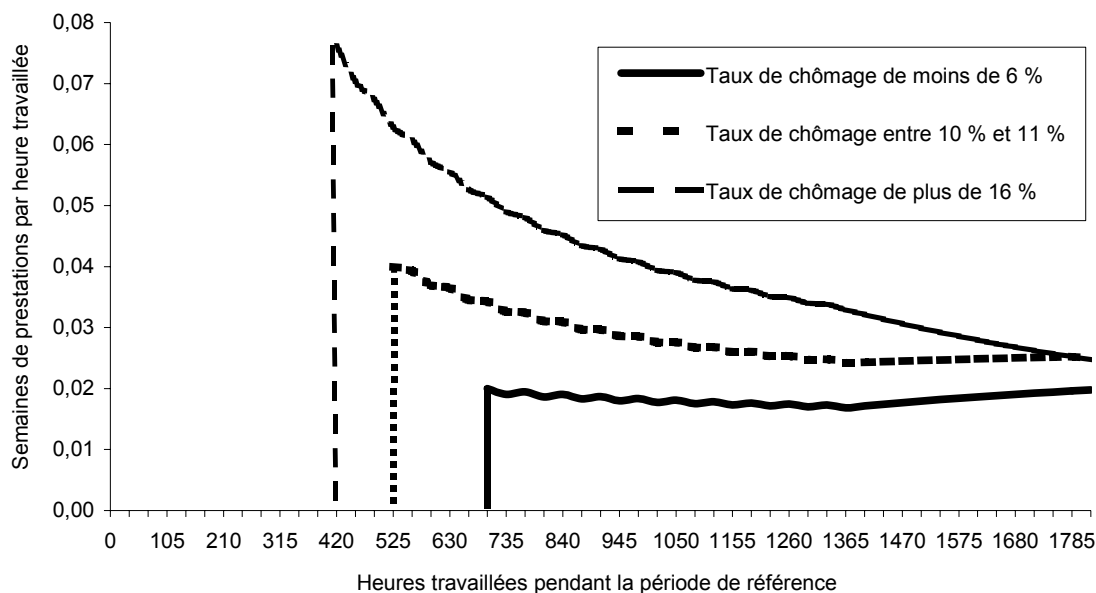


## Priorités de recherches futures et interventions possibles

La section précédente a mis en évidence les principes fondamentaux du régime actuel d'assurance-emploi (a.-e.). Ces principes trouvent leur application dans les diverses règles et dispositions du régime, qui ont évolué avec le temps pour tenir compte des expériences des travailleurs sur le marché du travail canadien. Malgré les nombreuses réformes entreprises au fil des ans, les facteurs déterminants de la mesure dans laquelle le régime d'a.-e. indemnise les revenus des prestataires demeurent leur région de résidence et l'importance de leur lien avec le marché du travail.

On considère généralement que chaque heure de travail est maintenant assurée par l'a.-e. parce que le régime est fondé sur les heures et par conséquent, il n'exclut aucun emploi rémunéré<sup>22</sup>. Toutefois, en raison de la façon précise dont la participation du travailleur au marché du travail est reconnue par l'a.-e., le régime n'offre pas un traitement neutre des différents types d'emplois, comme l'illustre la figure 7.

**Figure 7 : Barème d'admissibilité aux prestations ordinaires dans certaines régions d'a.-e. (2003)**



Source : Calculs des auteurs basés sur l'annexe I de la *Loi sur l'assurance-emploi*.

Cette figure illustre les règles d'admissibilité à l'a.-e. (présentées au tableau 17 du chapitre précédent) et montre la mesure dans laquelle le régime indemnise les heures de travail dans trois régions représentatives : dans une région où le taux de chômage est inférieur à 6 % et où la durée des prestations va de 14 à 36 semaines, suivant le nombre

<sup>22</sup>En vertu de l'ancienne *Loi sur l'assurance-chômage*, seuls les emplois comptant plus de 15 heures de travail par semaine étaient assurables et potentiellement couverts. Voir dans Sweetman (2000) une analyse de l'impact de l'a.-e. sur les employés qui travaillent moins de 15 heures par semaine.

d'heures travaillées; dans une région où le taux de chômage est supérieur à 10 %, mais inférieur à 11 % et où la durée des prestations s'échelonne de 21 à 45 semaines; et dans une région où le taux de chômage est supérieur à 16 % et où la durée des prestations varie de 32 à 45 semaines. Les taux d'indemnisation de l'a.-e. pour chaque heure de travail dans la période de référence du prestataire sont calculés selon le ratio des semaines maximales de prestations par heure travaillée<sup>23</sup>.

L'un des éléments les plus remarquables de la figure 7 est l'écart qui existe dans la mesure dans laquelle l'a.-e. indemnise une heure particulière de travail selon le taux de chômage dans la région de résidence du prestataire. Les prestataires habitant dans des régions au taux de chômage élevé ont non seulement besoin d'un nombre moindre d'heures de travail pour être admissibles au régime, mais ils bénéficient également du fait qu'ils peuvent recevoir des prestations pendant trois fois plus longtemps que les prestataires qui sont admissibles à des prestations au seuil minimal dans les régions au faible taux de chômage. Avec 420 heures de travail, les prestataires dans les régions au taux de chômage élevé peuvent toucher jusqu'à 0,076 semaine de prestations par heure travaillée, tandis qu'avec 700 heures de travail, les prestataires dans les régions au faible taux de chômage peuvent obtenir uniquement 0,02 semaine de prestations par heure travaillée. Cet écart dans le degré d'indemnisation indique que l'a.-e. tient compte des possibilités d'emploi dans la région de résidence du prestataire de deux façons distinctes : par des normes d'admissibilité variables et par des périodes de prestations variables.

Un aspect moins bien connu du régime d'a.-e. aussi illustré à la figure 7 est le degré variable d'indemnisation du régime à mesure que les prestataires effectuent davantage d'heures de travail dans chaque région. Dans les régions où le taux de chômage est faible, le ratio des semaines de prestations pour chaque heure de travail varie très peu au fur et à mesure que les heures travaillées augmentent. Toutefois, dans les régions où règne un taux de chômage élevé, le taux d'indemnisation change assez radicalement à mesure que le prestataire accumule des heures de travail. À partir d'un maximum de 0,076 semaine de prestations pour chaque heure travaillée, le taux chute dramatiquement avec chaque heure de travail additionnelle jusqu'à un minimum de 0,024 semaine de prestations par heure de travail, soit un tiers de sa valeur originale. Par conséquent, le barème de droit aux prestations d'a.-e. pourrait dissuader les prestataires d'envisager d'autres possibilités d'emploi puisque chaque heure de travail supplémentaire est indemnisée à un taux inférieur, particulièrement pour les prestataires qui habitent les régions où le taux de chômage est plus élevé.

Qui plus est, compte tenu de la façon dont le montant des prestations hebdomadaires est calculé, les horaires de travail particuliers des prestataires — pas seulement leur nombre total d'heures de travail — ont un impact notable sur le montant de prestations qu'ils reçoivent de l'a.-e. Les prestataires qui effectuent, en moyenne, plus d'heures de travail par semaine touchent un montant plus élevé de prestations que ceux qui font le même nombre d'heures de travail pendant leur période de référence, mais sur une plus longue période. Le montant hebdomadaire des prestations auquel a droit le prestataire est, de façon générale, calculé en

---

<sup>23</sup>Par exemple, dans les régions où le taux de chômage est le plus faible, les prestataires comptant 700 heures de travail ont droit à un maximum de 14 semaines de prestations; les prestataires comptant 770 heures de travail sont admissibles à un maximum de 15 semaines de prestations; et les prestataires ayant effectué 840 heures de travail ont droit à un maximum de 16 semaines de prestations, soit des taux d'indemnisation correspondant de 0,02 (14 semaines divisées par 700 heures), 0,0195 (15 semaines divisées par 770 heures) et 0,0190 (16 semaines divisées par 840 heures). Voir l'annexe I de la *Loi sur l'a.-e.* à l'adresse [www.hrdc-drhc.gc.ca/ae-ei/loi-law/ae\\_lois\\_ann\\_1.shtml](http://www.hrdc-drhc.gc.ca/ae-ei/loi-law/ae_lois_ann_1.shtml).

appliquant le taux de remplacement de la rémunération de 55 % aux gains d'emploi hebdomadaires moyens pendant les 26 semaines précédant la perte d'emploi. Un prestataire qui reçoit des gains d'emploi moyens supérieurs sera ainsi admissible à des prestations hebdomadaires plus élevées pendant toute la durée de la demande.

Cette caractéristique du régime d'a.-e. reflète le principe que l'aide financière offerte aux chômeurs devrait, dans une certaine mesure, refléter leurs gains d'emploi « habituels » et par conséquent, leur permettre de conserver leur niveau de vie pendant qu'ils cherchent un emploi. Cependant, l'avantage financier procuré aux prestataires qui effectuent plus d'heures de travail durant moins de semaines peut s'avérer considérable, tel que l'indique le tableau 19.

**Tableau 19 : Prestations maximales d'a.-e. auxquelles ont droit les prestataires, en fonction de l'horaire de travail des prestataires (2003)**

	Horaire de travail			Prestations d'a.-e. auxquelles ont droit les prestataires		
	Semaines	Heures/semaine	Heures de travail totales	Prestations hebdomadaires (10 \$/h)	Nombre maximal de semaines de prestations <sup>a</sup>	Montant total des prestations
<b>Travailleur 1</b>	15	35	525	169,85 \$	21	3 566,85 \$
<b>Travailleur 2</b>	35	15	525	82,50 \$	21	1 732,50 \$
<b>Différence du montant de prestations</b>				87,35 \$	0	1 834,35 \$

Source : Calculs des auteurs.

Note : <sup>a</sup>Le nombre maximal de semaines de prestations est celui qui prévaut dans une région d'a.-e. ayant un taux de chômage supérieur à 10 %, mais inférieur à 11 %.

Le tableau met en lumière la différence de droit aux prestations d'a.-e. entre deux travailleurs habitant une région où le taux de chômage se situe entre 10 et 11 %, recevant le même salaire horaire et effectuant le même nombre d'heures de travail, mais pendant un nombre de semaines différent. Puisque les gains d'emploi hebdomadaires moyens du premier travailleur sont plus élevés, les prestations hebdomadaires de ce dernier seraient considérablement supérieures (87,35 \$ de plus par semaine), résultant en un écart de 1 834,35 \$ entre les deux travailleurs (en supposant que les prestations sont touchées pendant toute la période donnant droit aux prestations). Ainsi, le régime indemnise dans une moindre mesure les revenus des travailleurs qui effectuent un moins grand nombre d'heures de travail par semaine, même s'ils satisfont aux critères d'admissibilité dans leur région et ont versé le même montant de cotisations à l'a.-e. que les travailleurs qui effectuent le même nombre d'heures de travail, mais en moins de semaines.

Étant donné que le régime d'a.-e. n'est que partiellement fondé sur les heures et n'indemnise pas chaque heure travaillée de la même manière entre et à l'intérieur des régions d'a.-e., il donne lieu à divers effets incitatifs ou dissuasifs pour les travailleurs à adapter leur comportement selon les paramètres du régime. Les prestataires dont l'horaire de travail est le plus flexible seront, par conséquent, en meilleure posture pour profiter le plus des règles d'a.-e. Comme l'ont révélé les recherches de Gray et de Raaf (2003), un exemple de cette disparité se trouve dans la façon dont différents prestataires utilisent la disposition qui leur permet de travailler en cours de prestation. Puisque les prestations hebdomadaires sont

récupérées à raison d'un dollar pour un dollar lorsque les gains d'emploi dépassent un certain seuil et que seules les semaines de droit aux prestations pendant lesquelles les prestations sont entièrement récupérées peuvent être reportées à une date ultérieure, la disposition sur les rémunérations admissibles dissuade les prestataires d'accepter du travail à moins qu'ils ne puissent réduire leurs prestations à zéro pendant une semaine donnée. Encore une fois, les heures de travail en cours de prestation ne sont pas toutes considérées de la même façon compte tenu du fait que certaines périodes de travail reçoivent un traitement préférentiel en raison de la disposition de report des prestations.

Finalement, étant donné que les critères d'admissibilité minimaux sont basés sur le nombre absolu d'heures de travail au cours de la dernière année, les travailleurs qui occupent régulièrement un emploi à temps partiel pourraient ne jamais avoir droit aux prestations d'a.-e. s'ils perdaient leur emploi, même s'ils ont cet horaire de travail depuis des années. Les recherches effectuées par de Raaf, Kapsalis et Vincent (2003) ont révélé que 20 % des travailleurs saisonniers à long terme ne se prévalent jamais de l'a.-e. lorsqu'ils perdent leur emploi. Ces travailleurs sont plus susceptibles d'être jeunes, d'être des femmes et d'habiter dans des régions où les possibilités d'emploi sont plutôt favorables. Ils sont également plus susceptibles d'occuper un emploi précaire qui ne leur donne pas suffisamment d'heures de travail pour qu'ils puissent être admissibles aux prestations.

La question de la couverture de l'a.-e. pourrait devenir encore plus pressante compte tenu du fait qu'un nombre croissant de Canadiens occupent un emploi atypique. Selon une étude récente, 26 % des salariés occupaient soit un emploi temporaire, soit un emploi à temps partiel (ou les deux) en 2002 comparativement à 21 % en 1989 (Vosko, Zukewich et Cranford, 2003). Le pourcentage de salariés qui ont un emploi temporaire (soit à temps plein, soit à temps partiel) est passé de 8 % en 1989 à 13 % en 2002. L'étude a aussi indiqué que les femmes, en particulier, sont beaucoup plus susceptibles de travailler à temps partiel : en 2002, 1 travailleuse sur 4 occupait un emploi à temps partiel comparativement à 1 homme sur 10. Parmi les employés qui ont un emploi temporaire, 50 % des femmes travaillaient à temps partiel en 2002 par opposition à 31 % des hommes.

Afin de déterminer comment le régime peut s'adapter davantage aux réalités du marché du travail d'aujourd'hui, il pourrait être pertinent d'évaluer différentes modifications aux règles d'a.-e. Par exemple, on pourrait envisager l'adoption d'un barème d'admissibilité et de droit aux prestations qui indemnise les travailleurs pour chacune de leurs heures de travail, et non seulement pour le travail effectué au-delà d'un seuil minimal. On pourrait continuer à reconnaître les différences régionales dans les possibilités d'emploi, mais un éventail différent de paramètres pourrait être examiné, dans le but de réduire l'effet dissuasif au travail du régime actuel.

Des modifications à la disposition sur le « travail en cours de prestation » pourraient également être mises à l'essai dans le but d'évaluer comment cette disposition pourrait inciter davantage les prestataires à travailler. L'une de ces modifications pourrait permettre aux prestataires de reporter à la fin de la période de droit aux prestations tout montant de prestations hebdomadaires non versées en raison de gains d'emploi en cours de prestation, plutôt que de limiter cette possibilité de report uniquement aux semaines pendant lesquelles aucune prestation n'est versée. Cette option serait plus équitable, car elle offrirait à tous les prestataires qui trouvent un emploi à temps partiel les avantages actuellement réservés aux prestataires qui gagnent suffisamment d'argent pour réduire entièrement à zéro leurs

prestations hebdomadaires. De plus, elle pourrait potentiellement éliminer tout effet dissuasif à l'égard du travail à temps partiel, car elle donnerait la possibilité aux prestataires de maintenir des liens plus solides avec le marché du travail pendant qu'ils tentent de trouver un emploi à temps plein, à l'année. Une autre option consisterait à augmenter le seuil de revenus à partir duquel les prestations sont réduites au-delà de son seuil actuel de 25 % (maximum de 50 \$), afin d'encourager davantage les prestataires à accepter toutes possibilités d'emploi.

Une évaluation approfondie de ces options de réforme permettrait aux chercheurs et aux décideurs de déterminer dans quelle mesure les prestataires ajusteraient leurs comportements en fonction des nouvelles règles de l'a.-e., et ce, indépendamment des différences dans leurs débouchés relatifs sur le marché du travail. La mesure du succès de ces modifications reposerait sur leur aptitude à faire en sorte que les règles de l'a.-e. reflètent plus fidèlement les réalités de tous les travailleurs canadiens assurés par le régime, sans créer de nouveaux effets dissuasifs au travail pour les prestataires. Toutefois, il est impossible de comprendre entièrement les conséquences du recours à l'a.-e. sans examiner l'influence des entreprises sur le comportement de recours au régime, des recherches antérieures ayant démontré que les entreprises tiennent compte des dispositions du régime dans leurs décisions de mise à pied, et que certaines des répercussions de ces dispositions, souvent attribuées au comportement individuel, témoignent, dans une certaine mesure, de la demande sur le marché du travail.

Des recherches récentes menées par Corak et Chen (2003) offrent une occasion unique de réexaminer le côté de la demande des phénomènes du chômage et de recours aux prestations d'a.-e. Leurs principaux résultats indiquent que les caractéristiques individuelles des entreprises sont deux fois plus importantes que le secteur ou la province où elles sont exploitées pour expliquer si elles sont des bénéficiaires nettes ou des cotisantes nettes au régime. L'étude met en lumière certaines caractéristiques des entreprises (p. ex., leur taille ou la nature saisonnière de leurs mises à pied) qui pourraient permettre d'expliquer le financement croisé au sein du régime d'a.-e. et suggère qu'un indicateur de la localisation géographique plus désagrégée — à une échelle plus raffinée qu'à l'échelle provinciale — pourrait dégager des résultats plus probants de leur analyse. Ces recherches représentent une contribution majeure car elles soulèvent l'importance de cerner des pratiques particulières qui différencieraient les entreprises quant au degré de subvention qu'elles reçoivent via le régime d'a.-e., de telle sorte que diverses mesures d'encouragement pourraient, par la suite, être évaluées afin de déterminer ce qui poussent les entreprises à adopter ces pratiques.

À cet égard, l'*Enquête sur le milieu de travail et les employés* (EMTE), menée par Statistique Canada, s'avère une précieuse ressource pour acquérir de plus amples connaissances au sujet du rapport entre les pratiques des entreprises et le recours de leurs employés à l'a.-e. L'EMTE recueille des données sur les entreprises et leurs employés, incluant de l'information sur les pratiques d'emploi, l'organisation du travail, les activités de formation, le rendement des affaires, l'utilisation de la technologie par les employés et une vaste gamme de circonstances et de caractéristiques individuelles des employés. Cette enquête longitudinale recueille des informations auprès des mêmes entreprises pendant une période de six ans et auprès de trois différentes cohortes d'employés de ces entreprises durant une période de deux ans. Étant donné que l'EMTE ne contient pas d'information sur le recours à l'a.-e. des employés, les données de l'enquête devraient être reliées aux données administratives, aux données fiscales ou aux données du Programme d'analyse longitudinale

de l'emploi (PALE), base de données portant sur la paye et l'emploi recueillies au niveau de l'entreprise.

À partir de données tirées de l'EMTE, une étude récente effectuée par Turcotte, Léonard et Montmarquette (2003) analyse l'incidence de la formation en entreprise dans différents types d'entreprises et note que plus la taille de l'entreprise augmente, plus il est probable qu'une formation sera dispensée mais plus faible sera le pourcentage d'employés qui recevront cette formation. L'étude indique aussi que les travailleurs qui reçoivent une formation sont plus enclins à être des employés permanents, plutôt que des employés temporaires. Les résultats de l'étude suggèrent que l'impact des mesures incitatives au niveau de l'entreprise, comme celles conçues pour encourager la formation parrainée par l'entreprise, variera certainement en fonction des caractéristiques de l'entreprise en question, de sorte qu'il est primordial d'effectuer une analyse plus approfondie du lien entre les pratiques des entreprises et les résultats des employés sur le marché du travail avant que de mettre en œuvre de nouvelles politiques.

En plus d'exploiter des outils de recherche existants, il pourrait être nécessaire d'élaborer de nouveaux instruments tels qu'une enquête spéciale ou des projets pilotes afin de discerner les pratiques des entreprises en matière de ressources humaines qui seraient susceptibles d'accroître les possibilités d'emploi et ainsi, de réduire le recours à l'a.-e. par leurs employés qui ne travaillent pas à l'année longue. On pourrait par exemple évaluer l'efficacité d'une baisse des cotisations à l'a.-e. afin d'encourager les entreprises à modifier leurs pratiques. Ce genre de mesures incitatives pourrait s'inspirer du Programme de réduction du taux de cotisation, mis sur pied en 1971. En vertu de ce programme, les employeurs versent des cotisations inférieures à l'a.-e. s'ils offrent à leurs employés un régime reconnu d'assurance-invalidité de courte durée qui permet de réduire le recours au régime d'a.-e. en cas de maladie. Le programme exige néanmoins que le régime de l'employeur réponde à certaines normes afin que la protection soit au moins équivalente à celle offerte par l'a.-e. En raison de l'existence de ce programme, les entreprises canadiennes paient des cotisations réduites sur 60 % des gains d'emploi assurables<sup>24</sup>.

En 1994, la réduction des cotisations versées par les entreprises qui offrent une formation à leurs employés faisait partie des nombreuses recommandations ayant donné lieu à la réforme de l'a.-e. de 1996 (DRHC, 1994). Toutefois, peut-être en raison d'un manque d'évaluations convaincantes de l'impact de la formation sur le recours à l'a.-e., cette recommandation n'a jamais été mise en œuvre. Les enseignements tirés de nos recherches suggèrent fortement que l'impact de diverses mesures incitatives visant à encourager l'adoption de meilleures pratiques par les entreprises devrait être analysé davantage, puisque ces pratiques peuvent jouer un rôle majeur dans la diminution du recours des employés à l'a.-e.

Un autre enseignement important qui émane de notre recherche est que les caractéristiques et les circonstances des prestataires représentent des indicateurs plus significatifs de leur recours probable à l'a.-e. que leur région de résidence, la nature saisonnière de leur emploi ou le secteur dans lequel ils travaillent. C'est pourquoi les interventions en matière de politique visant à améliorer la situation de tous les travailleurs incapables de trouver un emploi stable à l'année pourraient être plus efficaces que les

---

<sup>24</sup>Voir [www.hrdc-drhc.gc.ca/prp-prtc](http://www.hrdc-drhc.gc.ca/prp-prtc) pour une description du Programme de réduction du taux de cotisation d'assurance-emploi.

politiques concentrées plus étroitement sur les besoins de ceux qui ont fréquemment recours à l'a.-e. L'un des principaux obstacles auxquels se heurtent les travailleurs est le manque de compétences et d'éducation nécessaires pour disposer de la marge de manœuvre requise afin d'éviter de fréquentes périodes de chômage. Selon les données recueillies par Statistique Canada, les personnes ayant effectué des études au-delà du secondaire ont connu une croissance de l'emploi entre 1990 et 1998, tandis que l'emploi des diplômés du secondaire est resté relativement stable et que l'emploi des personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires a, en réalité, chuté (DRHC, 2002b).

L'étude récente de de Raaf, Motte et Vincent (2003) indiquent que les travailleurs n'ayant pas achevé leurs études secondaires sont aussi les plus susceptibles parmi tous les prestataires de se prévaloir de l'a.-e. à long terme. L'étude de de Raaf, Kapsalis et Vincent (2003) montre que les travailleurs saisonniers à long terme qui n'avaient pas poursuivi leurs études au-delà du secondaire étaient les plus enclins de tous les travailleurs saisonniers à toucher des prestations après chacune de leurs trois interruptions d'emploi saisonnières observées. Par conséquent, les dispositions visant à décourager le recours fréquent à l'a.-e. grâce à des méthodes dissuasives non-ciblées (p. ex., la règle de l'intensité ou des stimulants financiers tels que celui mis à l'essai par le Projet de supplément de revenu) se sont avérées inefficaces : ces méthodes n'ont pas réussi à lever les obstacles individuels à l'emploi auxquels font face les chômeurs qui dépendent de l'a.-e. d'année en année. Qui plus est, les politiques qui mettent surtout l'accent sur la réduction du recours à l'a.-e. n'abordent pas les besoins des travailleurs qui n'ont pas droit à l'a.-e. parce que leur niveau d'éducation et leurs compétences les mènent à des emplois précaires. Ils cumulent ainsi des emplois multiples, possiblement à temps partiel, afin de joindre les deux bouts.

En février 2002, le gouvernement fédéral a entrepris d'améliorer la situation des travailleurs canadiens non qualifiés en lançant une stratégie d'innovation de dix ans, qui inclut un programme d'apprentissage et d'acquisition de compétences visant à offrir des possibilités continues aux travailleurs canadiens d'améliorer leurs aptitudes pour répondre aux exigences d'emploi présentes et futures. Dans le discours du Trône de septembre 2002, le gouvernement s'est engagé à s'attaquer au problème grandissant des travailleurs qui ne possèdent ni les compétences ni le niveau d'éducation requis pour participer pleinement à une économie axée sur le savoir :

*L'économie du XXI<sup>e</sup> siècle aura besoin de travailleurs qui renouvelleront constamment leurs connaissances et qui sauront faire face aux changements et s'y adapter. Les programmes relatifs au marché du travail doivent être modifiés pour que les travailleurs puissent faire face à ces exigences. À cette fin, le gouvernement travaillera avec les Canadiens, les provinces, les conseils sectoriels, les syndicats et les établissements d'enseignement pour créer le cadre d'apprentissage et d'acquisition des compétences nécessaire et promouvoir l'apprentissage en milieu de travail. Ceci impliquera de recueillir l'information sur ce qui fonctionne et ne fonctionne pas et d'en faire part aux Canadiens. (Gouvernement du Canada, 2002)*

Étant donné que le gouvernement fédéral possède des pouvoirs constitutionnels limités en ce qui a trait à sa participation à l'éducation et à la formation, il a dû collaborer avec les provinces afin d'améliorer son programme de compétences et d'apprentissage au fil des ans. Avant 1996, le gouvernement fédéral achetait des cours ou des places de formation auprès d'établissements provinciaux ou privés pour ses clients (surtout les chômeurs) en vertu de la

*Loi sur la formation professionnelle des adultes.* Cette dernière a été remplacée par de nouvelles ententes conformément à la *Loi sur l'assurance-emploi de 1996*, mettant en place une nouvelle stratégie visant à améliorer l'accès des travailleurs aux compétences et à l'apprentissage dans le cadre des Prestations d'emploi et mesures de soutien (PEMS), y compris l'accès à des possibilités de formation. La forme et le financement des PEMS sont négociés séparément entre Ressources humaines et Développement des compétences Canada et chaque province et territoire selon les conditions de l'Entente sur le développement du marché du travail (EDMT). Contrairement aux achats de cours de formation, les PEMS représentent une approche d'acquisition des compétences davantage axée sur le client; elles sont offertes aux personnes actuellement admissibles à l'a.-e. ainsi qu'à celles qui ont touché des prestations au cours des dernières années.

Malgré les récentes initiatives dans le domaine de la formation et de l'apprentissage, un examen récent de l'éducation des adultes au Canada, préparé par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), soulève le manque de politiques axées spécifiquement sur l'apprentissage des adultes et, en particulier, met en lumière la situation des travailleurs à faible salaire qui se voient souvent refuser l'accès aux possibilités d'éducation « en raison des circonstances spéciales dans leur vie ou parce qu'ils ne réunissent pas les conditions d'admissibilité. » [Traduction] (OCDE, 2002a, p. 50). L'étude recommande d'accorder une attention particulière à l'ajout de formes plus spécifiques d'éducation des adultes, telles que l'alphabétisation de base, aux programmes de formation actuels axés sur l'emploi.

L'étude de l'OCDE souligne aussi des domaines de recherche précis, y compris un examen approfondi du rôle joué par les employeurs en matière de formation et des obstacles auxquels font face les travailleurs canadiens qui envisagent des possibilités d'apprentissage, comme les responsabilités familiales et professionnelles, les coûts et les caractéristiques du programme, et les attitudes et la disposition du travailleur à l'égard de l'apprentissage. Elle indique que l'*Enquête sur l'éducation et sur la formation des adultes* (ÉÉFA) s'avère une source de données cruciale pour la poursuite de recherches futures. Bien que cette enquête offre un aperçu du rôle des travailleurs et des employeurs relativement à l'éducation et à la formation, elle ne contient pas suffisamment d'information sur les obstacles aux possibilités de formation auxquels font face les travailleurs, particulièrement les travailleurs à faible revenu et les chômeurs de longue durée. Par conséquent, on y suggère que « les obstacles et les motivations pourraient aussi s'avérer des sujets pertinents pour une expérience sociale. » [Traduction] (OCDE, 2002b, p. 91).

L'une des options de réforme qui pourrait être évaluée à l'aide d'une expérience sociale est une prestation flexible qui permettrait aux travailleurs occupant des emplois précaires de décider de quel genre d'aide ils ont le plus besoin afin de retourner au travail. Cette prestation pourrait prendre la forme d'un versement forfaitaire pouvant servir à défrayer le coût d'un retour aux études ou des programmes de formation plutôt que d'être perçues sous forme de prestations d'a.-e. ordinaires. Dans ce cas, les prestataires pourraient toucher des avances sur leurs prestations futures s'ils disposent d'un plan solide qui les aidera à accroître leur employabilité et à trouver un emploi à l'année.

Les comptes de réemploi personnels, annoncés récemment aux États-Unis afin d'aider les chômeurs de longue date à trouver de l'emploi, sont un bon exemple de comptes de retour au



travail<sup>25</sup>. Si le projet de loi est adopté, le gouvernement américain réservera 3,6 milliards de dollars pour aider 1,2 million de chômeurs qui sont considérés comme les plus susceptibles d'être des prestataires de longue durée. Les chômeurs admissibles disposeraient d'un montant pouvant atteindre 3 000 \$ pour se procurer une formation professionnelle ou défrayer le coût de services tels que la garde d'enfants, le transport ou l'orientation professionnelle. Un chômeur qui quitterait les rangs de l'a.-e. pour retourner au travail dans un délai prescrit pourrait conserver toute somme qu'il n'aurait pas eu à dépenser dans son compte, à titre de prime. L'aspect « prime » des comptes de réemploi personnels vise à encourager les chômeurs de longue durée à retourner sur le marché du travail, réduisant ainsi la durée de demandes de prestations actuelles ou futures en supposant que les nouvelles compétences qu'ils ont acquises les rendront plus susceptibles de conserver leur nouvel emploi.

---

<sup>25</sup>Voir le projet de loi sénatorial 5955, une loi portant sur le programme de comptes de réemploi personnels, à l'adresse [www.leg.wa.gov/pub/billinfo/2003-04/Senate/5950-5974/5955\\_02242003.txt](http://www.leg.wa.gov/pub/billinfo/2003-04/Senate/5950-5974/5955_02242003.txt).



## Conclusion

*Aussi longtemps que le Canada sera ce qu'il est, c'est-à-dire un pays ayant beaucoup de terre arable pouvant être facilement mise en disponibilité et d'abondantes ressources naturelles, capable d'assurer l'emploi à un grand nombre d'hommes, un projet de ce genre est un stupéfiant aveu d'incapacité de la part de nos gouvernements<sup>26</sup>.*

Si, en 1940, les opposants à l'adoption d'une loi sur l'assurance-chômage au Canada considéraient ce nouveau programme comme « un stupéfiant aveu d'incapacité de la part de nos gouvernements », les critiques du régime actuel pourraient alléguer que l'intensité du recours à l'assurance-emploi (a.-e.) par les prestataires fréquents représente une preuve « stupéfiante » que ce régime s'est éloigné de son objectif premier.

L'importance du phénomène de recours fréquent à l'a.-e. fait depuis longtemps l'objet de nombreux débats. Certains considèrent que les prestataires fréquents n'abusent pas du régime, mais tirent tout simplement parti de ses dispositions et reçoivent les prestations auxquelles ils ont droit; le véritable problème réside dans la conception même du régime et de ses incitatifs, non en ses prestataires. D'autres sont d'avis que le recours fréquent constitue une mauvaise utilisation d'un programme qui devrait se limiter à offrir une assurance contre le risque d'une mise à pied imprévue et involontaire. Ces discussions soulèvent donc une question fondamentale : à qui ce régime s'adresse-t-il?

Chaque mois, le régime d'a.-e. procure une aide financière à des milliers de travailleurs qui perdent leur emploi. L'admissibilité aux prestations ordinaires est généralement basée sur le paiement de cotisations au régime, sur la perte d'un emploi pour des raisons involontaires et sur la satisfaction des exigences de l'a.-e. relatives aux heures de travail. Ces conditions limitent grandement le nombre de chômeurs qui sont réellement admissibles aux prestations. Selon les chiffres de la dernière *Enquête sur la couverture de la population par le régime d'assurance-emploi* (Statistique Canada, 2004), 55 % des chômeurs auraient été potentiellement admissibles à des prestations ordinaires en 2002. Parmi les chômeurs qui n'auraient pas été potentiellement admissibles, 32 % avaient quitté leur emploi pour des raisons injustifiées (au sens de l'a.-e.), 12 % participaient à des activités professionnelles non couvertes par le régime (telles que le travail autonome) et 56 % étaient sans emploi au cours des douze derniers mois. Parmi tous les chômeurs qui auraient été admissibles, 84 % avaient accumulé suffisamment d'heures de travail rémunéré afin d'avoir droit aux prestations. Selon le *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 2002*, les femmes représentent un nombre disproportionné de ceux qui n'accumulent pas suffisamment d'heures pour avoir droit aux prestations (DRHC, 2003a, p. 54 et 55).

À la lumière, d'une part, de l'importance du phénomène de recours fréquent à l'a.-e. et, d'autre part, du pourcentage élevé de chômeurs qui n'ont pas droit aux prestations, la liste des cinq principes exposés précédemment peut sembler incomplète. Certains pourraient

---

<sup>26</sup>Léopold Richer, « Préliminaires d'une loi d'assurance-chômage », *Le Devoir*, 26 juin 1940, p. 1, cité dans *Si je me souviens bien As I recall : Regards sur l'histoire*, IRPP (éd.), 1999, p. 436.

proposer un sixième principe, peut-être plus fondamental : l'admissibilité est fondée sur la perte d'un emploi pour des raisons imprévues et involontaires. Cependant, la façon dont cette règle est interprétée et mise en application n'est souvent pas tout à fait transparente.

Par exemple, des recherches ont démontré qu'une majorité (près de 60 %) des interruptions saisonnières d'emploi ont mené à la réception de prestations d'a.-e. Néanmoins, on peut considérer que plusieurs de ces interruptions ne sont *ni* involontaires, *ni* imprévues. Dans une certaine mesure, les travailleurs qui connaissent des périodes de chômage répétitives acceptent d'être mis à pied temporairement (parfois chaque année et au même moment chaque année) à condition que le même employeur les embauche de nouveau. Toutefois, on peut aussi avancer qu'il est difficile de déterminer qui de l'employé ou l'employeur profite le plus de cet arrangement et de la mesure dans laquelle ces « contrats implicites » sont volontaires et particulièrement *volontairement répétitifs*, de la part du travailleur. Un régime de travail saisonnier peut convenir à certaines personnes qui préfèrent un emploi temporaire ou qui doivent assumer certaines responsabilités familiales, scolaires ou autres obligations en raison desquelles il leur est impossible d'occuper un emploi à l'année. En revanche, le travail saisonnier n'est peut-être pas le régime de travail qui convient le mieux aux nombreux travailleurs qui, d'année en année, se heurtent à divers obstacles à un emploi sûr et permanent.

L'exigence reliée à la perte d'un emploi pour des raisons involontaires semble aussi moins importante que l'exigence reliée à l'accumulation d'un nombre suffisant d'heures assurables au fin de l'a.-e. pour les travailleurs dont le régime de travail ne reflète pas un lien solide avec le marché du travail tel que défini par les règles de l'a.-e. Une analyse de l'efficacité avec laquelle l'a.-e. fournit un réel soutien aux travailleurs estime que 88 % de tous les travailleurs salariés auraient été admissibles à des prestations ordinaires s'ils avaient perdu leur emploi en décembre 2000, compte tenu du nombre d'heures de travail effectuées avant le moment hypothétique de leur mise à pied (DRHC, 2003a, p. 55). À cet égard, il existe encore une fois d'importantes différences dans le degré de couverture par l'a.-e. entre les hommes et les femmes, puisque le pourcentage d'hommes qui auraient potentiellement eu droit aux prestations était de 91 % comparativement à 84 % pour les femmes. Comme le suggère le *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 2002*, la différence est probablement reliée aux habitudes distinctes sur le marché du travail des hommes et des femmes, les femmes étant plus susceptibles d'occuper un emploi à temps partiel.

Puisque le régime indemnise les travailleurs pour une perte d'emploi éventuelle seulement s'ils ont démontré un lien significatif avec le marché du travail, il exclut potentiellement de nombreux travailleurs dont l'horaire de travail les empêche d'accumuler suffisamment d'heures assurables en raison de leurs préférences personnelles, de leurs responsabilités familiales, de la restriction de leurs activités pour cause d'invalidité, ou d'autres raisons. Selon les chiffres présentés précédemment, ce groupe pourrait être formé de plus d'un million de travailleurs canadiens qui, pour la plupart, cotisent à l'a.-e. depuis des années<sup>27</sup>.

Il importe aussi de considérer la question plus ou moins distincte du nombre croissant de prestations d'a.-e. qui sont versées sous forme de prestations spéciales offrant une aide

---

<sup>27</sup>Cette approximation est basée sur l'estimation que 12 % des 13 millions de travailleurs salariés (selon les données du recensement de 2001) n'auraient pas eu droit aux prestations ordinaires s'ils avaient perdu leur emploi en décembre 2000. Il est à signaler que les cotisations d'a.-e. ne sont remboursées qu'aux travailleurs qui gagnent moins de 2 000 \$ par année.

financière aux travailleurs dont l'emploi est interrompu pour des raisons autres que la perte de cet emploi. La bonification des prestations parentales et les récentes modifications visant à inclure un congé de compassion pour ceux qui doivent s'absenter du travail pour prendre soin d'un parent gravement malade témoignent d'un nouveau type d'entente contractuelle entre le gouvernement et les travailleurs assurés. Plutôt que d'essentiellement indemniser les Canadiens qui perdent involontairement leur emploi — entente selon laquelle la plupart des travailleurs cotisent à un régime dont ils ne profiteront peut-être jamais — le gouvernement élargit la couverture de l'a.-e. aux interruptions de travail temporaires qui surviennent pour des raisons personnelles, tant et aussi longtemps que les travailleurs s'engagent à retourner au travail après avoir touché leurs prestations. Ce nouveau « contrat » entre le gouvernement et les travailleurs fait en sorte que le régime fait davantage partie intégrante des décisions de vie des Canadiens et que ces derniers pourraient y avoir recours au moins une fois, sinon plus, au cours de leur vie professionnelle.

L'élargissement de la couverture de l'a.-e. à d'autres types d'interruptions de travail reflète un virage important, quoique inavoué, dans les principes philosophiques sous-jacents à la question de savoir à qui ce programme tente-t-il de venir en aide. Ce virage sera certainement source d'inspiration pour de nouvelles recherches sur l'a.-e. À cet égard, le présent rapport soulève un certain nombre d'options de réforme des dispositions de l'a.-e. qui pourraient être mises à l'essai afin de déterminer si — et comment — le régime peut s'adapter davantage aux réalités du marché du travail actuel et, parallèlement, d'étudier les effets dissuasifs et iniquités potentiels du régime actuel. Ces options pourraient être conçues de sorte à proposer aux travailleurs et aux entreprises un différent éventail de mesures incitatives qui viseraient à favoriser une meilleure contribution des travailleurs au marché du travail.

Les recherches exposées dans le présent rapport soulignent aussi la nécessité de revoir la notion selon laquelle la lutte au recours fréquent à l'a.-e. demeure un enjeu important; plutôt, ces recherches mettent l'accent sur le besoin trouver des solutions aux difficultés de nombreux travailleurs qui ne peuvent trouver un emploi sûr en raison de leurs compétences ou de leur éducation inadéquates, et ce, indépendamment du fait qu'ils aient recours à l'a.-e. ou non. Au moment où le gouvernement fédéral et ses partenaires s'engagent à fond dans une stratégie novatrice visant à former une main-d'œuvre plus qualifiée, où envisage un nouveau régime de fixation des taux cotisations à l'a.-e. tel que les revenus du régime correspondent mieux à ses coûts, et où on reconnaît de plus en plus que les travailleurs sont non seulement des facteurs de production, mais aussi des membres de familles et de collectivités, des solutions novatrices dans le domaine de la sécurité du revenu des travailleurs devraient se mériter une place de choix à l'ordre du jour des décideurs canadiens.



## Bibliographie

- Abowd, J. M., F. Kramarz et D. N. Margolis, « High wage workers and high wage firms », *Econometrica*, vol. 67, n° 2, p. 251–333, 1999.
- Agence des douanes et du revenu du Canada, *Montant des versements de la Prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE)*, consulté le 8 décembre 2003 sur Internet à l'adresse [http://www.ccr-aadrc.gc.ca/tax/individuals/topics/cctb\\_payments-f.html](http://www.ccr-aadrc.gc.ca/tax/individuals/topics/cctb_payments-f.html).
- Anderson, P. M. et B. D. Meyer, « The unemployment insurance payroll tax and interindustry and interfirm subsidies », dans J. L. Poterba (éd.), *Tax policy and the economy*, vol. 7, Cambridge (Mass.), NEBR et MIT Press, 1993.
- Audas, R. et T. McDonald, *Employment Insurance and family response to unemployment: Canadian evidence from the SLID* (document de travail 04-04 de la SRSA), Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2004.
- Audas, R. et T. McDonald, *Employment Insurance and geographic mobility: Evidence from the SLID* (document de travail 03-03 de la SRSA), Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2003.
- Baldwin, J. R., *The dynamics of industrial competition: A North American perspective*, New York, Cambridge University Press, 1995.
- Bloom, H., B. Fink, S. Lui-Gurr, W. Bancroft et D. Tattrie, *Mise en œuvre du Projet de supplément de revenu : Projet-pilote d'incitation au réemploi*, Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 1997.
- Bloom, H., S. Schwartz, S. Lui-Gurr et S. W. Lee, *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, 1999.
- Browning, M. et T. F. Crossley, « Unemployment insurance benefit levels and consumption changes », *Journal of Public Economics*, vol. 80, p. 1–23, 2001.
- Corak, M., « Is unemployment insurance addictive? Evidence from the benefit durations of repeat users », *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 47, n° 1, p. 62–73, 1993a.
- Corak, M., *L'assurance-chômage, les mises à pied temporaires et les attentes quant au rappel au travail*, (série de DRHC sur l'incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des employeurs), Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 1995.
- Corak, M., « Unemployment insurance once again: The incidence of repeat participation in the Canadian UI program », *Analyse de politiques*, vol. 29, p. 162–176, 1993b.
- Corak, M. et W. H. Chen, *Who benefits from unemployment insurance in Canada: Regions, industries, or individual firms?* (document de travail 03-07 de la SRSA), Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2003.
- Cullen, J. B. et J. Gruber, « Does unemployment insurance crowd out spousal labor supply? », *Journal of Labor Economics*, vol. 18, n° 3, p. 546–572, 2000.
- Day, K. et S. Winer, « Internal migration and public policy: An introduction to the issues and a review of empirical research on Canada », dans A. Maslove (éd.) *Issues in the taxation of individuals*, p. 3–61, Toronto, University of Toronto Press, 1994.

- Day, K. et S. Winer, *Policy-induced migration in Canada: An empirical study* (document de travail 2001–08 de Carleton University), Ottawa, Carleton University, 2001.
- de Raaf, S., K. Kapsalis et C. Vincent, *Seasonal employment and reliance on Employment Insurance: Evidence from the SLID* (document de travail 03-04 de la SRSA), Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2003.
- de Raaf, S., A. Motte et C. Vincent, *The dynamics of reliance on EI benefits: Evidence from the SLID* (document de travail 03-08 de la SRSA), Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2003.
- Développement des ressources humaines Canada, *Le savoir, clé de notre avenir : Le perfectionnement des compétences au Canada*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 2002b.
- Développement des ressources humaines Canada, *Les taux de cotisation de l'assurance-emploi pour 2004*, consulté le 17 novembre 2003 sur Internet à l'adresse <http://www.hrdc-drhc.gc.ca/ae-ei/loi-law/tc2004.pdf>, 2003b.
- Développement des ressources humaines Canada, *Programme emploi et croissance : La sécurité sociale dans le Canada de demain*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 1994.
- Développement des ressources humaines Canada, *Rapport de l'actuaire en chef sur les taux de cotisation de l'assurance-emploi pour 1999*, consulté le 17 novembre 2003 sur Internet à l'adresse <http://www.hrdc-drhc.gc.ca/ae-ei/loi-law/report1999.pdf>, 1998a.
- Développement des ressources humaines Canada, *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 1997*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 1998b.
- Développement des ressources humaines Canada, *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 1998*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 1999.
- Développement des ressources humaines Canada, *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 1999*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 2000.
- Développement des ressources humaines Canada, *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 2000*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 2001.
- Développement des ressources humaines Canada, *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 2001*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 2002a.
- Développement des ressources humaines Canada, *Rapport de contrôle et d'évaluation de l'assurance-emploi de 2002*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 2003a.
- Finnie, R., *Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel* (document de recherche 142 de la Direction des études analytiques de Statistique Canada, août), Ottawa, Statistique Canada, 2000.
- Friesen, J. et D. Maki, *Les répercussions du projet de loi C-12 sur les heures de travail hebdomadaires*, (Évaluations stratégiques et contrôle, Évaluation et développement des données, Politique stratégique des ententes sur le développement du marché du travail de DRHC, SP-AH129-03-00F), Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 2000.
- Gouvernement du Canada, *Le Canada que l'on veut : Discours du trône ouvrant la deuxième session de la trente-septième législature du Canada*, Ottawa, Gouvernement du Canada, 2002.



- Gray, D., « 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 », dans S. Schwartz et A. Aydemir (éd.), *Comptes rendus sur le recours fréquent à l'assurance-emploi : le Projet de supplément de revenu* (p. 95–130), Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2001.
- Gray, D. et S. de Raaf, *The impact of the allowable earnings provision on EI dependency* (document de travail 02-05 de la SRSA), Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2002.
- Gray, D. et A. Sweetman, « Analyse typologique des utilisateurs du régime canadien d'assurance-emploi : mesures de fréquence et de saisonnalité », dans S. Schwartz et A. Aydemir (éd.), *Comptes rendus sur le recours fréquent à l'assurance-emploi : le Projet de supplément de revenu*, p. 15–64, Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2001.
- Green, D. et C. Riddell, *L'admissibilité à l'assurance-chômage : analyse empirique au Canada* (série de DRHC sur l'incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des travailleurs), Ottawa, Développement des ressources humaines Canada (aussi publié en 1997 sous le titre « Qualifying for unemployment insurance: An empirical analysis », *Economic Journal*, vol. 107, p. 17–35), 1995.
- Green, D. A. et W. C. Riddell, *Les effets de l'adoption des critères d'admissibilité fondés sur les heures de travail* (Évaluations stratégiques et contrôle, Évaluation et développement des données, Politique stratégique, DRHC, SP-AH138-11-00F), Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 2000.
- Haltiwanger, J. C., J. I. Lane, J. R. Spletzer, J. Theeuwes et K. Troske (éd.), *The creation and analysis of employer-employee matched data*, Amsterdam, Elsevier, 1999.
- Institut de recherche en politiques publiques (éd.), *Si je me souviens bien As I Recall : Regards sur l'histoire*, Montréal, IRPP, 1999.
- Johnson, K. L., D. S. Lero et J. A. Rooney, *Recueil travail-vie personnelle 2001 : 150 statistiques canadiennes sur le travail, la famille et le bien-être*, Centre d'études sur la famille, le travail et le mieux-être, University of Guelph, 2001.
- Lemieux, T. et B. MacLeod, *L'effet d'apprentissage et l'assurance-chômage*, série de DRHC sur l'incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des travailleurs, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada (aussi publié en 2000 sous le titre « Supply side hysteresis: The case of the Canadian unemployment insurance system », *Journal of Public Economics*, vol. 78, p. 139–170), 1995.
- Lin, Z., *Mobilité interprovinciale de la main d'œuvre canadienne : rôle de l'assurance-chômage, de l'assistance sociale et de la formation* (série d'évaluations 21 sur l'assurance-chômage de DRHC), Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 1995.
- Ministère des Finances, *Le Plan budgétaire de 2003*, Ottawa, ministère des Finances, 2003.
- McCall, B., « Unemployment insurance rules, joblessness, and part time work », *Econometrica*, vol. 64, n° 3, p. 647–682, 1996.
- Nakamura, A., J. Cragg et K. Sayers, « The case of disentangling the insurance and income assistance roles of unemployment insurance », *Canadian Business Economics*, vol. 3, p. 46–53, 1994.
- Nakamura, A. O., « New directions for UI, social assistance, and vocational education and training », message du président prononcé lors de la rencontre annuelle de l'Association canadienne d'économique, Université du Québec à Montréal, 3 juin 1995, publié dans la *Revue canadienne d'économique*, vol. 28 (novembre 1995), p. 731–753, 1995.
- Nakamura, A., *Employment insurance: A framework for real reform*, commentaire n° 85, C. D. Howe Institute, Toronto, 1996.

- Nakamura, A. O., G. Wong et W. E. Diewert, *New approaches to public income support in Canada* (série de la faculté d'économique de la University of British Columbia), Vancouver, University of British Columbia Department of Economics, 2000.
- Organisation de coopération et de développement économiques, *Thematic review on adult learning: Canada background report*, consulté le 17 novembre 2003 sur Internet à l'adresse <http://www.oecd.org/dataoecd/51/32/1940307.pdf>, 2002b.
- Organisation de coopération et de développement économiques, *Thematic review on adult learning: Canada country note*, consulté le 17 novembre 2003 sur Internet à l'adresse <http://www.oecd.org/dataoecd/51/31/1940299.pdf>, 2002a.
- Osberg, L., D. Gordon et Z. Lin, « Interregional migration and interindustry labour mobility in Canada: A simultaneous approach », *Revue canadienne d'économique*, vol. 27, n° 1, p. 58–79, 1994.
- Roy, A., « Insurance claimants working while on claim », *The Canadian Journal of Policy Evaluation*, vol. 16, n° 2, p. 71–85, 2001.
- Schwartz, S. et A. Aydemir (éd.), *Comptes rendus sur le recours fréquent à l'assurance-emploi : le Projet de supplément de revenu*, Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2001.
- Schwartz, S., W. Bancroft, D. Gyarmati et C. Nicholson, *Le recours fréquent à l'assurance-emploi au Canada : le Projet de supplément de revenu*, Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 2001.
- Statistique Canada, « Enquête sur la couverture de l'assurance-emploi », *Le Quotidien*, le 14 janvier 2004, consulté le 24 février 2004 sur Internet à l'adresse <http://www.statcan.ca/Daily/Francais/040114/q040114.pdf>, 2004.
- Statistique Canada, *Revenu des familles canadiennes, Recensement de 2001* (série « analyses », recensement de 2001), Ottawa, Statistique Canada, 2003.
- Sweetman, A., *Les répercussions de l'a.-e. sur les personnes qui travaillent moins de 15 heures par semaine*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 2000.
- Sussman, D., « Regard kaléidoscopique sur le chômage », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 12, n° 3, p. 9–15, 2000.
- Tattrie, D., *Incitatif financier pour encourager le réemploi des réitérants de l'assurance-emploi : le Projet de supplément de revenu*, Ottawa, Société de recherche sociale appliquée, 1999.
- Turcotte, J., A. Léonard et C. Montmarquette, *Nouveaux résultats sur les déterminants de la formation dans les emplacements canadiens* (série sur le milieu de travail en évolution), Ottawa, Statistique Canada, 2003.
- Vosko, L. F., N. Zukewich et C. Cranford, « Precarious jobs: A new typology of employment », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 15, n° 4, p. 39–49, 2003.
- Wesa, L., *Travail saisonnier et le recours fréquent à l'a.-c.*, Ottawa, Développement des ressources humaines Canada, 1995.

## Publications au sujet des projets de la SRSA

Les rapports de la SRSA sont publiés dans les deux langues officielles. Les documents de travail de la SRSA sont publiés dans la langue de l'auteur(e) uniquement.

### Projet d'autosuffisance (PAS)

- New Evidence From the Self-Sufficiency Project on the Potential of Earnings Supplements to Increase Labour Force Attachment Among Welfare Recipients* (publié en anglais seulement), par Kelly Foley (février 2004).
- Employment, Earnings Supplements, and Mental Health: A Controlled Experiment* (publié en anglais seulement), par Pierre Cremieux, Paul Greenberg, Ronald Kessler, Philip Merrigan et Marc Van Audenrode (février 2004).
- Assessing the Impact of Non-response on the Treatment Effect in the Canadian Self-Sufficiency Project* (publié en anglais seulement), par Thierry Kamionka et Guy Lacroix (octobre 2003).
- Equilibrium Policy Experiments and the Evaluation of Social Programs* (publié en anglais seulement), par Jeremy Lise, Shannon Seitz et Jeffrey Smith (octobre 2003).
- Les incitations au travail peuvent-elles s'autofinancer? Rapport final du Projet d'autosuffisance à l'intention des requérantes de l'aide sociale*, par Reuben Ford, David Gyarmati, Kelly Foley et Doug Tattrie avec Liza Jimenez (octobre 2003).
- How Random Must Random Assignment Be in Random Assignment Experiments?* (publié en anglais seulement), par Paul Gustafson (février 2003).
- Do Earnings Subsidies Affect Job Choice? The Impact of SSP Supplement Payments on Wage Growth* (publié en anglais seulement), par Helen Connolly et Peter Gottschalk (janvier 2003).
- Leaving Welfare for a Job: How Did SSP Affect the Kinds of Jobs Welfare Recipients Were Willing to Accept?* (publié en anglais seulement), par Kelly Foley et Saul Schwartz (août 2002).
- Rendre le travail payant : Rapport final du Projet d'autosuffisance à l'intention des prestataires de l'aide sociale de longue date*, par Charles Michalopoulos, Doug Tattrie, Cynthia Miller, Philip K. Robins, Pamela Morris, David Gyarmati, Cindy Redcross, Kelly Foley et Reuben Ford (juillet 2002).
- Quand les incitatifs financiers à l'emploi s'autofinancent : Résultats provisoires de l'étude sur les requérantes du Projet d'autosuffisance*, par Charles Michalopoulos et Tracey Hoy (novembre 2001).
- Le PAS-plus après 36 mois : Effets de l'ajout de services en matière d'emploi sur les incitatifs financiers à l'emploi*, par Ying Lei et Charles Michalopoulos (juillet 2001).
- Measuring Wage Growth Among Former Welfare Recipients* (publié en anglais seulement), par David Card, Charles Michalopoulos et Philip K. Robins (juillet 2001).
- How an Earnings Supplement Can Affect the Marital Behaviour of Welfare Recipients: Evidence from the Self-Sufficiency Project* (publié en anglais seulement), par Kristen Harknett et Lisa A. Gennetian (mai 2001).
- Le Projet d'autosuffisance après 36 mois : effets d'un incitatif financier sur l'emploi et le revenu*, par Charles Michalopoulos, David Card, Lisa A. Gennetian, Kristen Harknett et Philip K. Robins (juin 2000).
- Le Projet d'autosuffisance après trente-six mois : effets sur les enfants d'un programme ayant augmenté l'emploi et le revenu des parents*, par Pamela Morris et Charles Michalopoulos (juin 2000).
- Le PAS plus favorise-t-il l'emploi? Résultat de l'ajout de services aux incitatifs financiers du Projet d'autosuffisance*, par Gail Quets, Philip K. Robins, Elsie C. Pan, Charles Michalopoulos et David Card (mai 1999).

- Quand les incitatifs financiers à l'emploi font leurs frais : Premières constatations de l'étude sur les demandeurs du Projet d'autosuffisance*, par Charles Michalopoulos, Philip K. Robins et David Card (mai 1999).
- Lorsque les incitatifs financiers encouragent le travail : Résultats complets découlant des dix-huit premiers mois du Projet d'autosuffisance*, par Winston Lin, Philip K. Robins, David Card, Kristen Harknett, Susanna Lui-Gurr avec Elsie C. Pan, Tod Mijanovich, Gail Quets et Patrick Villeneuve (septembre 1998).
- Les incitatifs au travail ont-ils des conséquences involontaires? Évaluation de l'« effet sur la demande » dans le contexte du Projet d'autosuffisance*, par Gordon Berlin, Wendy Bancroft, David Card, Winston Lin et Philip K. Robins (mars 1998).
- Dans quelle mesure les programmes d'incitation financière destinés aux assistés sociaux ont-ils un « effet sur la demande »? Données expérimentales relatives au Projet d'autosuffisance*, par David Card, Philip K. Robins et Winston Lin (août 1997).
- Quand le travail est plus payant que l'aide sociale : Sommaire des rapports sur le Projet d'autosuffisance — mise en oeuvre, groupes de discussion et impacts des dix-huit premiers mois* (mars 1996).
- Les incitatifs financiers encouragent-ils les prestataires de l'aide sociale à travailler? Conclusions découlant des dix-huit premiers mois du Projet d'autosuffisance*, par David Card et Philip K. Robins (février 1996).
- Créer une solution de rechange à l'aide sociale : Le point sur la première année du Projet d'autosuffisance — mise en oeuvre, impacts sur l'aide sociale et coûts*, par Tod Mijanovich et David Long (décembre 1995).
- La lutte pour l'autosuffisance : Les participantes au Projet d'autosuffisance parlent du travail, de l'aide sociale et de leur avenir*, par Wendy Bancroft et Sheila Currie Vernon (décembre 1995).
- Rendre le travail plus payant que l'assistance sociale : Aperçu préliminaire du Projet d'autosuffisance*, par Susanna Lui-Gurr, Sheila Currie Vernon et Tod Mijanovich (octobre 1994).

## **Projet de supplément de revenu (PSR)**

- The Dynamics of Reliance on EI Benefits: Evidence From the SLID* (publié en anglais seulement), par Shawn de Raaf, Anne Motte et Carole Vincent (décembre 2003).
- Who Benefits From Unemployment Insurance in Canada: Regions, Industries, or Individual Firms?* (publié en anglais seulement), par Miles Corak et Wen-Hao Chen (novembre 2003).
- Seasonal Employment and Reliance on Employment Insurance: Evidence From the SLID* (publié en anglais seulement), par Shawn de Raaf, Costa Kapsalis et Carole Vincent (juin 2003).
- Employment Insurance and Geographic Mobility: Evidence From the SLID* (publié en anglais seulement), par Rick Audas et James Ted McDonald (avril 2003).
- The Impact of the Allowable Earnings Provision on EI Dependency: The Earnings Supplement Project* (publié en anglais seulement), par David Gray et Shawn de Raaf (novembre 2002).
- Le recours fréquent à l'assurance-emploi au Canada : Le Projet de supplément de revenu*, par Saul Schwartz, Wendy Bancroft, David Gyarmati et Claudia Nicholson (mars 2001).
- Comptes rendus sur le recours fréquent à l'assurance-emploi : Le Projet de supplément de revenu*, sous la direction de Saul Schwartz et Abdurrahman Aydemir (mars 2001).
- Résultats de l'essai d'une incitation au réemploi pour les travailleurs déplacés : Le Projet de supplément de revenu*, par Howard Bloom, Saul Schwartz, Susanna Gurr et Suk-Won Lee (mai 1999).
- Incitatif financier pour encourager le réemploi des réitérants de l'assurance-emploi : Le Projet de supplément de revenu*, par Doug Tattrie (mai 1999).
- Mise en oeuvre du Projet de supplément de revenu : Projet-pilote d'incitation au réemploi*, par Howard Bloom, Barbara Fink, Susanna Lui-Gurr, Wendy Bancroft et Doug Tattrie (octobre 1997).

## **Projet d'innovation en emploi communautaire (PIEC)**

*Le Projet d'innovation en emploi communautaire : Conception et mise en œuvre*, par John Greenwood, Claudia Nicholson, David Gyarmati, Darrell Kyte, Melanie MacInnis et Reuben Ford (décembre 2003).

*A Model of Social Capital Formation* (publié en anglais seulement), par Cathleen Johnson (janvier 2003).

*A Review of the Theory and Practice of Social Economy/Economie Sociale in Canada* (publié en anglais seulement), par William A. Ninacs avec le concours de Michael Toye (août 2002).

## **Études de nature économique**

*Preparing for Tomorrow's Social Policy Agenda: New Priorities for Policy Research and Development That Emerge From an Examination of the Economic Well-Being of the Working-Age Population* (publié en anglais seulement), par Peter Hicks (novembre 2002).

*Will the Working Poor Invest in Human Capital? A Laboratory Experiment* (publié en anglais seulement), par Catherine Eckel, Cathleen Johnson et Claude Montmarquette (février 2002).

## **Étude sur les personnes handicapées**

*L'étude de faisabilité sur les mesures de soutien aux personnes handicapées : Rapport final*, par Doug Tattrie, Colin Stuart, Roy Hanes, Reuben Ford et David Gyarmati (juin 2003).

## **Programme de partenariat en matière d'emplois**

*The Jobs Partnership Program Pilot: Pathways, Pitfalls, and Progress in the First Year* (publié en anglais seulement), par Wendy Bancroft, Susanna Gurr et David Gyarmati (octobre 2001).

## **Étude d'évaluation de projets pour les jeunes**

*BladeRunners et Café Picasso : Évaluation par étude de cas de deux programmes de formation des jeunes défavorisés en milieu de travail*, par Sheila Currie, Kelly Foley, Saul Schwartz et Musu Taylor-Lewis (mars 2001).

## **Bulletin d'information**

*Découvrir les approches efficaces*, Automne 2003, Volume 3, Numéro 2.

*Découvrir les approches efficaces*, Hiver 2003, Volume 3, Numéro 1.

*Découvrir les approches efficaces*, Automne 2002, Volume 2, Numéro 2.

*Découvrir les approches efficaces*, Printemps 2002, Volume 2, Numéro 1.

*Découvrir les approches efficaces*, Automne 2001, Volume 1, Numéro 3.

*Découvrir les approches efficaces*, Printemps 2001, Volume 1, Numéro 2.

*Découvrir les approches efficaces*, Hiver 2001, Volume 1, Numéro 1.