



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 231

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-77852-9

Document de recherche

Direction des études analytiques
Documents de recherche

La dynamique de l'aide sociale au Canada : le rôle des attributs individuels et des variables économiques et politiques

par Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Toutes les opinions émises par les auteurs de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

La dynamique de l'aide sociale au Canada : le rôle des attributs individuels et des variables économiques et politiques

par Ross Finnie*, Ian Irvine** et Roger Sceviour***

11F0019MIF N° 231

ISSN : 1205-9161

ISBN : 0-662-77852-9

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, K1A 0T6
Statistique Canada
et

*School of Policy Studies, Université Queen's

**Department of Economics, Université de Concordia

***Division des entrées-sorties, Statistique Canada

Comment obtenir de s renseignements additionnels :

Service national de renseignements : 1 800 263-1136

Demande de renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Octobre 2004

Ross Finnie est chercheur universitaire et professeur adjoint à l'École d'étude des politiques à l'Université Queen's et boursier invité à Statistique Canada, Ian Irvine, travaille au Département d'économie de l'Université Concordia, et Roger Sceviour travaille à Statistique Canada. Cette recherche a reçu le soutien de la Direction générale de la recherche appliquée de Développement des ressources humaines Canada et de la Division des données régionales et administratives de Statistique Canada. Les auteurs sont reconnaissants à Jorgen Hansen, Michael Hoy, Garnett Picot, Tim Sargent et Alan Stark pour leurs suggestions, leur aide et leurs commentaires. Le présent document reflète les opinions des auteurs uniquement et non celles de Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2004.

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

I. Introduction.....	5
II. Données.....	6
II.1 Banque DAL.....	6
II.2 Sélection de l'échantillon.....	7
II.3 Unité d'analyse et définitions.....	8
II.4 Variables incluses dans l'analyse.....	10
III. Environnement économique et politique.....	10
IV. Résultats empiriques.....	13
IV.1 Modèles de participation/d'incidence.....	13
IV.2 Modèles d'entrée.....	15
IV.3 Modèles de sortie.....	17
IV.4 Modèles de retour.....	18
V. Conclusion.....	19
Bibliographie.....	32

Résumé

Le présent document utilise la base de données fiscales longitudinales canadienne pour estimer des modèles du recours à l'assistance sociale (AS), ou à l'aide sociale, au cours d'une année donnée, ainsi que la dynamique sous-jacente : entrée dans le régime d'AS d'une année à l'autre, sortie d'une période donnée de prestations d'AS, et retour au régime d'AS suivant la fin d'une période de prestations. Cette combinaison de modèles fournit un aperçu relativement complet de l'évolution du recours à l'AS, du point de vue des processus sous-jacents d'entrée, de sortie et de retour. Des modèles distincts sont estimés selon le sexe et le type de famille. Les variables démographiques, y compris l'état matrimonial, le nombre d'enfants et l'âge, ont généralement le comportement prévu, mais lorsqu'elles sont quantifiées et regroupées dans les différents modèles, elles font ressortir des structures différentes de recours à l'AS selon ces caractéristiques. Nous incluons en outre un ensemble de variables économiques et politiques. Les effets du taux de chômage et du niveau de prestations d'AS sont particulièrement évidents et prononcés dans les modèles « plus purs » d'entrée dans le Régime, et les changements qui touchent ces variables au fil du temps—taux de chômage plus faibles et niveaux réduits de prestations—semblent avoir un effet significatif sur la baisse globale des taux d'AS observés au cours de la période à l'étude. Nos résultats montrent en outre de façon générale que le recours à l'AS comporte un lien avec le régime d'assurance-emploi du Canada : une réduction de la générosité du régime semble entraîner un recours moindre à l'AS, du fait que les personnes cherchent des options de rechange au recours aux programmes combinés de soutien du revenu.

Mots clés : assistance sociale, dynamique de l'aide sociale, prestations d'aide sociale, assurance-emploi

I. Introduction

Le recours à l'assistance sociale (AS), ou aide sociale, constitue un enjeu stratégique important du programme d'action du Canada aux niveaux social et économique, pour un certain nombre de raisons. Dans le cas des familles, le recours à l'AS traduit souvent une situation de privation socioéconomique et d'exclusion sociale. Dans le cas des adultes, le recours à l'AS peut entraîner une détérioration du capital humain et l'accumulation d'effets « de stigmatisme », qui peuvent affecter l'activité sur le marché du travail et les possibilités de gains. Dans le cas des enfants, les périodes de recours à l'AS peuvent être liées à des effets négatifs sur le développement qui sont susceptibles de durer. Dans le cas des gouvernements, les programmes d'AS sont relativement coûteux à mettre en œuvre et posent des défis du fait qu'ils incitent généralement les personnes à réduire leur niveau d'activité ou à passer d'un programme de soutien du revenu à un autre.

Pour répondre à ces questions, il importe de bien comprendre le recours à l'AS, ce qui nécessite non seulement une compréhension de la nature « statique » du régime, par exemple, le nombre de personnes qui participent au régime d'AS à un moment donné et les caractéristiques de ces personnes, mais aussi—et probablement davantage—de la dynamique qui le sous-tend. Combien de personnes commencent à avoir recours à l'AS au cours d'une année donnée? Pendant combien de temps des prestations d'AS sont-elles versées généralement? Quelles sont les caractéristiques au niveau individuel et familial liées à des périodes plus longues ou plus courtes de recours à l'AS? Comment la situation économique qui prévaut et les divers paramètres des programmes affectent-ils les taux d'entrée dans le régime et de sortie du régime? Quel est le pourcentage de personnes qui réintègrent le régime d'AS après en être sorties, et combien de temps s'écoule-t-il avant qu'elles le fassent? Comment cette dynamique varie-t-elle selon le type de famille?

Au cours des années 90, nous avons accompli des progrès importants dans notre compréhension de la dynamique de l'AS au Canada, notamment grâce aux ouvrages de Barrett et Cragg (1998), Charette et Meng (1994), Christophides et coll. (1998), Duclos et coll. (1999) et Lacroix (2000). Pour la plupart, ces études sont fondées sur les fichiers administratifs de l'AS d'une province particulière et suivent les personnes pendant qu'elles touchent des prestations d'AS dans la province en question. Elles fournissent des renseignements extrêmement utiles sur une partie de la dynamique mentionnée précédemment, y compris la durée générale des périodes et leur variation selon des caractéristiques individuelles, comme le type de famille, le nombre d'enfants et les diverses classifications administratives de l'« aptitude » au travail.

Ces études sont toutefois limitées à un certain nombre d'égards. Elles suivent généralement les personnes uniquement lorsqu'elles touchent des prestations d'AS, et ne sont par conséquent d'aucune utilité en ce qui a trait au taux d'entrée dans le régime ou, dans certains cas, de retour au régime. Elles ne font généralement pas de distinctions entre les personnes qui cessent de toucher des prestations et celles qui quittent la province, ou qui disparaissent des registres, sans être pour autant sorties du régime. Elles sont généralement limitées du point de vue de leur traitement des variables stratégiques (p. ex., la façon dont les niveaux de prestations d'AS affectent le recours au régime), étant donné que celles-ci ne varient pas beaucoup dans une province donnée et sont difficiles à distinguer des autres effets propres à une province ou effets temporels. En outre, aucune de ces études ne fournit de perspective nationale ni ne permet des comparaisons directes de cette dynamique entre les provinces.

Le présent document vise à tirer parti des propriétés uniques de la Banque de données administratives longitudinales (DAL), afin d'étudier la dynamique de l'AS au Canada pour la période de 1992 à 2000. Le document commence par un examen du recours à l'AS pendant une année donnée (c.-à-d. une perspective transversale), puis évalue la dynamique sous-jacente d'entrée, de sortie et de retour. De façon plus particulière, nous estimons des modèles représentant : i) la probabilité d'entrer dans le régime d'AS au cours d'une année donnée; ii) la probabilité subséquente de sortir du régime d'AS; et iii) le taux de retour au régime d'AS après en être sorti.

Nous mettons l'accent sur la façon dont cette dynamique varie selon les caractéristiques individuelles et familiales (type de famille, âge, nombre d'enfants, province, taille de la région de résidence), la variation des taux de sortie et de retour à l'intérieur d'une période (c.-à-d. les effets de durée), ainsi que les tendances générales entre ces rapports au fil du temps. Nous examinons en outre le rôle de certaines variables clés au niveau stratégique, y compris les niveaux de prestations d'AS, le taux de chômage au niveau local, ainsi que la générosité du régime d'assurance-emploi, afin d'avoir un aperçu sommaire de la façon dont ces deux régimes sont interreliés.

Les modèles de dynamique sont présentés individuellement, mais nous tentons aussi de les relier aux modèles de participation simples (transversaux), et d'amorcer ainsi l'analyse de façon informelle, à titre de première étape en vue d'évaluer comment le nombre de participants à l'AS au cours d'une année donnée est déterminé par la dynamique sous-jacente, ainsi que la façon dont ces rapports ont évolué ces dernières années. Toutefois, nous aborderons dans des travaux subséquents l'élaboration plus complète de cet ensemble complexe de rapports, dont il a été récemment question dans Grogger, Haider et Klerman (2003), ainsi que Klerman et Haider (2001), des auteurs qui mettent uniquement l'accent sur la dynamique d'entrée. Les estimations présentées ici sont par conséquent plus descriptives que structurelles, mais du fait qu'elles tirent parti des attributs particuliers de la base de données utilisée, elles devraient produire des résultats empiriques intéressants et utiles sur le recours à l'AS au Canada.

La prochaine section porte sur les données de la DAL, la sélection de l'échantillon, l'unité d'analyse et les définitions de la participation à l'AS et de la dynamique de l'AS qui sont utilisées. La troisième section résume le contexte économique et politique au Canada dans les années 90. La quatrième section présente les résultats de l'estimation. La dernière section résume les principales conclusions et certaines de leurs répercussions.

II. Données

II.1 Banque DAL

La DAL constitue un échantillon représentatif de 20 % des déclarants canadiens, qui a été élaboré à partir des dossiers de l'Agence des douanes et du revenu du Canada (anciennement Revenu Canada) et qui permet de suivre les personnes au fil du temps, ainsi que de les apparier à des unités familiales sur une base annuelle, fournissant ainsi des données, au niveau de la personne et de la famille, sur le revenu, les impôts et des caractéristiques démographiques de base dans un contexte dynamique. La première année de données est 1982, mais nous utilisons uniquement la période de 1992 à 2000 dans la présente étude, étant donné que les revenus tirés de l'AS ne sont pas bien saisis dans les fichiers pour les années précédentes.

Les personnes sont sélectionnées dans la DAL selon leur numéro d'assurance sociale (NAS), grâce à un générateur de nombres aléatoires, puis sont suivies au fil du temps au moyen de ce numéro d'identification. La couverture de la population adulte dans la DAL est très bonne, étant donné que contrairement à certains autres pays (p. ex., les États-Unis), le taux de production des déclarations de revenu est très élevé au Canada. Les Canadiens qui ont un revenu élevé et moyen doivent produire une déclaration de revenu, tandis que les personnes à faible revenu sont fortement incitées à le faire si elles veulent récupérer l'impôt retenu à la source et les autres retenues effectuées tout au long de l'année, ou recevoir divers crédits d'impôt. Globalement, l'ensemble complet de fichiers annuels à partir desquels la DAL est élaborée couvre de 95 à 97 % de la population adulte sous-jacente pour la période en question, ce qui fait que la DAL se compare très favorablement à d'autres bases de données¹.

Les données sur le revenu comprises dans la DAL sont détaillées et considérées par Statistique Canada comme supérieures à celles fournies par les personnes dans le cadre des enquêtes². L'élément le plus pertinent pour la présente étude est le revenu tiré de l'AS. Depuis 1992, les personnes doivent déclarer leur revenu tiré de l'AS dans leur déclaration de revenu (qui comprend divers calculs), et elles reçoivent des formulaires T5 à cette fin, dont une copie est remise aux responsables fédéraux de l'impôt (comme c'est le cas pour les formulaires T4 qui font état de la rémunération et du salaire), ce qui permet la vérification des données déclarées. Cette façon de faire donne lieu à un taux de saisie estimé de 80 à 90 % des paiements versés au titre de l'assistance sociale dans la DAL³.

D'autres données sur les personnes et les familles sont tirées des dossiers fiscaux du déclarant et des autres déclarants de sa famille (plus de détails figurent ci-dessous). Cela comprend l'âge, le type de famille, le nombre d'enfants et leur âge, la province et la taille de la région de résidence.

Du fait de ces attributs—c'est-à-dire sa représentativité au niveau national, sa nature longitudinale, les données qu'elle contient et la taille de l'échantillon (au moins deux millions de personnes pour une année donnée dans le cas de la période couverte par la présente analyse)—la DAL est unique au Canada et même exceptionnelle au niveau international, et elle se prête assez bien à l'étude de la dynamique de l'AS.

II.2 Sélection de l'échantillon

Les échantillons se limitent tout d'abord aux personnes qui ont produit une déclaration de revenu pendant cinq années consécutives (1992-1996, 1993-1997, 1994-1998, 1995-1999 et 1996-2000). Cette façon de procéder facilite non seulement l'estimation des modèles d'entrée et de sortie (qui

-
1. Voir Finnie et Sweetman (2003) pour un examen de ces questions dans le contexte de l'analyse de la dynamique du faible revenu sur la base de la DAL.
 2. C'est principalement pour cette raison que Statistique Canada obtient maintenant la permission des répondants pour utiliser leurs dossiers fiscaux, en vue d'obtenir davantage de renseignements sur leur revenu. Voir Atkinson, Bourguignon et Morrison (1992) pour un examen des avantages généraux des données administratives par rapport aux données d'enquête à cet égard et à d'autres égards.
 3. Ce chiffre pourrait représenter la limite inférieure de la couverture de l'AS, étant donné que certains des totaux provinciaux utilisés pour la comparaison comprennent divers paiements en nature, et dans certains cas, des coûts administratifs.

nécessitent au moins deux à trois années de données respectivement, comme il est indiqué ci-dessous), mais nous permet aussi de procéder à des vérifications longitudinales et des contrôles de la situation familiale, qui comportent une marge d'erreur au cours d'une année donnée⁴.

L'analyse se limite en outre aux personnes âgées de 18 à 64 ans. Le seuil inférieur contribue à éliminer les étudiants et les autres personnes qui en sont aux premières étapes de leur transition vers l'indépendance économique et qui souvent ne sont pas admissibles à l'AS (les règles varient selon la province), et pour qui le recours à l'AS a une signification différente que pour les autres. Les étudiants postsecondaires sont identifiés et supprimés au moyen d'un algorithme fondé sur les déductions fiscales liées aux études qui figurent dans leurs déclarations de revenu. Les personnes plus âgées sont supprimées parce qu'elles ne sont généralement pas admissibles à l'AS (d'autres programmes s'appliquent à elles).

On supprime aussi les dossiers des personnes pour lesquelles il est fait mention d'un handicap au niveau de la famille (p. ex. le déclarant même ou son conjoint) au cours de la période donnée de cinq ans. Même si ces personnes constituent une catégorie intéressante et importante de prestataires de l'AS, nous limitons la présente analyse aux personnes aptes à travailler, l'analyse des personnes handicapées devant faire l'objet d'une étude distincte.

Les résultats de cette méthode de sélection de l'échantillon figurent dans le tableau 1.

II.3 Unité d'analyse et définitions

La composition de la famille est déterminée dans la DAL grâce à un appariement des personnes avec leur conjoint, leurs enfants ou leurs parents, selon les renseignements figurant dans leurs dossiers fiscaux⁵. (Les Canadiens produisent leur déclaration de revenu individuellement). Les unions de fait déclarées (une catégorie figurant dans les formulaires de l'impôt sur le revenu au Canada depuis 1992) sont traitées de la même façon que les mariages légaux. Ils sont déterminés à partir d'un algorithme d'appariement fondé sur l'adresse, le nom, l'âge et les autres personnes résidant à la même adresse (le cas échéant). Pour la présente étude, les personnes ont par la suite été classées comme vivant seule (sans conjoint ni enfants), mariée sans enfants, mariée avec enfants, ou parent seul⁶.

4. Il se peut que des personnes soient laissées de côté par l'algorithme d'appariement des conjoints de fait de la DAL (voir ci-dessous). De façon plus particulière, la DAL brute comporte trop de chefs de famille monoparentale, trop de personnes seules et pas suffisamment de couples comparativement aux estimations démographiques officielles. Il existe certainement trop de changements trompeurs de situation au fil du temps, la situation familiale appropriée n'étant pas déterminée de façon constante d'une année à l'autre. Les vérifications longitudinales permettent de déceler les incohérences, d'imposer des définitions et de supprimer les observations problématiques. Cette façon de procéder produit une répartition des types de famille conforme aux estimations démographiques officielles.

5. Les conjoints sont identifiés à partir de l'ensemble complet (100 %) des dossiers fiscaux (c.-à-d. tous les déclarants) pour la personne concernée. Cette méthode est facilitée du fait que les personnes doivent déclarer le NAS de leur conjoint dans leur déclaration de revenu. Lorsque ce numéro n'est pas fourni, on retrouve le conjoint au moyen des mêmes algorithmes que ceux utilisés pour apparier les conjoints de fait (voir ci-dessous).

6. Il existe aussi un petit nombre d'« enfants déclarants », un groupe minuscule constitué de personnes seules âgées de plus de 20 ans considérées comme vivant avec leurs parents, mais ces personnes ne sont pas visées par la présente analyse.

Une personne est définie comme touchant des prestations d'AS au cours d'une année donnée si elle déclare un revenu tiré de l'AS d'au moins 101 \$ au niveau de la famille (c.-à-d. que le répondant et/ou son conjoint déclarent un revenu d'AS correspondant à ce montant). Le seuil de 101 \$ réduit les effets des erreurs de déclaration et de codage, et permet d'enregistrer les très faibles montants comme équivalant à zéro. On utilise la famille comme base pour cette mesure étant donné que seulement une personne de la famille reçoit (et déclare) des prestations d'AS, mais que l'ensemble de la famille bénéficie de l'AS⁷.

La définition de l'entrée dans le régime d'AS est simple : lorsque l'on examine deux années consécutives, on considère qu'une personne est entrée dans le régime d'AS la deuxième année si elle ne faisait pas partie du régime la première année, mais en faisait partie la deuxième. On estime qu'une personne est sortie du régime au cours d'une année donnée si elle a déclaré un revenu tiré de l'AS cette année-là, mais pas la suivante. Il convient de souligner qu'on part du principe que la sortie du régime s'est produite au cours de la dernière année pendant laquelle la personne a déclaré un revenu d'AS, et non pas pendant la première année où elle n'a déclaré aucun revenu d'AS. Cela vient du fait que les données étant déclarées sur une base annuelle, on peut supposer que la sortie du régime d'AS s'est produite à un moment donné au cours de l'année précédente. Cela signifie que la personne a déclaré un montant autre que zéro cette année-là, mais pas la suivante, ce qui montre qu'elle n'était plus prestataire de l'AS à la fin de la dernière année pour laquelle un revenu tiré de l'AS a été déclaré, c'est-à-dire qu'elle est sortie du régime cette année-là⁸.

Ces définitions font ressortir le caractère annuel des données. Étant donné que les personnes sont admissibles à l'AS sur une base mensuelle, les analyses empiriques de la participation au régime d'AS sont généralement effectuées sur cette base. Toutefois, pour notre part, compte tenu de la nature annuelle de nos données fiscales, nous observons uniquement les prestations d'AS touchées au cours d'une année donnée, et nous examinons la participation, l'entrée et la sortie sur une base annuelle.

Le principal inconvénient de cette approche est qu'elle ne nous permet pas d'observer les mouvements d'entrée dans le régime et de sortie du régime au cours d'une année donnée, ce qui fait que nous passons certainement à côté de certaines dynamiques de sortie et de retour. Nous ne pouvons pas non plus profiter des avantages liés à la connaissance de la durée précise d'une période (p. ex., au mois près). Toutefois, même si l'absence de mesure de cette dynamique à l'intérieur d'une année pourrait être considérée comme une limite, une perspective annuelle peut aussi être considérée comme fournissant une mesure plus robuste et à plus long terme de la participation au régime d'AS, précisément parce qu'elle laisse de côté les mouvements à court terme, qui pourraient être considérés comme englobant ce qui est véritablement une période unique plus longue de participation à l'AS. Nos résultats devraient être interprétés dans cette optique.

7. La DAL utilise essentiellement la définition de la famille du recensement—mari et femme avec ou sans enfants, parent seul avec enfant, ou célibataire vivant seul.

8. Il faut donc trois années de données pour nos modèles de hasards de sortie : on doit d'abord observer l'entrée d'une personne dans le régime, puis la possibilité de sortie du régime, c'est-à-dire la séquence suivante : i) aucune AS (avant l'entrée); ii) AS (entrée), iii) AS ou absence d'AS (sortie ou non).

II.4 Variables incluses dans l'analyse

Les variables démographiques incluses dans l'analyse sont le type de famille, l'âge, le nombre d'enfants, la province de résidence, le type de région de résidence (des grandes régions urbaines aux régions rurales), et une série de variables fictives d'année civile pour saisir les effets du cycle économique et les tendances temporelles séculaires. La variable de la scolarité n'est pas disponible parce qu'elle ne figure pas dans la DAL.

Trois variables politiques et économiques sont aussi incluses. La première correspond au taux de chômage de la région économique⁹ où la personne réside. On s'attend à ce qu'elle comporte un lien positif avec la probabilité de toucher des prestations d'AS au cours d'une année donnée, et à ce qu'elle ait un effet positif similaire sur l'entrée d'une année à l'autre, et un effet négatif sur la sortie.

La deuxième variable économique incluse dans le modèle est un indice des niveaux de prestations d'AS dont disposent les familles. Dans le présent document, la mesure particulière utilisée correspond à une série publiée par le Conseil national du bien-être social, dans laquelle figurent les montants maximums habituellement mis à la disposition de certains types de famille dans chaque province, ces types de famille étant les suivants : couple avec deux enfants, parent seul avec un enfant, et personne seule¹⁰. Les niveaux de prestations varient selon la province et au fil du temps, ces variations permettant d'identifier les effets en question.

Enfin, nous incluons une mesure de la générosité du régime d'assurance-emploi du Canada (a.-e. — anciennement appelé assurance-chômage ou a.-c.) proposée par Arneau, Fortin et Crémieux (1998), et précisée par la suite par Sargent (1995). D'un point de vue théorique, le signe prévu de cette variable est incertain. Si le chômage constitue la « porte d'entrée » de l'AS, un régime d'a.-e. moins généreux pourrait réduire la dépendance à l'égard de l'AS, les personnes étant plus susceptibles de conserver leur emploi ou de chercher plus activement un autre emploi, plutôt que de toucher des prestations d'a.-e. puis d'AS. De même, si l'AS constitue un remplacement de l'a.-e., un régime moins généreux d'a.-e. pourrait augmenter la participation à l'AS, les personnes ayant recours à ce régime plutôt qu'à l'a.-e.

III. Environnement économique et politique

Avant le milieu des années 90, les analystes de la politique sociale de nombreux pays, y compris le Canada, étaient devenus presque fatalistes quant à la possibilité de réduire le recours aux prestations d'aide sociale. Les deux cycles économiques précédents avaient fait augmenter de façon significative le taux de dépendance à l'égard de l'AS, le nombre de prestataires n'ayant diminué que très légèrement au cours des périodes de reprise subséquentes.

9. Le Canada compte environ 65 régions économiques. Les très grandes villes constituent une région, dont les divisions découlent, et les provinces plus petites ne comptent qu'une ou deux régions chacune.

10. Dans le cas des couples sans enfants, nous avons recours à 1,5 fois le taux pour une personne.

Ce modèle a incité Lindbeck, en (1995), à parler de la « dynamique hasardeux de l'État providence », c'est-à-dire que l'augmentation du soutien ou de la générosité des programmes sociaux pourrait entraîner une dépendance non souhaitable et imprévisible. De façon plus particulière, les récessions semblent avoir pour effet de réduire la stigmatisation sociale liée aux régimes d'AS, étant donné qu'elles placent un plus grand nombre de personnes en position de dépendance. C'est donc dire que les régimes d'AS auraient pu être conçus différemment si leurs architectes avaient prévu ces conséquences.

Les expériences au Canada et aux États-Unis dans les années 90 ont toutefois démontré que des renversement substantiels sont possibles. Quel était le contexte économique et politique de ces renversements marqués? Dans la présente étude, nous nous concentrons sur les résultats pour le Canada.

En premier lieu, l'économie est entrée dans une période de récession profonde puis, particulièrement après 1995, a connu une reprise vigoureuse, le taux de chômage ayant diminué de 5 points par rapport au sommet atteint en 2000. Cette amélioration du marché de l'emploi a fourni à de nombreuses personnes des possibilités plus grandes d'échapper à la dépendance à l'égard de l'aide sociale ou d'éviter une telle dépendance.

On a aussi assisté à une baisse de la valeur réelle des prestations d'AS, dans des proportions substantielles dans nombre de cas, de l'ordre du quart, du tiers ou même davantage dans certaines provinces et pour certains types de famille. Ces baisses ont incité fortement les personnes à trouver des options de rechange à l'AS et pourraient par conséquent avoir eu un effet significatif sur la participation au régime d'AS.

En troisième lieu, les gouvernements provinciaux ont modifié les règles concernant les prestations d'AS et les méthodes administratives connexes, par exemple, le recours à des mesures de contrôle additionnelles, la mise en place de « lignes téléphoniques de dénonciation », l'obligation imposée aux bénéficiaires de recevoir leurs chèques en mains propres plutôt que par la poste, etc.¹¹. Encore une fois, ce changement aurait dû avoir pour effet de réduire les taux de participation au régime d'AS.

Au niveau politique plus large, on a aussi assisté au cours de cette période à une transformation majeure du mode de financement fédéral-provincial de ce programme de compétence provinciale. Le gouvernement fédéral a adopté deux mesures radicales dans son budget de 1995. Tout d'abord, il a réduit les transferts aux provinces. En deuxième lieu, il a modifié la méthode de transfert des crédits, mettant en place un transfert forfaitaire englobant l'AS, la santé et l'enseignement postsecondaire, soit le Transfert canadien en matière de santé et de programmes sociaux (TCSPS). Les dépenses au titre de l'AS, qui faisaient partie d'un programme à frais partagés (appelé Régime d'assistance publique du Canada ou RAPC), sont devenues davantage du ressort des gouvernements provinciaux, ce qui a modifié les incitatifs financiers des provinces au chapitre des dépenses en AS. Ces changements ont été perçus à la fois comme un moyen de réduire le déficit du gouvernement fédéral et d'imposer des règles aux gouvernements provinciaux.

Il convient de souligner que ces changements quant au mode de transfert des crédits aux provinces et au fonctionnement du système au niveau provincial se sont faits en parallèle avec des changements

11. Conseil national du bien-être social (1997).

similaires, et parfois plus extrêmes, aux États-Unis au cours de la même période. Dans ce cas aussi, on a assisté au passage d'un système à frais partagés financé par l'État fédéral à un transfert forfaitaire, passage qui s'est accompagné de dispositions législatives qui ont modifié le caractère fondamental de l'aide sociale aux États-Unis, le programme Aid for Families with Dependent Children (AFDC) ayant été remplacé par le programme Temporary Aid for Needy Families (TANF). Ce dernier comprend beaucoup plus de mesures dissuasives qu'incitatives pour les bénéficiaires de l'aide sociale que le programme qui avait précédé : dans tous les États, il existe maintenant un plafond cumulatif de cinq ans quant au versement des prestations d'aide sociale, des règles quant au délai de retour au travail après la naissance d'un enfant, et des exigences de « travail obligatoire » pour les personnes qui ne trouvent pas d'emploi, ainsi que des pénalités, sous forme de réduction des paiements de soutien, pour celles qui contreviennent aux règles. Par ailleurs, de nombreux États ont fait l'expérience de « dérogations », avant et après l'adoption des dispositions législatives de 1995, ce qui leur a permis de fournir des incitatifs plus importants aux personnes pour qu'elles retournent au travail.

Les conséquences de ces dispositions législatives sont bien définies : au début du nouveau millénaire, le nombre de prestataires aux États-Unis avait diminué de plus de la moitié par rapport à son sommet de 1994, mais cette réduction a aussi été attribuée à l'expansion économique, à l'amélioration de l'Earned Income Tax Credit (EITC), à l'augmentation du salaire minimum et à un élargissement des prestations et du soutien mis à la disposition des personnes abandonnant l'aide sociale pour travailler¹².

Au Canada, les programmes fédéraux ont connu deux autres changements qui ont eu des répercussions sur les prestations d'AS dans les années 90. La prestation fiscale pour enfants a été adoptée en 1992, et un supplément, mis en place en 1998, est destiné de façon particulière aux familles à faible revenu qui ont des enfants. La plupart des provinces ont réduit les prestations d'AS à l'intention des ménages avec enfants d'un montant correspondant au supplément (ces économies devant être investies dans d'autres programmes à l'intention des enfants et des familles avec enfants), mais la prestation fiscale pour enfants prévoit des paiements additionnels pour les personnes pauvres qui travaillent et comporte une « disposition de récupération » plus graduelle lorsqu'un bénéficiaire de l'AS retourne au travail, ce qui élimine en partie le piège de la pauvreté et aide probablement les personnes à se soustraire à la dépendance à l'AS.

Le dernier changement stratégique important qui s'est produit à l'égard de l'AS au cours de cette période a pris la forme d'un raffermissement général des règles concernant le versement des prestations d'assurance-emploi (a.-e.). Les modifications apportées au régime d'assurance-emploi en 1990, 1994 et 1996 ont eu pour effet d'augmenter les obstacles pour les prestataires et de réduire les prestations versées¹³. Les répercussions de règlements plus sévères en ce qui a trait à l'assurance-emploi sur le nombre de bénéficiaires de l'AS sont toutefois—comme il est noté ci-dessus—indéterminées a priori : il se peut que des personnes remplacent l'assurance-emploi par l'aide sociale si le premier régime devient

12. Contrairement au Canada, il existe maintenant une somme importante de travaux de recherche aux États-Unis portant sur les répercussions de ces divers effets sur la dépendance à l'égard de l'aide sociale. Voir, par exemple, Blank (2002), Mayer (2000) et Moffitt (2001).

13. Le régime d'assurance-emploi prévoit diverses exigences de travail et comporte des semaines de prestations variables : les personnes qui vivent dans des régions où le taux de chômage est plus élevé ont besoin d'un moins grand nombre d'heures de travail (anciennement semaines de travail) pour être admissibles aux prestations, et elles sont admissibles à un plus grand nombre de semaines de prestations que les personnes qui vivent (ou plus précisément qui présentent une demande) dans des régions où le taux de chômage est faible.

moins accessible et moins généreux, avec pour effet de faire augmenter le nombre de prestataires de l'AS. Il se peut aussi que les règles plus strictes de l'assurance-emploi incitent des personnes à conserver leur emploi plus longtemps (ou à chercher plus activement un autre emploi lorsqu'elles sont en chômage), plutôt que d'entrer dans le cycle de l'assurance-emploi et de l'aide sociale.

IV. Résultats empiriques

IV.1 Modèles de participation/d'incidence

Nous rendons tout d'abord compte des résultats de notre estimation de modèle logit simple de « participation », la variable dépendante correspondant à la probabilité de toucher des prestations d'AS au cours d'une année donnée. Nous n'oublions pas les défis du point de vue de la spécification soulevés par Grogger, Haider et Klerman (2003), ainsi que Klerman et Haider (2001), dont il est question ci-dessus, et nous les voyons comme un modèle descriptif simple de forme réduite. Des modèles distincts selon le sexe et le type de famille sont élaborés : célibataire (personne seule), marié avec enfants, marié sans enfants et parent seul. Le comportement diffère de façon substantielle selon ces variables, la taille importante de la DAL nous permettant de faire une distinction entre les modèles de cette façon. Dans ce contexte, il convient de souligner que l'admissibilité à l'AS est beaucoup plus grande au Canada qu'aux États-Unis, et qu'un nombre substantiel de chacun de ces types de personne touche des prestations d'AS.

Le tableau 2 montre les effets sur la probabilité découlant des coefficients estimés, tandis que les résultats du modèle complet (estimations de coefficient et erreurs-types) figurent dans le tableau A1. Une probabilité de base (« coordonnée à l'origine ») figure dans la première ligne du tableau. Elle correspond à la probabilité prévue de toucher des prestations d'AS lorsque toutes les variables explicatives catégoriques sont fixées à zéro, ce qui correspond à une personne âgée de 25 à 39 ans vivant dans une grande région urbaine en Ontario en 1992. En ce qui a trait aux variables continues, le taux de chômage de la région économique est établi arbitrairement pour correspondre à celui qui prévalait à Toronto en 1992, les prestations d'AS correspondant à celles versées en Ontario pour le type de famille pertinent en 1992, et l'indice de l'assurance-emploi correspondant à celui qui prévalait à Toronto en 1992.

Les changements dans la probabilité (c.-à-d. les effets marginaux) liée à chacune des variables explicatives sont fournis par la suite, les astérisques indiquant que les coefficients sous-jacents sont statistiquement significatifs aux niveaux indiqués. Les valeurs des variables catégoriques sont celles liées à l'application de chacune séparément. Les effets du taux de chômage sont ceux liés à une augmentation d'un point du taux, ceux des prestations d'AS correspondant à une hausse de 1000 \$ (tous les montants sont exprimés en dollars canadiens de 2000), et les effets de l'indice de l'assurance-emploi étant ceux liés à une augmentation d'un écart-type.

Les probabilités de base rendent compte des différences générales dans les taux d'AS selon le type de famille. Les taux les plus faibles sont ceux des couples (7 à 10 %), particulièrement ceux sans enfants (5,2 pour les femmes et 7,1 et pour les hommes), les célibataires venant au deuxième rang (16,7 et 10,7 % pour les hommes et femmes respectivement), tandis que les parents seuls ont les taux les plus élevés (50,4 % dans le cas des mères seules, 27,4 % pour les pères seuls). Ces valeurs sont inférieures aux moyennes connexes pour l'ensemble de l'économie, du fait principalement des caractéristiques de

base particulières qu'elles représentent, comme il est indiqué ci-dessus, mais elles fournissent une bonne base pour l'examen des différences liées à chacune des variables incluses dans les modèles¹⁴.

Les effets de l'âge sont quelque peu inégaux, mais se réduisent généralement à deux ensembles de rapports : dans le cas des célibataires, les taux de participation sont plus élevés chez ceux âgés de plus de 40 ans que chez ceux âgés de moins de 40 ans; et pour tous les autres types de famille, ils sont définitivement les plus élevés pour les personnes âgées de 18 à 24 ans, les personnes âgées de 25 à 39 ans venant en deuxième place, et celles âgées de 40 à 54 ans venant au dernier rang (sauf les femmes mariées avec enfants), les résultats étant inégaux pour le groupe des 55 à 64 ans.

Les taux d'AS augmentent avec le nombre d'enfants pour les divers types de famille, ce qui s'ajoute aux différences générales déjà notées pour les personnes appartenant à des familles avec et sans enfants.

Il existe de nombreuses différences substantielles entre les provinces, mais ces différences sont abordées dans un document connexe (Finnie, Irvine et Sceviour (2003)) et sont considérées comme des variables témoins ici. Les effets de la taille de la région font généralement ressortir des taux d'AS plus faibles pour les personnes vivant dans des petites régions urbaines que pour le groupe omis des grandes régions urbaines, et principalement, mais pas uniformément, des taux plus faibles pour les personnes vivant dans des villages et des régions rurales.

Les variables de l'année civile doivent être interprétées avec précaution. Elles rendent plus particulièrement compte des différences qui subsistent une fois contrôlées les autres variables économiques et politiques comprises dans les modèles, qui sont elles-mêmes caractérisées par des tendances temporelles importantes : les taux de chômage ont atteint un sommet en 1993, puis ont diminué constamment par la suite; les niveaux de prestations d'AS ont diminué généralement au fil du temps, particulièrement en Ontario, à partir de 1995; et l'indice de l'assurance-emploi a aussi diminué de façon générale au cours des années couvertes par les données. Néanmoins, les variables de l'année laissent supposer qu'une fois contrôlés ces facteurs, ainsi que les attributs personnels et familiaux des personnes, les taux d'AS ont augmenté en 1993, puis sont demeurés élevés pour le reste de la décennie. Ces effets conditionnels de l'année contrastent avec les tendances temporelles brutes, qui affichent généralement des hausses du même ordre en 1993 (Finnie, Irvine et Sceviour (2003)), mais diminuent par la suite. Les résultats du modèle laissent donc supposer que cette baisse est attribuable pour une large part à la diminution du taux de chômage, des niveaux de prestations d'AS et de la générosité de l'a.-e., tandis que la « structure » sous-jacente de l'AS est demeurée élevée jusqu'à la fin de la décennie.

Le taux de chômage a un effet marqué, et les modèles laissent supposer que les baisses significatives du taux de chômage dans la dernière moitié des années 90 ont été responsables de la réduction de plusieurs points des taux d'AS, réduction pouvant aller jusqu'au tiers. Bref, la croissance économique semble avoir joué un rôle très important en ce qui a trait à la participation au régime d'AS ces dernières années.

14. Le changement de groupe de base modifie les effets de probabilité en raison de la nature non linéaire du modèle et des ajustements correspondants, mais la direction générale et l'ampleur des effets sont robustes, peu importe la spécification choisie.

Les niveaux de prestations d'AS semblent comporter un lien étroit avec les taux de participation au régime d'AS, particulièrement pour les mères seules et les femmes seules. Nos calculs montrent qu'un changement de 1 000 \$ dans les niveaux de prestations a autant de répercussions sur les taux de participation au régime d'AS qu'un changement d'un point dans le taux de chômage. Les baisses générales importantes des taux de prestations au cours de cette période (p. ex., environ 5 000 \$ pour les mères seules en Ontario) semblent donc avoir été un autre déterminant des changements quant aux taux de participation au régime d'AS notés au cours de la dernière moitié des années 90.

Les indices de la générosité de l'assurance-emploi, dont les effets ne sont pas prévisibles a priori, sont en fait inégaux. Ils sont positifs pour les couples, avec et sans enfants, ce qui laisse supposer qu'une générosité moins grande de l'assurance-emploi a entraîné une réduction des taux de participation au régime d'AS pour ces personnes. Cela est conforme à l'hypothèse de la «porte d'entrée», selon laquelle les personnes sont moins susceptibles d'entrer dans le cycle de l'assurance-emploi et de l'assistance sociale lorsque le régime d'assurance-emploi est moins généreux. Dans le cas des mères seules, toutefois, les estimations de coefficient sont négatives, ce qui laisse supposer que l'assurance-emploi et l'aide sociale ont tendance à se substituer. Dans le cas des personnes seules, les résultats sont négatifs pour les hommes et positifs pour les femmes; toutefois, même si les effets sont statistiquement significatifs, ils ne sont généralement pas très prononcés.

IV.2 Modèles d'entrée

Le tableau 3 montre les résultats pour les premiers modèles de la dynamique, c'est-à-dire la probabilité d'entrer dans le régime d'AS d'une année à l'autre pour les personnes qui ne sont pas déjà prestataires de l'AS. Le tableau A2 comporte l'ensemble complet de coefficients et d'erreurs-types. Un ensemble de probabilités de base est encore une fois fourni à la première ligne. Dans ce cas, elles représentent le taux moyen d'entrée dans le régime d'AS pour les personnes possédant les caractéristiques de celles représentées par les catégories omises, et les mêmes valeurs pour les variables politiques et économiques que dans le cas des modèles annuels de participation figurant ci-dessus. Ces modèles peuvent être perçus comme les plus «purs» du point de vue du comportement (Grogger, Haider et Klerman (2003), Klerman et Haider (2001)) parce que, contrairement aux modèles de participation au régime, de sortie du régime ou même de retour au régime, le processus d'entrée dans le régime n'est pas assujéti à des mécanismes de décalage complexes (personnes qui entrent dans le régime d'AS et qui passent d'une étape à l'autre). Les résultats doivent être interprétés dans cette optique.

Les parents seuls qui demeurent dans cette situation d'une année à l'autre sont généralement les plus susceptibles d'entrer dans le régime d'AS, avec des taux d'environ 10.2 % pour les hommes et de 14.2 % pour les femmes. Les hommes célibataires viennent au deuxième rang, à 4,7 %, puis les femmes célibataires, à 2,8 %, suivies par les couples avec et sans enfants (2 % et un peu plus de 1 % respectivement).

De façon beaucoup plus directe que dans le cas des analyses statiques, il semble que les changements touchant la situation familiale comportent un lien marqué avec les transitions liées à l'AS. Le fait de devenir une mère seule (voir la ligne «À parent seul») ou une femme seule («À célibataire»), après avoir été une personne mariée avec enfants, représente une situation particulièrement dramatique à cet égard. D'autres effets sont aussi importants. Ils sont conformes à ceux dont il est question dans les

ouvrages publiés aux États-Unis, ce qui nous ramène aux travaux classiques comme ceux de Bane et Ellwood (1986).

À certains égards, les effets de l'âge sont similaires à ceux des modèles de participation présentés ci-dessus. De façon plus particulière, les personnes plus jeunes, quel que soit le type de famille, ont des taux d'entrée dans le régime beaucoup plus élevés que les autres, et les taux diminuent encore une fois avec l'âge pour les parents seuls. Les effets positifs importants de l'âge pour les personnes seules, qui sont notés dans les modèles de participation, ne sont toutefois pas présents dans ce cas, ce qui nous laisse supposer que ces taux élevés de participation sont davantage le fait des périodes *plus longues* de prestations de ces personnes, que des taux d'entrée plus élevés.

Les effets du nombre d'enfants sont tels que prévus : le fait d'avoir un plus grand nombre d'enfants est lié à une probabilité généralement plus grande d'entrer dans le régime d'AS au cours d'une année donnée, et les effets sont particulièrement prononcés pour les familles comptant entre quatre et cinq enfants, ou plus.

La plupart des coefficients de taille de région sont positifs, contrairement au modèle inégal noté pour les taux de participation. Dans les cas où les taux d'entrée sont plus élevés, mais les taux de participation plus faibles (p. ex., l'effet de la région rurale pour les hommes célibataires), nous devrions nous attendre à des taux de sortie considérablement plus élevés aussi, c'est-à-dire des modèles assez différents de dynamique de l'AS selon le type de famille (p. ex., des périodes relativement plus nombreuses, mais plus courtes).

Les effets de l'année sont principalement négatifs. Il s'agit d'un résultat inhabituel dans un contexte où les effets de l'année dans les modèles de participation mentionnés ci-dessus étaient positifs : comment les taux de participation peuvent-ils demeurer élevés si les taux d'entrée diminuent? Encore une fois, toutefois, ces résultats doivent être interprétés en maintenant constantes les variables économiques et politiques, ces dernières affichant des tendances prononcées au fil du temps. Nous reviendrons à cette question ci-dessous.

En ce qui a trait aux variables politiques et économiques, nous voyons que les effets du taux de chômage sont—encore une fois—positifs, significatifs et prononcés. Il en va de même pour les coefficients du niveau de prestations d'AS. Ainsi, une partie à tout le moins de la façon dont ces variables économiques et politiques semblent affecter les taux de participation au régime d'AS à un moment donné dépend de changements significatifs dans les taux d'entrée. Il est intéressant de constater que les estimations du coefficient de l'indice de générosité de l'assurance-emploi figurent dans cet ensemble de résultats, et sont prononcées dans chaque cas, ce qui fait ressortir de façon non ambiguë l'hypothèse de la « porte d'entrée » : une plus grande générosité du régime d'assurance-emploi entraîne un recours plus grand aux prestations d'AS. Comme il est noté, on s'attendrait peut-être à ce que les effets de l'entrée dans le régime soient plus purs et plus prononcés pour le modèle d'entrée, étant donné qu'il s'agit d'un processus courant beaucoup mieux défini, tandis que les taux de participation au cours d'une année donnée sont fonction des flux passés et d'autres structures de décalage complexes.

IV.3 Modèles de sortie

Contrairement aux modèles précédents, les modèles de sortie sont définis au moyen d'une structure appropriée de modèle de hasards, qui repose sur la création d'échantillons de périodes d'AS qui débutent à un moment donné entre 1992 et 2000, années couvertes par les données, ce qui permet d'éviter le problème de censure à gauche. On estime par la suite la probabilité qu'une personne cesse d'avoir un faible revenu d'une année à une autre, en tant que fonction des mêmes variables explicatives que dans les autres modèles, plus une série de variables fictives correspondant à la durée de la période écoulée, pour saisir les effets de la durée¹⁵. Comme c'est le cas pour tout modèle de hasards, les observations censurées à droite sont incluses dans l'estimation jusqu'à ce qu'on atteigne la limite de leur champ. Les résultats du calcul de la probabilité figurent au tableau 4, et les estimations correspondantes du coefficient dans le tableau A3.

Les taux de base de sortie du régime, qui correspondent à la probabilité qu'une personne sorte du régime d'AS après avoir touché des prestations pendant un an seulement (les autres caractéristiques de base correspondant à l'ensemble de variables fictives représentant la durée écoulée d'une période), varient considérablement selon le type de famille. Les mères seules ont, de loin, le taux le plus faible, à seulement 17 % (le taux pour les pères seuls est de 25 %). Les personnes seules viennent au deuxième rang (à 33 % dans le cas des hommes et des femmes). Les couples ont les taux les plus élevés de sortie du régime, de l'ordre de 40 à 54 %, c'est-à-dire que près de la moitié d'entre eux (ou plus) semblent toucher des prestations d'AS pendant une année seulement.

La dynamique du type de famille est à peu près aussi forte que dans les modèles d'entrée, mais en sens inverse, comme il fallait s'y attendre. Dans le cas des femmes, le fait pour une mère seule ou une célibataire de se marier est lié à des augmentations importantes de la probabilité de cesser de toucher des prestations d'AS, tandis que le passage du mariage à l'un de ces états diminue la probabilité de sortie du régime d'AS, parfois dans une très large mesure. Dans le cas des hommes, les effets vont dans le même sens, mais ne sont pas aussi prononcés (les pères seuls étant beaucoup moins nombreux que les mères seules).

Les effets de l'âge sont plus inégaux que dans les modèles précédents, mais il existe généralement un rapport inverse entre la probabilité de sortir du régime d'AS et l'âge, sauf—dans certains cas—entre les deux groupes les plus jeunes. Mis à part ce dernier effet, l'abandon des prestations d'AS—après en avoir touchées—semble être un processus plus lent pour les personnes âgées que pour les jeunes. Le fait d'avoir un plus grand nombre d'enfants est lié à des probabilités substantiellement réduites de sortir du régime d'AS.

Il est intéressant de constater que les variables de la taille de la région sont presque toutes positives : le fait de vivre dans une petite région peut, dans certains cas, être lié à des taux d'entrée plus élevés (comme il est indiqué ci-dessus), mais il comporte un lien encore plus prononcé avec un taux de sortie

15. Cette approche est similaire à celle utilisée par Gunderson et Melino (1990) pour modéliser les durées des grèves, et par Ham et Rae (1987), pour analyser les périodes sans emploi, et elle correspond au modèle utilisé par Finnie et Sweetman (2003) pour modéliser la dynamique de la pauvreté, et par Finnie et Gray (2002), pour modéliser la dynamique du revenu à partir des mêmes données. Keifer (1990) montre que la fonction de vraisemblance de ce modèle correspond à celle de la spécification du modèle logit courant.

plus rapide du régime. La dynamique de l'AS semble donc prendre une forme distincte pour les personnes vivants dans des petites régions, c'est-à-dire un plus grand nombre de périodes dans certains cas, mais généralement de plus courte durée.

Les effets de l'année sont presque uniformément positifs. Cela peut sembler curieux au premier abord, étant donné que les variables de l'année dans les modèles annuels de taux de participation sont aussi généralement positives. Ceci étant dit, les modèles d'entrée ont affiché principalement des coefficients d'année négatifs, ce qui correspond aux conclusions relatives au taux de sortie, à savoir un moins grand nombre d'entrées et un taux de sortie plus rapide. Comme il est noté ici, les modèles de sortie du régime et d'entrée dans le régime, plus particulièrement, sont plus susceptibles de rendre compte des influences « du moment », tandis que les modèles de participation annuelle saisissent les décalages passés et d'autres retombées des influences passées. Le profil global des résultats peut rendre compte des divers changements qui ont touché les régimes, dans le but de dissuader la dépendance à l'égard de l'AS, comme il est indiqué précédemment.

Le taux de chômage prend son signe négatif prévu dans chaque cas, mais il n'est statistiquement significatif que dans trois des huit modèles, et les effets ne sont pas quantitativement importants. Les effets sont donc beaucoup plus faibles que dans le cas des modèles d'entrée, une conclusion intéressante qui comporte des répercussions sur les effets qu'ont les mouvements dans les taux de chômage sur la réduction du taux d'entrée dans le régime par rapport à l'abandon rapide des prestations. Les niveaux de prestations d'AS affichent des effets plus prononcés dans une certaine mesure, sont statistiquement significatifs dans cinq des huit modèles, et sont les plus importants pour les parents seuls. L'effet positif statistiquement significatif pour les hommes seuls pourrait être un artifice du fait que de nombreuses réformes de l'AS visant l'abandon des prestations de l'AS par les célibataires se sont produites tôt au cours de la période de collecte de données dans de nombreuses provinces, avant que les niveaux de prestations soient réduits, ce qui fait que les taux de sortie ont diminué le plus au moment où les niveaux de prestations étaient encore élevés.

Les effets de la durée sont frappants. Les taux de sortie diminuent de façon assez marquée au cours des premières années, puis se stabilisent. La forme de la fonction de hasards est donc davantage en L que la forme courante, même si cela pourrait être dû en partie à la nature annuelle de nos données et, par conséquent, à un effet d'étirement de l'axe. Nous ne tentons pas de corriger davantage l'hétérogénéité non observée, afin que ces résultats puissent être interprétés comme rendant compte à la fois des effets réels de la durée et des influences de l'hétérogénéité non observée. Les taux de stabilisation des probabilités de sortie sont aussi très intéressants, se situant entre 6 et 7 % pour les célibataires, quel que soit leur sexe, et les mères seules. Lorsque les personnes de cette catégorie touchent des prestations d'AS depuis quelques années, la probabilité qu'elles les abandonnent semble en fait très faible.

IV.4 Modèles de retour

Les modèles de retour au régime figurant dans le tableau 5 (le tableau 4 comporte les résultats du modèle complet) s'apparentent aux modèles simples d'entrée dans le régime d'une année à l'autre qui figurent ci-dessus, mais—tout comme les modèles de sortie mentionnés précédemment—appartiennent à une structure de hasards appropriée. Les échantillons utilisés pour estimer ces modèles se limitent donc aux personnes qui sont sorties du régime d'AS au cours de la période de 1992 à 2000 (et qui risquent par conséquent de toucher à nouveau des prestations), ce qui écarte encore une fois le

problème de censure à gauche, mais les modèles comprennent aussi des termes de durée comparables à ceux figurant dans les modèles de sortie.

Étant donné que les résultats s'apparentent de façon générale à ceux des modèles annuels d'entrée plus simples abordés précédemment, nos remarques se limiteront aux probabilités de base et aux termes des hasards. Les estimations du modèle laissent supposer que 27,8 % des mères seules entament une nouvelle période dans cette situation la première année suivant la période précédente. Encore une fois, toutefois, les probabilités diminuent de façon marquée et sont de l'ordre de 8 à 12 % après deux années ou plus sans prestations d'AS.

Les taux de base sont beaucoup plus faibles pour les autres modèles de type de famille-de sexe, généralement de l'ordre de moins de la moitié du taux pour les mères seules la première année. Eux aussi diminuent de façon marquée—par rapport à ces niveaux plus faibles—puis se stabilisent à un faible niveau, parfois de l'ordre de 5 % ou moins. C'est donc dire qu'une fois qu'il s'est écoulé un certain nombre d'années sans que le prestataire ait recours à nouveau à l'AS, la probabilité qu'il le fasse n'est pas de beaucoup supérieure à celle pour la population en général.

V. Conclusion

Le présent document utilise la base de données fiscales longitudinales canadienne pour estimer des modèles du recours à l'assistance sociale (AS), ou à l'aide sociale, au cours d'une année donnée, ainsi que la dynamique sous-jacente : entrée dans le régime d'AS d'une année à l'autre, sortie d'une période donnée de prestations d'AS, et retour au régime d'AS suivant la fin d'une période de prestations.

Les variables correspondant aux caractéristiques personnelles suivent les modèles prévus dans la plupart des cas. Toutefois, cette combinaison de modèles fournit un aperçu beaucoup plus complet de l'évolution du recours à l'AS, du point de vue des processus sous-jacents d'entrée, de sortie et de retour, que tout ensemble de modèles statiques ou de modèles dynamiques qui ne saisissent que l'un de ces éléments. Par exemple, nous avons pu tirer des conclusions sur la façon dont les taux de participation liés à certaines caractéristiques sont assujettis à la combinaison des taux d'entrée et de sortie, ce qui nous en dit davantage au sujet des expériences des différents types de personne au chapitre de l'AS. Par ailleurs, même si les signes de ces effets peuvent, dans nombre de cas, avoir été prévus, nous avons pu quantifier les effets, ce qui a aussi permis des comparaisons selon le type de famille et le sexe relativement à l'importance des diverses influences.

Les modèles sont aussi intéressants du fait qu'ils intègrent certaines variables économiques et politiques : le taux de chômage régional, les niveaux de prestations d'AS et une mesure de la générosité du régime d'assurance-emploi. Les résultats montrent que les effets des deux premières variables prennent non seulement les signes prévus, mais sont prononcés, particulièrement dans le cas des modèles d'entrée, dont on présume qu'ils saisissent les effets pertinents de façon plus pure, du fait de l'absence des mécanismes de décalage qui caractérisent les processus de sortie et de retour, ainsi que le fait de toucher des prestations d'AS au cours d'une année donnée. Il semblerait par ailleurs que les changements dans les valeurs de ces variables tout au long des années 90—taux de chômage plus faibles et niveaux de prestations d'AS généralement réduits—ont eu un effet significatif sur la diminution globale des taux d'AS observés au cours de cette période.

Nos résultats montrent aussi de façon générale que le recours à l'AS comporte un lien avec le régime d'assurance-emploi, la réduction de la générosité de ce dernier entraînant non seulement (présument) un recours plus faible à l'assurance-emploi, mais aussi un recours plus faible à l'AS, le premier semblant être une « porte d'entrée » pour le deuxième.

Tableau 1 : Exclusions de l'échantillon, toutes les années*

Restriction	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
DAL complète	3,355,675	3,444,185	3,477,365	3,516,100	3,541,345	3,573,525	3,596,685	3,648,720	3,703,995
Décl. ou imp. sur 5 ans	499,190 (14.9)	435,535 (12.6)	340,445 (9.8)	249,030 (7.1)	144,480 (4.1)	280,110 (7.8)	411,220 (11.4)	566,775 (15.5)	725,300 (19.6)
Respect de la restriction relative à l'âge	1,540 (0.05)	1,650 (0.05)	1,765 (0.05)	2,245 (0.06)	3,530 (0.10)	3,175 (0.09)	2,715 (0.08)	2,050 (0.06)	875 (0.02)
Respect des restrictions concernant le contrôle de la situation familiale	178,580 (5.3)	250,785 (7.3)	310,960 (8.9)	369,160 (10.5)	369,145 (10.4)	307,475 (8.6)	234,005 (6.5)	167,745 (4.6)	159,780 (4.3)
Non-handicapé	352,820 (10.5)	391,025 (11.4)	428,530 (12.3)	464,295 (13.2)	509,275 (14.4)	461,055 (12.9)	426,415 (11.9)	385,885 (10.6)	333,010 (9.0)
Non-étudiant	112,865 (3.4)	112,810 (3.3)	115,800 (3.3)	181,750 (5.2)	317,820 (9.0)	312,760 (8.8)	294,070 (8.2)	285,220 (7.8)	144,030 (3.9)
Échantillon final	2,210,680 (65.9)	2,252,380 (65.4)	2,279,865 (65.6)	2,249,620 (64.0)	2,197,095 (62.0)	2,208,950 (61.8)	2,228,260 (62.0)	2,241,045 (61.4)	2,341,000 (63.2)

*Les chiffres correspondent au nombre d'observations exclues à chaque étape, le pourcentage de l'échantillon de départ représenté par ces suppressions figurant entre parenthèses. L'ordre des restrictions utilisées ici est arbitraire, et un ordre différent découlerait de l'utilisation de proportions différentes d'exclusion à chaque étape (de nombreuses observations sont exclues sur la base de plus d'un critère). Par conséquent, c'est le nombre d'observations qui restent, une fois toutes les restrictions imposées, qui est le plus pertinent (c.-à-d. le dernier rang du tableau).

Tableau 2 : Résultats du calcul de la probabilité marginale de toucher des prestations d'AS

	Hommes				Femmes			
	Célibataire	Marié avec enfants	Marié sans enfants	Parent seul	Célibataire	Mariée avec enfants	Mariée sans enfants	Parent seul
Probabilité de base	16.65 **	10.23 **	7.12 **	27.44 **	10.66 **	8.85 **	5.26 **	50.40 **
Groupe d'âge (25-39)								
18-24	0.60 **	37.05 **	9.47 **	16.19 **	1.50 **	29.03 **	7.99 **	29.28 **
40-54	2.63 **	-4.87 **	-2.79 **	-10.26 **	4.42 **	-4.38 **	-1.59 **	-19.56 **
55-64	4.63 **	-0.46 **	-3.20 **	-3.53 **	4.60 **	3.50 **	-1.79 **	-5.05 **
Nombre d'enfants (Un)								
Deux		-1.17 **		-0.27		-0.49 **		4.81 **
Trois		2.63 **		5.33 **		3.23 **		14.48 **
Quatre		9.74 **		12.89 **		9.91 **		22.99 **
Cinq ou plus		23.11 **		23.70 **		22.65 **		30.00 **
Province (Ont.)								
T.-N.	0.54	-2.13 **	-0.83 **	-11.01 **	-0.92 **	-1.15 **	-0.09	-8.70 **
Î.-P.-É.	-8.40 **	-5.74 **	-4.49 **	-9.34 **	-5.20 **	-4.37 **	-3.16 **	-13.78 **
N.-É.	-4.38 **	-2.78 **	-1.96 **	-5.75 **	-1.41 **	-2.06 **	-1.64 **	0.56
N.-B.	3.61 **	-0.66 **	0.80 **	-3.69 **	1.32 **	-0.23	0.81 **	-3.18 **
QC	3.21 **	-0.75 **	1.05 **	-4.24 **	2.27 **	-0.23 **	0.90 **	-6.26 **
MAN.	0.58 **	-2.34 **	-2.52 **	-0.35	-1.19 **	-1.94 **	-2.21 **	-3.63 **
SASK.	1.24 **	-0.53 **	-1.69 **	-0.58	-0.16	-0.01	-1.15 **	-2.18 **
ALB.	-4.86 **	-3.58 **	-1.89 **	-8.49 **	-2.32 **	-3.13 **	0.42 **	-14.05 **
C.-B.	1.54 **	-0.93 **	-0.82 **	1.49 **	-1.24 **	-0.47 **	-0.45 **	-1.87 **
Taille de la région (Grande-urbaine)								
Petite-urbaine	1.90 **	1.01 **	0.72 **	1.50 **	3.81 **	0.88 **	0.56 **	5.25 **
Village-rurale	-1.86 **	-0.94 **	0.19 **	-2.81 **	1.85 **	-1.05 **	0.05	-1.81 **
Année (1992)								
1993	5.94 **	1.93 **	3.91 **	12.91 **	3.79 **	1.42 **	3.25 **	1.73 **
1994	6.54 **	3.42 **	4.67 **	15.09 **	4.96 **	2.42 **	3.85 **	3.81 **
1995	7.20 **	4.44 **	4.86 **	18.09 **	6.58 **	3.63 **	4.33 **	7.24 **
1996	6.97 **	4.53 **	4.52 **	18.71 **	6.61 **	3.78 **	4.32 **	6.36 **
1997	6.90 **	4.21 **	4.50 **	18.67 **	6.88 **	3.42 **	4.48 **	5.50 **
1998	6.69 **	4.11 **	4.24 **	17.88 **	6.94 **	3.27 **	4.38 **	3.28 **
1999	6.26 **	3.92 **	4.13 **	17.65 **	6.80 **	3.09 **	4.35 **	-0.45
2000	5.59 **	3.94 **	4.62 **	14.85 **	6.29 **	2.61 **	4.65 **	-2.74 **
Variables économique/politiques								
Taux de chômage de la RE	0.80 **	0.68 **	0.49 **	1.36 **	0.45 **	0.56 **	0.35 **	1.32 **
Prestations d'AS	1.48 **	0.41 **	0.37 **	1.46 **	0.64 **	0.38 **	0.06 **	1.47 **
Indice de l'a.-e.	-0.16 **	0.32 **	0.09 **	-1.24 **	0.43 **	0.17 **	0.31 **	-0.30 **

Un astérisque correspond à un niveau de signification à .05 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Tableau 3 : Résultats du calcul de la probabilité marginale d'entrer dans le régime d'AS

	Hommes				Femmes			
	Célibataire	Marié avec enfants	Marié sans enfants	Parent seul	Célibataire	Mariée avec enfants	Mariée sans enfants	Parent seul
Probabilité de base	4.73 **	2.07 **	1.26 **	10.15 **	2.76 **	1.94 **	1.03 **	14.19 **
Changement de type de famille								
À célibataire		10.24 **	4.36 **	-1.24		30.25 **	6.50 **	1.17
À marié avec enfants	23.52 **		3.19 **	11.63 **	4.42 **		1.27 **	-0.63
À marié sans enfants	2.86 **	1.42 **		8.29 **	2.01 **	0.84 **		8.52 **
À parent seul	6.21 **	15.24 **	16.74 **		22.79 **	31.46 **	28.03 **	
Groupe d'âge (25-39)								
18-24	1.43 **	7.55 **	2.09 **	8.86 **	2.28 **	6.45 **	1.70 **	23.44 **
40-54	-0.60 **	-0.94 **	-0.25 **	-4.30 **	0.59 **	-0.96 **	-0.07 **	-7.32 **
55-64	-1.14 **	-0.25 **	-0.32 **	-3.91 **	-0.03	1.16 **	0.21 **	-3.81 **
Nombre d'enfants (Un)								
Deux		-0.29 **		-1.90 **		-0.02		0.35 *
Trois		0.32 **		-1.10		0.69 **		4.25 **
Quatre		1.49 **		1.81		1.79 **		9.78 **
Cinq ou plus		3.86 **		3.28		4.22 **		17.94 **
Province (Ontario)								
T.-N.	-0.17	1.24 **	0.16	-2.11	0.47 **	0.77 **	0.57 **	-0.81
Î.-P.-É.	-2.06 **	-0.69 **	-0.62 **	-1.81	-1.53 **	-0.49 **	-0.24 *	-1.53
N.-É.	-0.95 **	0.44 **	-0.22 **	-1.58	-0.23 *	0.46 **	-0.05	-0.69
N.-B.	0.54 **	1.28 **	0.34 **	4.45 **	0.42 **	0.94 **	0.31 **	1.38 *
QC	0.27 **	0.31 **	0.13 **	-0.85	0.66 **	0.15 **	0.13 **	-0.03
MAN.	-0.38 **	-0.02	-0.45 **	0.77	-0.23 *	-0.10 *	-0.32 **	-1.28 **
SASK.	0.10	1.22 **	-0.27 **	4.93 **	0.31 **	0.68 **	0.09	6.86 **
ALB.	-1.45 **	0.25 **	-0.18 **	0.39	0.08	0.15 **	0.88 **	1.90 **
C.-B.	0.15	0.65 **	0.03	4.19 **	0.22 **	0.57 **	0.13 **	3.92 **
Taille de la région (Grande-urbaine)								
Petite-urbaine	0.90 **	0.15 **	0.05	0.34	0.94 **	0.37 **	0.06 *	1.58 **
Village-rurale	0.07	0.29 **	0.12 **	-0.84 *	0.47 **	0.39 **	0.22 **	0.18
Année (1992)								
1993	-1.32 **	-0.43 **	-0.23 **	-1.66 *	-0.75 **	-0.39 **	-0.14 **	-4.76 **
1994	-0.74 **	-0.07	-0.10 *	-0.93	-0.58 **	-0.20 **	-0.05	-3.90 **
1995	-1.23 **	0.04	-0.18 **	-0.53	-0.85 **	-0.12 **	0.00	-5.36 **
1996	-0.98 **	-0.08	-0.17 **	-1.30	-0.59 **	-0.29 **	0.06	-4.67 **
1997	-1.53 **	-0.12	-0.35 **	-1.16	-1.02 **	-0.35 **	-0.12 **	-5.46 **
1998	-1.69 **	-0.17 *	-0.45 **	-0.27	-1.19 **	-0.47 **	-0.25 **	-5.61 **
1999	-2.09 **	-0.35 **	-0.59 **	-1.15	-1.41 **	-0.55 **	-0.31 **	-6.15 **
Variables économiques/politiques								
Taux de chômage de la RE	0.22 **	0.11 **	0.09 **	0.55 **	0.13 **	0.09 **	0.05 **	0.40 **
Prestations d'AS	0.21 **	0.19 **	0.06 **	0.65 **	0.25 **	0.15 **	0.08 **	0.76 **
Indice de l'a.-e.	0.37 **	0.36 **	0.10 **	0.05	0.11 **	0.27 **	0.12 **	0.77 **

Un astérisque correspond à un niveau de signification à 0.5 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Tableau 4 : Résultats du calcul de la probabilité marginale de sortir du régime d'AS

	Hommes				Femmes			
	Célibataire	Marié avec enfants	Marié sans enfants	Parent seul	Célibataire	Mariée avec enfants	Mariée sans enfants	Parent seul
Probabilité de base	32,52 **	40,40	42,91 *	25,10 **	33,19 **	40,35	53,69	17,17
Changement de type de famille								
À célibataire		-7,77 **	-15,06 **	-8,32 *		-20,17 **	-17,52 **	-4,08 **
À marié avec enfants	-10,42 **		-1,75	28,01 **	4,03		-19,47 **	29,98 **
À marié sans enfants	9,88 **	-1,63		19,42 **	17,32 **	-3,27 *		13,67 **
À parent seul	-14,66 **	-18,44 **	-30,35 **		-22,64 **	-26,06 **	-42,74 **	
Groupe d'âge (25-39)								
18-24	1,66 **	-0,87	3,41 **	-7,22 *	0,11	-4,56 **	1,69	-4,36 **
40-54	-8,22 **	-5,04 **	-9,56 **	-1,14	-9,31 **	-3,07 **	-13,85 **	-0,06
55-64	-16,71 **	-17,51 **	-19,58 **	-8,20 **	-16,86 **	-19,62 **	-25,22 **	-5,92 **
Nombre d'enfants (Un)								
Deux		0,50		1,48		1,11 *		0,04
Trois		-2,43 **		3,13		-1,49 **		-1,50 **
Quatre		-6,45 **		-0,20		-6,19 **		-2,20 **
Cinq ou plus		-9,26 **		10,40		-9,92 **		-3,02 **
Province (Ontario)								
T.-N.	2,34	-10,75 **	-4,56	-5,58	-2,07	-7,88 **	-0,70	-5,67 **
Î.-P.-É.	8,26 **	5,12	15,91 **	0,42	11,29 **	7,32 **	16,34 **	1,64
N.-É.	6,83 **	-4,56 **	4,15	-3,90	1,90	0,55	1,29	-5,37 **
N.-B.	7,61 **	-7,18 **	-4,46	-9,23 **	0,67	-3,04 *	2,84	-4,77 **
QC	-3,98 **	-9,32 **	-6,41 **	-8,05 **	-6,02 **	-6,84 **	-2,07	-5,06 **
MAN.	3,19 **	-1,87	2,56	-11,19 **	3,59 *	-1,86	9,72 **	-2,05 **
SASK.	0,61	-4,29 **	-3,08	-7,09 *	3,63 *	-2,87 **	4,00	-2,69 **
ALB.	10,48 **	9,81 **	5,53 **	0,61	6,60 **	7,49 **	-3,90 *	3,77 **
C.-B.	4,17 **	3,46 **	4,23 **	-1,78	5,82 **	3,50 **	9,86 **	-0,34
Taille de la région (Grande-urbaine)								
Petite-urbaine	-0,25	2,62 **	1,84	1,47	-0,56	2,38 **	-1,12	0,84 *
Village-rurale	3,17 **	4,94 **	2,78 **	6,19 **	2,14 **	4,92 **	-0,13	3,48 **
Année (1993)								
1993	2,65 **	2,96 **	4,92 **	-3,73	0,57	3,75 **	3,55 *	2,02 **
1994	8,37 **	5,94 **	6,89 **	-0,17	6,13 **	3,91 **	4,65 **	5,33 **
1995	9,62 **	6,29 **	4,56 *	-4,44	4,10 **	5,85 **	2,94	5,68 **
1996	11,91 **	9,56 **	7,14 **	-1,59	5,69 **	9,33 **	5,76 **	7,36 **
1997	13,10 **	12,56 **	8,77 **	0,28	8,04 **	11,80 **	4,10	9,82 **
1998	12,35 **	12,55 **	7,57 **	-0,57	7,80 **	10,45 **	3,79	9,51 **
Variables économiques/politiques								
Taux de chômage de la RE	-0,29 **	-0,41 **	-0,64 **	-0,06	-0,07	-0,51 **	-0,26	-0,13
Prestations d'AS	1,40 **	-0,48 *	-0,73 *	-2,36 **	0,24	-0,24 *	0,27	-1,24 **
Indice de l'a.-e.	-0,20	0,00	0,38	-1,79	-1,03 *	-0,44	-0,07	-0,16
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Durée (Un an)								
Deux ans	-7,18 **	-8,03 **	-9,88 **	-6,96 **	-7,12 **	-8,63 **	-9,66 **	-4,63 **
Trois ans	-15,42 **	-15,92 **	-18,51 **	-12,82 **	-14,98 **	-15,92 **	-18,20 **	-7,19 **
Quatre ans	-19,39 **	-21,03 **	-24,64 **	-11,40 **	-19,04 **	-18,69 **	-25,92 **	-9,05 **
Cinq ans	-21,95 **	-21,84 **	-29,14 **	-16,25 **	-22,18 **	-21,62 **	-30,44 **	-9,53 **
Six ans	-23,63 **	-25,62 **	-31,55 **	-15,23 **	-24,76 **	-22,23 **	-29,98 **	-9,26 **
Sept ans	-26,31 **	-27,14 **	-31,27 **	-16,40 **	-25,06 **	-24,05 **	-33,04 **	-10,46 **

Un astérisque correspond à un niveau de signification à 0.5 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Tableau 5 : Résultats du calcul de la probabilité marginale de retourner au régime d'AS

	Hommes				Femmes			
	Célibataire	Marié avec enfants	Marié sans enfants	Parent seul	Célibataire	Mariée avec enfants	Mariée sans enfants	Parent seul
Probabilité de base	15,84 **	13,10 **	10,64 **	25,63 **	14,77 **	12,61 **	13,14 **	27,81 **
Changement de type de famille								
À célibataire		14,91 **	8,86 **	8,99		44,86 **	22,45 **	7,83 **
À marié avec enfants	42,31 **		11,04 **	19,10 **	5,59		1,22	-2,63 *
À marié sans enfants	7,63 **	5,50 **		37,30 **	2,42	5,11 **		11,34 **
À parent seul	10,13 **	25,92 **	10,59		27,39 **	48,98 **	45,57 **	
Groupe d'âge (25-39)								
18-24	0,39	4,88 **	0,27	3,50	1,13	5,36 **	0,88	14,97 **
40-54	3,81 **	0,20	4,38 **	-1,36	3,74 **	-0,46	7,42 **	-4,77 **
55-64	4,94 **	5,51 **	9,07 **	0,65	1,89 **	13,20 **	12,35 **	-2,88
Nombre d'enfants (Un)								
Deux		0,58		-2,14		1,73 **		0,89
Trois		2,25 **		-3,44		4,41 **		3,45 **
Quatre		4,07 **		0,45		7,04 **		8,18 **
Cinq ou plus		5,58 **		-0,37		8,83 **		13,45 **
Province (Ontario)								
T.-N.	4,04 *	14,12 **	9,23 **	7,31	10,41 **	8,39 **	19,04 **	9,73 **
Î.-P.-É.	-0,78	2,54	-5,12	11,50	2,02	1,85	8,32 *	5,66
N.-É.	-0,59	9,74 **	2,04	7,42	3,39 *	5,82 **	6,12 **	4,71 **
N.-B.	3,61 **	14,06 **	7,30 **	17,95 **	5,45 **	9,04 **	10,23 **	8,84 **
QC	3,93 **	6,44 **	2,28 **	9,06 **	5,71 **	4,19 **	3,85 **	6,94 **
MAN.	4,07 **	7,60 **	5,31 **	12,42 *	3,07 *	6,18 **	6,90 **	8,38 **
SASK.	5,90 **	14,41 **	2,40	10,02 *	6,02 **	7,95 **	11,59 **	13,78 **
ALB.	-0,84	6,67 **	3,22 **	9,34 *	7,10 **	4,18 **	14,72 **	7,53 **
C.-B.	1,65 **	5,79 **	2,51 **	13,23 **	2,09 **	5,01 **	5,11 **	7,46 **
Taille de la région (Grande-urbaine)								
Petite-urbaine	1,28 **	1,44 **	0,00	-0,67	0,80	1,26 **	1,28	1,16
Village-rurale	-0,24	1,77 **	0,47	-4,49 *	0,38	0,89 **	1,81 **	-2,56 **
Année (1992)								
1994	5,01 **	1,18	2,78 **	2,72	4,65 **	1,42 **	1,81	2,92 **
1995	0,16	1,29	1,15	-2,21	0,19	1,21 *	0,03	-2,69 *
1996	2,95 **	0,15	0,56	-0,91	3,49 **	-0,45	1,37	-1,62
1997	1,09	-0,57	0,74	-0,18	1,78	-1,16 *	1,29	-5,84 **
1998	0,00	-0,31	0,27	-0,51	-0,24	-1,51 **	-0,21	-6,29 **
1999	-0,89	-0,87	-0,45	-4,02	-1,19	-2,27 **	-0,68	-7,84 **
Variables économiques/politiques								
Taux de chômage de la RE	0,32 **	0,27 **	0,43 **	0,33	0,41 **	0,28 **	0,35 **	0,18
Prestations d'AS	0,20	0,97 **	0,53 **	1,00	1,29 **	0,72 **	1,37 **	1,30 **
Indice de l'a.-e.	1,51 **	1,06 **	1,03 **	2,55	0,75	1,13 **	0,64	1,34 **
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Durée (Un an)								
Deux ans	-7,56 **	-5,99 **	-5,17 **	-10,79 **	-7,14 **	-5,65 **	-6,62 **	-10,59 **
Trois ans	-10,17 **	-8,28 **	-6,92 **	-16,26 **	-9,37 **	-7,73 **	-8,81 **	-15,03 **
Quatre ans	-11,54 **	-9,85 **	-8,37 **	-18,56 **	-10,23 **	-8,95 **	-10,23 **	-17,93 **
Cinq ans	-11,96 **	-10,28 **	-9,12 **	-19,50 **	-10,56 **	-9,70 **	-10,70 **	-19,34 **
Six ans	-12,58 **	-11,16 **	-9,14 **	-20,30 **	-11,31 **	-10,28 **	-11,22 **	-19,98 **
Sept ans	-13,68 **	-11,00 **	-9,15 **	-19,93 **	-11,25 **	-10,49 **	-11,27 **	-18,76 **

Un astérisque correspond à un niveau de signification à 0.5 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Tableau A1 : Résultats du modèle logit de la probabilité de toucher des prestations d'AS

	Hommes				Femmes			
	Célibataire	Marié avec enfants	Marié sans enfants	Parent seul	Célibataire	Mariée avec enfants	Mariée sans enfants	Parent seul
Coordonnée à l'origine	-3,1826 ** (,031)	-4,0543 ** (,033)	-4,4173 ** (,053)	-2,8493 ** (,119)	-3,4632 ** (,037)	-4,1701 ** (,032)	-4,8002 ** (,057)	-1,4964 ** (,037)
Groupe d'âge (25-39)								
18-24	0,0445 ** (,004)	2,063 ** (,007)	0,9539 ** (,008)	0,7162 ** (,039)	0,1497 ** (,006)	1,8378 ** (,006)	1,0117 ** (,006)	1,3502 ** (,007)
40-54	0,1805 ** (,003)	-0,6993 ** (,004)	-0,5273 ** (,005)	-0,6006 ** (,013)	0,3987 ** (,004)	-0,7311 ** (,004)	-0,375 ** (,006)	-0,8234 ** (,004)
55-64	0,2041 ** (,005)	-0,0511 ** (,010)	-0,6323 ** (,006)	-0,1954 ** (,030)	0,4128 ** (,005)	0,3721 ** (,015)	-0,4352 ** (,007)	-0,2004 ** (,017)
Nombre d'enfants (Un)								
Deux		0,1345 ** (,004)		-0,0134 (,014)		-0,0622 ** (,004)		0,193 ** (,004)
Trois		0,2587 ** (,005)		0,2539 ** (,021)		0,347 ** (,005)		0,5976 ** (,006)
Quatre		0,7837 ** (,007)		0,5806 ** (,040)		0,8938 ** (,007)		0,9863 ** (,011)
Cinq ou plus		1,479 ** (,009)		1,018 ** (,063)		1,556 ** (,009)		1,395 ** (,016)
Province (Ont.)								
T.-N.	0,0401 (,022)	-0,2593 ** (,017)	-0,1331 ** (,031)	-0,6637 ** (,062)	-0,0991 ** (,026)	-0,1521 ** (,016)	-0,0166 (,033)	-0,351 ** (,016)
Î.-P.-É.	-0,7966 ** (,027)	-0,8549 ** (,026)	-1,0454 ** (,047)	-0,5371 ** (,102)	-0,7234 ** (,030)	-0,7271 ** (,027)	-0,9481 ** (,048)	-0,5646 ** (,029)
N.-É.	-0,3545 ** (,013)	-0,3477 ** (,013)	-0,3435 ** (,018)	-0,3112 ** (,045)	-0,1561 ** (,014)	-0,2877 ** (,013)	-0,3916 ** (,020)	0,0223 (,013)
N.-B.	0,2423 ** (,019)	-0,074 ** (,016)	0,1147 ** (,026)	-0,1938 ** (,050)	0,1323 ** (,021)	-0,0291 (,016)	0,1524 ** (,028)	-0,1275 ** (,015)
Q.C.	0,2171 ** (,007)	-0,0843 ** (,008)	0,1487 ** (,010)	-0,2248 ** (,024)	0,2196 ** (,006)	-0,029 ** (,006)	0,1672 ** (,010)	-0,2513 ** (,006)
MAN.	0,0428 ** (,010)	-0,285 ** (,011)	-0,4634 ** (,018)	-0,0177 (,044)	-0,1309 ** (,012)	-0,2591 ** (,011)	-0,5691 ** (,020)	-0,1453 ** (,014)
SASK.	0,0987 ** (,012)	-0,0596 ** (,011)	-0,29 ** (,020)	-0,0293 (,041)	-0,0162 (,014)	-0,00136 (,011)	-0,2581 ** (,020)	-0,0971 ** (,013)
ALB.	-0,4 ** (,011)	-0,4695 ** (,008)	-0,3279 ** (,016)	-0,4805 ** (,038)	-0,2698 ** (,013)	-0,4704 ** (,008)	0,0818 ** (,016)	-0,5761 ** (,011)
C.-B.	0,1092 ** (,006)	-0,105 ** (,007)	-0,1304 ** (,009)	0,0736 ** (,022)	-0,1362 ** (,007)	-0,0597 ** (,007)	-0,0539 ** (,010)	-0,0749 ** (,007)
Taille de la région (Grande-urbaine)								
Petite-urbaine	0,1325 ** (,005)	0,1055 ** (,005)	0,1044 ** (,007)	0,0743 ** (,018)	0,3501 ** (,005)	0,1046 ** (,005)	0,1074 ** (,006)	0,2109 ** (,006)
Village-rurale	-0,1388 ** (,004)	-0,1073 ** (,004)	0,029 ** (,006)	-0,1459 ** (,016)	0,1819 ** (,005)	-0,1375 ** (,004)	0,0106 (,007)	-0,0724 ** (,005)
Année (1992)								
1993	0,3811 ** (,006)	0,1942 ** (,007)	0,4912 ** (,016)	0,5614 ** (,026)	0,3489 ** (,007)	0,1645 ** (,007)	0,5168 ** (,016)	0,0693 ** (,006)
1994	0,415 ** (,007)	0,3275 ** (,007)	0,5557 ** (,016)	0,6712 ** (,028)	0,4401 ** (,006)	0,2696 ** (,007)	0,5901 ** (,017)	0,1526 ** (,008)
1995	0,4513 ** (,008)	0,4114 ** (,009)	0,574 ** (,016)	0,799 ** (,032)	0,5593 ** (,010)	0,3842 ** (,009)	0,6476 ** (,019)	0,2921 ** (,010)
1996	0,4395 ** (,009)	0,4182 ** (,010)	0,542 ** (,021)	0,8162 ** (,036)	0,5906 ** (,011)	0,3995 ** (,010)	0,6455 ** (,023)	0,2562 ** (,012)
1997	0,4351 ** (,010)	0,3924 ** (,010)	0,5396 ** (,022)	0,8165 ** (,037)	0,5789 ** (,011)	0,3652 ** (,010)	0,6646 ** (,023)	0,221 ** (,012)
1998	0,4235 ** (,010)	0,3843 ** (,011)	0,5141 ** (,022)	0,7847 ** (,038)	0,5829 ** (,012)	0,3511 ** (,011)	0,6527 ** (,024)	0,1316 ** (,012)
1999	0,3988 ** (,010)	0,3697 ** (,012)	0,5032 ** (,022)	0,7755 ** (,040)	0,5732 ** (,012)	0,3345 ** (,012)	0,6488 ** (,024)	-0,0182 (,013)
2000	0,3608 ** (,010)	0,3705 ** (,012)	0,5517 ** (,022)	0,6614 ** (,041)	0,5377 ** (,012)	0,2874 ** (,012)	0,6637 ** (,024)	-0,1086 ** (,013)
Variables économiques/politiques								
Taux de chômage de la RE	0,0985 ** (,001)	0,0715 ** (,001)	0,0723 ** (,001)	0,0675 ** (,004)	0,0477 ** (,001)	0,0576 ** (,001)	0,0672 ** (,002)	0,0528 ** (,001)
Prestations d'AS	0,000105 ** (,000)	0,000044 ** (,000)	0,000054 ** (,000)	0,000072 ** (,000)	0,000067 ** (,000)	0,000046 ** (,000)	0,000061 ** (,000)	0,000069 ** (,000)
Indice de l'a.-e.	-0,00027 ** (,000)	0,000932 ** (,000)	0,000369 ** (,000)	-0,00174 ** (,000)	0,00126 ** (,000)	0,000577 ** (,000)	0,000309 ** (,000)	-0,00033 ** (,000)
Taille de l'échantillon	3 132 936	4 087 420	4 258 535	151 875	2 467 850	5 132 825	4 115 000	1 388 245

Des erreurs standards entre les parenthèses.

Un astérisque correspond à un niveau de signification à 0.5 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Tableau A2 : Résultats du modèle logit de la probabilité d'entrer dans le régime d'AS

	Hommes				Femmes			
	Célibataire	Maré avec enfants	Maré sans enfants	Parent seul	Célibataire	Maré avec enfants	Maré sans enfants	Parent seul
Coordonnée à l'origine	-4,3268 ** (,061)	-7,1416 ** (,105)	-6,36 ** (,118)	-4,0003 ** (,293)	-5,0275 ** (,085)	-6,6139 ** (,082)	-6,9973 ** (,122)	-3,4177 ** (,104)
Changement de type de famille								
À célibataire		1,8926 ** (,051)	1,5375 ** (,040)	-0,1435 (,122)		3,1779 ** (,068)	2,0596 ** (,037)	0,0528 (,050)
À marié avec enfants	2,0699 ** (,048)		1,2923 ** (,049)	0,9022 ** (,076)	1,0022 ** (,079)		0,8176 ** (,054)	-0,063 (,029)
À marié sans enfants	0,5026 ** (,023)	0,537 ** (,044)		0,6935 ** (,153)	0,5663 ** (,031)	0,3696 ** (,040)		0,5746 ** (,060)
À parent seul	0,9054 ** (,053)	2,2923 ** (,072)	2,8417 ** (,232)		2,4911 ** (,049)	3,233 ** (,017)	3,675 ** (,058)	
Groupe d'âge (25-39)								
18-24	0,2792 ** (,012)	1,6163 ** (,027)	0,9963 ** (,026)	0,7312 ** (,112)	0,6249 ** (,015)	1,5331 ** (,016)	0,9922 ** (,023)	1,2942 ** (,019)
40-54	-0,1407 ** (,012)	-0,6156 ** (,013)	-0,2224 ** (,021)	-0,5962 ** (,040)	0,2005 ** (,016)	-0,6975 ** (,012)	-0,0683 ** (,022)	-0,807 ** (,015)
55-64	-0,2667 ** (,021)	-0,131 ** (,037)	-0,2902 ** (,024)	-0,6287 ** (,118)	0,0119 (,020)	0,4807 ** (,048)	0,1975 ** (,024)	-0,2667 ** (,063)
Nombre d'enfants (Lr)								
Deux		-0,1539 ** (,014)		-0,2276 ** (,044)		-0,0107 (,012)		0,0263 * (,014)
Trois		0,147 ** (,017)		-0,1273 (,072)		0,3102 ** (,014)		0,3125 ** (,020)
Quatre		0,5576 ** (,025)		0,184 (,127)		0,6732 ** (,020)		0,6451 ** (,033)
Cinq ou plus		(1,093) ** (,032)		(1,317) (,215)		(1,200) ** (,026)		(1,052) ** (,045)
Province (Ont.)								
T.-N.	-0,0379 (,046)	0,4827 ** (,049)	0,122 (,076)	-0,2596 (,170)	0,1623 ** (,062)	0,3404 ** (,039)	0,4463 ** (,079)	-0,0684 (,054)
I.-P.-É.	-0,5912 ** (,070)	-0,4096 ** (,077)	-0,6763 ** (,129)	-0,2161 (,264)	-0,6256 ** (,104)	-0,2973 ** (,051)	-0,2706 * (,114)	-0,1319 (,079)
N.-É.	-0,2347 ** (,031)	0,1972 ** (,040)	-0,1908 ** (,054)	-0,1898 (,134)	-0,0805 * (,041)	0,2155 ** (,030)	-0,0532 (,065)	-0,0576 (,041)
N.-B.	0,1145 ** (,037)	0,4951 ** (,047)	0,2433 ** (,066)	0,4143 ** (,127)	0,1421 ** (,053)	0,4055 ** (,036)	0,2704 ** (,070)	0,1093 * (,045)
QC	0,0684 ** (,017)	0,1421 ** (,026)	0,0968 ** (,030)	-0,0972 (,072)	0,2215 ** (,021)	0,0736 ** (,020)	0,1228 ** (,029)	-0,00276 (,024)
MAN.	-0,0673 ** (,028)	-0,0111 (,035)	-0,4475 ** (,057)	0,0813 (,115)	-0,0885 * (,037)	-0,0546 * (,026)	-0,3708 ** (,065)	-0,1096 ** (,039)
SASK.	0,0212 (,031)	0,4744 ** (,033)	-0,2445 ** (,062)	0,452 ** (,105)	0,1064 ** (,042)	0,3072 ** (,027)	0,0824 (,063)	0,4779 ** (,034)
ALB.	-0,2621 ** (,024)	0,1154 ** (,026)	-0,1563 ** (,041)	0,0422 (,091)	0,0262 (,032)	0,076 ** (,021)	0,628 ** (,037)	0,146 ** (,030)
C.-B.	0,0522 (,021)	0,2812 ** (,027)	0,023 (,035)	0,3933 ** (,079)	0,0779 ** (,026)	0,2632 ** (,020)	0,1218 ** (,039)	0,2906 ** (,025)
Taille de la région (Grande-urbaine)								
Petite-urbaine	0,1635 ** (,015)	0,0735 ** (,019)	0,0367 (,026)	0,0367 (,059)	0,2014 ** (,018)	0,1765 ** (,015)	0,0547 * (,025)	0,1242 ** (,019)
Village-rurale	0,0152 (,013)	0,1342 ** (,014)	0,0843 ** (,021)	-0,0955 * (,048)	0,1634 ** (,016)	0,1676 ** (,012)	0,1996 ** (,020)	0,0147 (,017)
Année (1992)								
1993	-0,342 ** (,019)	-0,2382 ** (,022)	-0,2059 ** (,031)	-0,1967 * (,078)	-0,3256 ** (,023)	-0,2262 ** (,019)	-0,1434 ** (,031)	-0,4629 ** (,026)
1994	-0,1767 ** (,023)	-0,0369 (,027)	-0,0667 * (,039)	-0,1058 (,092)	-0,2402 ** (,029)	-0,1098 ** (,022)	-0,0464 (,036)	-0,2662 ** (,030)
1995	-0,3123 ** (,025)	0,0198 (,030)	-0,1509 ** (,043)	-0,0594 (,099)	-0,3747 ** (,032)	-0,0651 ** (,024)	-0,00308 (,043)	-0,5346 ** (,035)
1996	-0,2423 ** (,025)	-0,0399 (,032)	-0,1486 ** (,045)	-0,1515 (,102)	-0,2476 ** (,033)	-0,1644 ** (,025)	0,0513 (,044)	-0,4519 ** (,035)
1997	-0,4067 ** (,027)	-0,0624 (,034)	-0,3277 ** (,048)	-0,1342 (,105)	-0,4734 ** (,035)	-0,2041 ** (,027)	-0,1254 ** (,047)	-0,5469 ** (,035)
1998	-0,4583 ** (,027)	-0,0673 * (,036)	-0,4456 ** (,048)	-0,0296 (,105)	-0,5779 ** (,036)	-0,2638 ** (,028)	-0,2977 ** (,048)	-0,9969 ** (,036)
1999	-0,6026 ** (,030)	-0,19 ** (,038)	-0,6261 ** (,052)	-0,1326 (,111)	-0,7291 ** (,038)	-0,3416 ** (,030)	-0,3591 ** (,060)	-0,6367 ** (,037)
Variabiles économiques/politiques								
Taux de chômage de la RE	0,0464 ** (,003)	0,0525 ** (,003)	0,0721 ** (,004)	0,0589 ** (,011)	0,0473 ** (,011)	0,0465 ** (,003)	0,0482 ** (,005)	0,0321 ** (,004)
Prestations d'AS	0,000045 ** (,000)	0,00009 ** (,000)	0,000047 ** (,000)	0,000069 ** (,000)	0,00009 ** (,000)	0,000075 ** (,000)	0,000079 ** (,000)	0,000061 ** (,000)
Indice de l'a.-e.	0,00244 ** (,000)	0,00502 ** (,000)	0,00222 ** (,000)	0,002161 (,001)	0,00111 ** (,000)	0,00367 ** (,000)	0,003 ** (,000)	0,00169 ** (,000)
Taille de l'échantillon	1 385 540	3 195 180	2 397 035	56 765	1 297 265	3 469 430	2 928 850	437 400

Des erreurs standards entre les parenthèses.

Un astérisque correspond à un niveau de signification à 0.5 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Tableau A3 : Résultats du modèle aléatoire de la probabilité de sortir du régime d'AS

	Hommes				Femmes			
	Célibataire	Marié avec enfants	Marié sans enfants	Parent seul	Célibataire	Mariée avec enfants	Mariée sans enfants	Parent seul
Coordonnée à l'origine	-1,1072 ** (,078)	0,2322 (,196)	0,4801 * (,203)	1,5297 ** (,497)	-0,544 ** (,113)	0,147 (,134)	0,0823 (,217)	0,0614 (,157)
Changement de type de famille								
À célibataire		-0,335 ** (,051)	-0,6665 ** (,077)	-0,5084 * (,202)		-0,5843 ** (,144)	-0,7158 ** (,073)	-0,3198 ** (,076)
À marié avec enfants	-0,5298 ** (,069)		-0,0719 (,085)	1,218 ** (,132)	0,1768 (,123)		-0,8015 ** (,097)	1,4598 ** (,041)
À marié sans enfants	0,4238 ** (,031)	-0,0682 (,066)		0,8731 ** (,295)	0,7201 ** (,039)	-0,138 * (,063)		0,7659 ** (,165)
À parent seul	-0,7362 ** (,055)	-0,879 ** (,140)	-1,6546 ** (,623)		-1,4377 ** (,067)	-1,4008 ** (,033)	-2,2441 ** (,153)	
Groupe d'âge (25-39)								
18-24	0,0745 ** (,023)	-0,0361 (,036)	0,138 ** (,048)	-0,4314 * (,181)	0,0051 (,031)	-0,1934 ** (,024)	0,068 (,044)	-0,3445 ** (,025)
40-54	-0,4061 ** (,020)	-0,2145 ** (,019)	-0,4069 ** (,034)	-0,0617 (,064)	-0,4598 ** (,027)	-0,1294 ** (,019)	-0,5601 ** (,036)	-0,00422 (,022)
55-64	-0,9429 ** (,039)	-0,8259 ** (,057)	-0,9041 ** (,039)	-0,4984 ** (,176)	-0,9341 ** (,036)	-0,9602 ** (,079)	-1,0691 ** (,044)	-0,4921 ** (,097)
Nombre d'enfants (Un)								
Deux		0,0209 (,021)		0,077 (,069)		0,0459 * (,018)		0,00304 (,020)
Trois		-0,1022 ** (,025)		0,1602 (,107)		-0,0624 ** (,022)		-0,1096 ** (,027)
Quatre		-0,2766 ** (,036)		-0,0106 (,205)		-0,2652 ** (,031)		-0,1636 ** (,044)
Cinq ou plus		-0,405 ** (,046)		(,496) (,286)		-0,436 ** (,040)		-0,229 ** (,061)
Province (Ont.)								
T.-N.	0,1047 (,068)	-0,4751 ** (,068)	-0,1894 (,132)	-0,3236 (,279)	-0,0951 (,098)	-0,3412 ** (,061)	-0,0281 (,138)	-0,4668 ** (,073)
Î.-P.-É.	0,3571 ** (,126)	0,2093 (,119)	0,6422 ** (,237)	0,022 (,453)	0,4779 ** (,179)	0,2976 ** (,100)	0,7009 ** (,229)	0,1116 (,107)
N.-É.	0,2975 ** (,050)	-0,1935 ** (,056)	0,1679 (,092)	-0,2196 (,199)	0,0846 (,068)	0,0229 (,048)	0,052 (,095)	-0,4384 ** (,063)
N.-B.	0,3301 ** (,050)	-0,3093 ** (,057)	-0,1851 (,113)	-0,5746 ** (,195)	0,0301 (,078)	-0,126 * (,058)	0,115 (,122)	-0,3613 (,061)
QC	-0,1681 ** (,026)	-0,4077 ** (,037)	-0,2684 ** (,050)	-0,4867 ** (,110)	-0,2864 ** (,033)	-0,2946 ** (,032)	-0,0831 (,053)	-0,4087 ** (,032)
MAN.	0,142 ** (,052)	-0,0784 (,058)	0,1038 (,106)	-0,7252 ** (,196)	0,158 * (,089)	-0,0778 (,048)	0,402 ** (,106)	-0,1517 ** (,066)
SASK.	0,0275 (,055)	-0,1819 ** (,052)	-0,1269 (,112)	-0,4222 * (,172)	0,1596 * (,075)	-0,1209 ** (,044)	0,1622 (,098)	-0,2025 ** (,049)
ALB.	0,4482 ** (,040)	0,3973 ** (,042)	0,223 ** (,077)	0,0324 (,159)	0,2852 ** (,050)	0,3046 ** (,072)	-0,1563 * (,072)	0,2451 ** (,045)
C.-B.	0,1846 ** (,029)	0,1418 ** (,033)	0,1711 ** (,051)	-0,0968 (,104)	0,2528 ** (,036)	0,1436 ** (,027)	0,408 ** (,050)	-0,0238 (,026)

Des erreurs standards entre les parenthèses.

Un astérisque correspond à un niveau de signification à 0.5 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Tableau A3 : Résultats du modèle aléatoire de la probabilité de sortir du régime d'AS - fin

Taille de la région (Grande-urbaine)								
Petite-urbaine	-0,0116 (,026)	0,1078 ** (,028)	0,0747 (,042)	0,0765 (,092)	-0,0252 (,033)	0,0979 ** (,023)	-0,0451 (,044)	0,0583 * (,026)
Village-rurale	0,1411 ** (,022)	0,2019 ** (,022)	0,1125 ** (,036)	0,3069 ** (,077)	0,0962 ** (,030)	0,2013 ** (,019)	-0,00613 (,036)	0,2276 ** (,023)
Année (1992)								
1993	0,1182 ** (,035)	0,1217 ** (,036)	0,1987 ** (,065)	-0,2092 (,136)	0,0254 (,046)	0,1539 ** (,032)	0,1439 * (,067)	0,1352 ** (,046)
1994	0,3614 ** (,041)	0,242 ** (,044)	0,2774 ** (,069)	-0,0092 (,153)	0,2068 ** (,053)	0,1601 ** (,037)	0,1658 ** (,070)	0,3368 ** (,050)
1995	0,413 ** (,043)	0,2561 ** (,049)	0,1842 * (,075)	-0,2524 (,168)	0,1799 ** (,057)	0,2357 ** (,041)	0,1159 (,078)	0,3599 ** (,054)
1996	0,5052 ** (,044)	0,3674 ** (,051)	0,2677 ** (,079)	-0,0664 (,172)	0,2471 ** (,059)	0,3753 ** (,043)	0,2347 ** (,082)	0,4499 ** (,055)
1997	0,5546 ** (,047)	0,5074 ** (,054)	0,3527 ** (,083)	0,0142 (,179)	0,3452 ** (,053)	0,477 ** (,045)	0,1653 (,085)	0,5768 ** (,058)
1998	0,5241 ** (,048)	0,507 ** (,057)	0,3045 ** (,084)	-0,0304 (,182)	0,3354 ** (,053)	0,4231 ** (,048)	0,1636 (,086)	0,5526 ** (,059)
Variabiles économiques/politiques								
Taux de chômage de la RE	-0,0133 ** (,005)	-0,017 ** (,005)	-0,0261 ** (,008)	-0,00328 (,018)	-0,00308 (,006)	-0,0211 ** (,004)	-0,0106 (,006)	-0,00885 (,005)
Prestations d'AS	0,00063 ** (,000)	-0,00002 * (,000)	-0,00003 * (,000)	-0,00013 ** (,000)	0,000011 (,000)	-0,00001 * (,000)	0,000011 (,000)	-0,00008 ** (,000)
Indice de l'a.-e	-0,00028 (,000)	-9E-07 (,000)	0,000474 (,001)	-0,00001 (,002)	-0,00145 * (,001)	-0,00055 (,000)	-0,00028 (,001)	-0,00034 (,001)
Durée (Un an)								
Deux ans	-0,3506 ** (,023)	-0,3462 ** (,022)	-0,4213 ** (,033)	-0,4135 ** (,086)	-0,3429 ** (,028)	-0,3758 ** (,020)	-0,3676 ** (,034)	-0,3658 ** (,024)
Trois ans	-0,6464 ** (,030)	-0,7376 ** (,026)	-0,8465 ** (,046)	-0,8731 ** (,101)	-0,8027 ** (,037)	-0,7361 ** (,025)	-0,7456 ** (,046)	-0,6256 ** (,027)
Quatre ans	-1,1598 ** (,040)	-1,037 ** (,036)	-1,2127 ** (,063)	-0,7471 ** (,114)	-1,1033 ** (,046)	-0,8946 ** (,031)	-1,1036 ** (,065)	-0,8522 ** (,032)
Cinq ans	-1,4056 ** (,052)	-1,0902 ** (,044)	-1,5487 ** (,084)	-1,2391 ** (,150)	-1,3905 ** (,061)	-1,0766 ** (,039)	-1,3421 ** (,084)	-0,9183 ** (,037)
Six ans	-1,5977 ** (,069)	-1,3532 ** (,060)	-1,7689 ** (,115)	-1,1191 ** (,177)	-1,685 ** (,061)	-1,1172 ** (,051)	-1,3155 ** (,105)	-0,8807 ** (,045)
Sept ans	-1,9861 ** (,105)	-1,489 ** (,085)	-1,7413 ** (,168)	-1,2575 ** (,270)	-1,7258 ** (,107)	-1,2448 ** (,076)	-1,4843 ** (,161)	-1,0593 ** (,085)
Taille de l'échantillon	78 145	66 860	34 620	6 180	57 315	93 420	39 955	66 155

Des erreurs standards entre les parenthèses.

Un astérisque correspond à un niveau de signification à 0.5 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Tableau A4 : Résultats du modèle aléatoire de la probabilité de retourner au régime d'AS

	Hommes				Femmes			
	Célibataire	Marié avec enfants	Marié sans enfants	Parent seul	Célibataire	Mariée avec enfants	Mariée sans enfants	Parent seul
Coordonnée à l'angine	-2,5846 ** (,161)	-4,3637 ** (,232)	-4,1119 ** (,291)	-2,7218 ** (,666)	-3,2876 ** (,246)	-4,0573 ** (,179)	-4,5707 ** (,317)	-2,4098 ** (,211)
Changement de type de famille								
À célibataire		0,9484 ** (,113)	0,7101 ** (,099)	0,4296 (,275)		2,2369 ** (,155)	1,2954 ** (,095)	0,3628 ** (,095)
À marié avec enfants	1,9991 ** (,142)		0,8435 ** (,123)	0,8538 ** (,177)	0,3889 (,251)		0,1031 (,149)	-0,1349 * (,058)
À marié sans enfants	0,4884 ** (,056)	0,4162 ** (,098)		1,5947 ** (,426)	0,1807 (,035)	0,4008 ** (,052)		0,5131 ** (,177)
À parent seul	0,8225 ** (,127)	1,4457 ** (,136)	0,8166 (,659)		1,4367 ** (,163)	2,4062 ** (,038)	2,2406 ** (,191)	
Groupe d'âge (25-39)								
18-24	0,0287 (,034)	0,3743 ** (,063)	0,0283 (,075)	0,1762 (,256)	0,087 (,049)	0,4179 ** (,029)	0,0751 (,068)	0,6631 ** (,036)
40-54	0,2616 ** (,025)	0,0176 (,026)	0,3951 ** (,046)	-0,0726 (,078)	0,2706 ** (,035)	-0,0421 (,024)	0,5372 ** (,060)	-0,2622 ** (,027)
55-64	0,3319 ** (,045)	0,4166 ** (,073)	0,7232 ** (,054)	0,0337 (,219)	0,1431 ** (,045)	0,8603 ** (,052)	0,8161 ** (,061)	-0,1486 (,115)
Nombre d'enfants (Un)								
Deux		0,0603 (,029)		-0,1153 (,084)		0,1468 ** (,023)		0,0439 (,025)
Trois		0,1844 ** (,034)		-0,1895 (,137)		0,3518 ** (,026)		0,1657 ** (,034)
Quatre		0,3184 ** (,046)		0,0236 (,213)		0,5274 ** (,036)		0,3782 ** (,054)
Cinq ou plus		0,4215 ** (,068)		-0,0194 (,358)		0,6372 ** (,046)		0,6006 ** (,070)
Province (Ont.)								
T.-N.	0,2765 * (,119)	0,9084 ** (,093)	0,7332 ** (,194)	0,3642 (,360)	0,6638 ** (,172)	0,6112 ** (,074)	1,1429 ** (,205)	0,445 ** (,097)
Î.-P.-É.	-0,0594 (,161)	0,2056 (,147)	-0,7113 (,364)	0,5387 (,442)	0,1521 (,218)	0,1586 (,116)	0,5915 * (,265)	0,2668 (,137)
N.-É.	-0,0463 (,078)	0,6748 ** (,073)	0,1983 (,129)	0,3896 (,262)	0,2472 * (,105)	0,4482 ** (,056)	0,4657 ** (,135)	0,224 ** (,071)
N.-B.	0,2494 ** (,090)	0,9058 ** (,087)	0,8078 ** (,153)	0,807 ** (,241)	0,3799 ** (,138)	0,6497 ** (,057)	0,7011 ** (,169)	0,4066 ** (,074)
QC	0,2684 ** (,038)	0,477 ** (,050)	0,2201 ** (,066)	0,4324 ** (,136)	0,396 ** (,051)	0,3363 ** (,038)	0,3026 ** (,069)	0,3237 ** (,041)
MAN.	0,2764 ** (,089)	0,5492 ** (,073)	0,4657 ** (,146)	0,576 * (,236)	0,2262 * (,103)	0,472 ** (,055)	0,5046 ** (,140)	0,3887 ** (,072)
SASK.	0,3884 ** (,073)	0,9232 ** (,061)	0,2309 (,168)	0,4747 * (,203)	0,4162 ** (,105)	0,6841 ** (,049)	0,7754 ** (,131)	0,6142 ** (,059)
ALB.	-0,0645 (,059)	0,4914 ** (,047)	0,3009 ** (,102)	0,4448 * (,179)	0,4796 ** (,084)	0,3352 ** (,036)	0,937 ** (,096)	0,35 ** (,053)
C.-B.	0,1189 ** (,039)	0,4349 ** (,042)	0,2402 ** (,066)	0,6123 ** (,118)	0,1575 ** (,052)	0,3594 ** (,030)	0,3859 ** (,065)	0,3469 ** (,035)

Des erreurs standards entre les parenthèses.

Un astérisque correspond à un niveau de signification à 0.5 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Tableau A3 : Résultats du modèle aléatoire de la probabilité de sortir du régime d'AS - fin

Taille de la région (Grande-urbaine)								
Petite-urbaine	0,0833 ** (,034)	0,1208 ** (,037)	-0,00048 (,061)	-0,0352 (,113)	0,0623 (,045)	0,1101 ** (,028)	0,1082 (,061)	0,0688 (,034)
Village-rurale	-0,018 (,030)	0,1475 ** (,030)	0,0482 (,051)	-0,2612 * (,098)	0,0288 (,041)	0,0782 ** (,023)	0,16 ** (,050)	-0,1314 ** (,030)
Année (1993)								
1994	0,3363 ** (,052)	0,1001 (,052)	0,2633 ** (,084)	0,1382 (,175)	0,3299 ** (,088)	0,123 ** (,041)	0,1499 (,087)	0,141 ** (,052)
1995	0,0118 (,057)	0,1069 (,058)	0,116 (,094)	-0,1197 (,192)	0,0149 (,077)	0,1054 * (,045)	0,0029 (,100)	-0,1363 * (,057)
1996	0,2052 ** (,057)	0,013 (,060)	0,0577 (,099)	-0,0484 (,192)	0,2538 ** (,078)	-0,0412 (,047)	0,1154 (,103)	-0,0623 (,057)
1997	0,0795 (,061)	-0,0512 (,065)	0,0751 (,104)	-0,0061 (,200)	0,1346 (,083)	-0,1096 * (,050)	0,1088 (,107)	-0,3137 ** (,061)
1998	-0,00005 (,062)	-0,0278 (,070)	0,0276 (,106)	-0,0288 (,212)	-0,0193 (,085)	-0,145 ** (,054)	-0,0183 (,109)	-0,3397 ** (,064)
1999	-0,0682 (,065)	-0,0786 (,072)	-0,0478 (,110)	-0,2232 (,216)	-0,0981 (,087)	-0,2242 ** (,056)	-0,0611 (,111)	-0,4346 ** (,065)
Variables économiques/politiques								
Taux de chômage de la RE	0,0237 ** (,006)	0,0239 ** (,006)	0,0445 ** (,010)	0,0173 (,023)	0,0325 ** (,008)	0,0253 ** (,005)	0,0305 ** (,011)	0,00879 (,007)
Prestations d'AS	0,000015 (,000)	0,000063 (,000)	0,000055 ** (,000)	0,000052 (,000)	0,000099 ** (,000)	0,000064 ** (,000)	0,000115 ** (,000)	0,000064 ** (,000)
Indice de l'a.-e.	0,00336 ** (,001)	0,00278 ** (,001)	0,0032 ** (,001)	0,00401 (,002)	0,00179 (,001)	0,00305 ** (,001)	0,00169 (,001)	0,00203 ** (,001)
Durée (Un an)								
Deux ans	-0,7345 ** (,027)	-0,6779 ** (,029)	-0,7216 ** (,047)	-0,682 ** (,093)	-0,7406 ** (,096)	-0,6666 ** (,023)	-0,7738 ** (,049)	-0,6166 ** (,026)
Trois ans	-1,1408 ** (,037)	-1,0898 ** (,039)	-1,1296 ** (,062)	-1,2036 ** (,130)	-1,1089 ** (,080)	-1,0351 ** (,030)	-1,2072 ** (,065)	-0,9666 ** (,039)
Quatre ans	-1,4327 ** (,049)	-1,5002 ** (,054)	-1,631 ** (,088)	-1,5102 ** (,172)	-1,2922 ** (,063)	-1,3361 ** (,039)	-1,6171 ** (,086)	-1,2672 ** (,054)
Cinq ans	-1,5396 ** (,065)	-1,6467 ** (,070)	-2,0403 ** (,127)	-1,8636 ** (,219)	-1,3716 ** (,083)	-1,5717 ** (,053)	-1,8012 ** (,111)	-1,427 ** (,077)
Six ans	-1,7221 ** (,093)	-2,0918 ** (,108)	-2,0585 ** (,168)	-1,8129 ** (,308)	-1,5759 ** (,123)	-1,7998 ** (,076)	-2,0451 ** (,169)	-1,5114 ** (,107)
Sept ans	-2,1446 ** (,107)	-1,9494 ** (,161)	-2,0584 ** (,260)	-1,7411 ** (,465)	-1,5579 ** (,195)	-1,8963 ** (,124)	-2,074 ** (,244)	-1,3539 ** (,161)
Taille de l'échantillon	87 955	143 875	58 640	7 040	57 805	197 700	87 040	74 425

Des erreurs standards entre les parenthèses.

Un astérisque correspond à un niveau de signification à 0.5 %, deux astérisques, à un niveau à .01 %.

Bibliographie

- Arneau, P., P. Fortin et P.-Y. Crémieux. 1998. "The Determinants of Social Assistance Rates : Evidence from a Panel of Canadian Provinces, 1987-96." Document de recherche, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal.
- Atkinson, A.B., F. Bourguignon et C. Morrison. 1992. *Empirical Studies of Earnings Mobility*. Switzerland : Harwood Academic Publishers.
- Bane, Mary Jo et David Ellwood. 1986. "Slipping Into and Out of Poverty : The Dynamics of Spells." *Journal of Human Resources*, 21(1) :1-23.
- Barrett, G. 2000. "The Effect of Educational Attainment on Welfare Dependence : Evidence from Canada." *Journal of Public Economics*, 77(2) : 209-232.
- Barrett, G. et M. Cragg. 1998. "An Untold Story : The Characteristics of Welfare Use in British Columbia." *Revue canadienne d'économie*, 31(1) : 165-188.
- Beach, Charles M. et Ross Finnie. 2004. "A Longitudinal Analysis of Earnings Change in Canada." *Revue canadienne d'économie*, 37(1) : 219-240.
- Blank, Roberta. 2002. "Evaluating Welfare Reform in the US." *Journal of Economic Literature*, 40(4) : 1105-1166.
- Boessenkool, K. 1997. *Back to Work: Learning from the Alberta Welfare Reform*. Toronto : Institut C.D. Howe.
- Charette, M. et R. Meng. 1994. "The Determinants of Welfare Participation of Female Heads of Households in Canada." *Revue canadienne d'économie*, 27(2) : 290-306.
- Christophides, L., T. Stengos et R. Swindinsky. 1998. "Welfare Participation and Labour Market Behaviour in Canada." *Revue canadienne d'économie*, 30(3) : 595-621.
- Courchene, T. 1994. *Social Canada in the Millennium*. Toronto : Institut C.D. Howe.
- Duclos, Y., B. Fortin, G. Lacroix et H. Roberge. 1999. "The Dynamics of Welfare Participation in Quebec." Dans R. Chaykowski et L. Powell (réds.), *Women at Work*. Kingston : Institut John Deutsch, Université Queen's.
- Finnie, Ross et David Gray. 2002. "The Dynamics of the Earnings Distribution in Canada : An Econometric Analysis." *Labour Economics*, 9(6) : 763-800.
- Finnie, Ross et Arthur Sweetman. 2003. "Poverty Dynamics: New Empirical Evidence for Canada." *Revue canadienne d'économie*, 36(2) : 291-325.

Finnie, Ross, Ian Irvine et Roger Sceviour. 2003. "Social Assistance Use in Canada: Trends in Incidence, Entry, and Exit Rates by Province and Family Type." Document de discussion, École d'étude des politiques à l'Université Queen's.

Frenette, Marc et Garnett Picot. 2003. "La vie après l'aide sociale : Le bien-être économique des personnes qui ont cessé de toucher de l'aide sociale au Canada dans les années 90." Les Études analytiques, Série de documents de recherche, n° 192. N° 11F0019-MIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Grogger, J., S. Haider et J. Klerman. 2003. "Why did the Welfare Rolls Fall During the 1990's? The Importance of Entry." *American Economic Review*, 93 (2) : 288-292.

Gunderson, M. et A. Melino. 1990. "The Effects of Public Policy on Strike Duration." *Journal of Labor Economics*, 8(3) : 295-316.

Ham, J. et S. Rae. 1987. "Unemployment Insurance and Male Unemployment in Canada." *Journal of Labor Economics*, 5(3) : 325-353.

Keifer, N. 1990. "Econometric Methods for Grouped Duration Data." Dans J. Hartog, G. Ridder et J. Theeuwes (réds.), *Panel Data and Labour Market Studies*. Elsevier Science Publishers. (Page 97 à 117.)

Klerman, J. et S. Haider. 2001. "A Stock-Flow Analysis of the Welfare Caseload: Insights from California Economic Conditions." RAND Corporation, Labor and Population Program, Série de documents de recherche n° 01-02.

Lacroix, G. 2000. "Reforming the Welfare System: In Search of the Optimal Policy Mix." Dans C. Riddell et F. St-Hilaire, (réds.), *Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition*. Montréal : Institut de recherche en politiques publiques.

Lindbeck, A. 1995. "Hazardous Welfare State Dynamics." *American Economic Review*, 85(2) : 9-12.

Mayer, S. 2000. "Why Welfare Caseloads Fluctuate: A Review of Research on AFDC, SSI and the Food Stamps Program." New Zealand Treasury, document de recherche n° 2000-07.

Michalopoulos, C., D. Tattrie, C. Miller, P.K. Robins, P. Morrie, D. Gyarmati, C. Redcross, K. Foley et R. Ford. 2002. "Rendre le travail payant : Rapport final du Projet d'autosuffisance à l'intention des prestataires de l'aide sociale de longue date." Ottawa : Développement des ressources humaines Canada et La Société de recherche sociale appliquée.

Moffitt, R. 1992. "Incentive Effects of the US Welfare System: A Review." *Journal of Economic Literature*, 30(1) : 1-61.

_____. 2001. "The Temporary Aid for Needy Families Program." Document de recherche, n° W8749 de NBER.

_____. 2002. "Welfare Programs and Labour Supply." Document de recherche, Johns Hopkins University et NBER.

Mueser, P., J. Hotchkiss, C. King, P. Rokicki, et D. Stevens. 2000. "The Welfare Caseload, Economic Growth, and Welfare-to-Work Policies: An Analysis of Five Urban Areas." Department of Economics, University of Missouri-Columbia. Working paper series no WP00-05.

Conseil national du bien-être social. 1997. "Un autre regard sur la réforme du bien-être social." Troisième rapport sur les politiques en matière de bien-être social du Conseil national du bien-être social. Ottawa : Conseil national du bien-être social.

_____. 2000. "Revenus de bien-être social, 1999." Rapport annuel sur les taux de bien-être social. Ottawa : Conseil national du bien-être social.

Osberg, L. 2000. "Poverty in Canada and the United States : Measurement, Trends and Implications." *Revue canadienne d'économique*, 33(4) : 847-877.

Sargent, Timothy. 1995. "An Index of Unemployment Insurance Disincentives", Document de travail n° 95-10, Division des études économiques et de l'analyse de la politique, Ministère des Finances Canada. Ottawa : Ministère des Finances Canada.

Statistique Canada. 2002. "Le revenu au Canada, 2000." No 75-202-XIE au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Stewart, J. et M. Dooley. 1999. "The Duration of Spells on Welfare and off Welfare Among Lone Mothers in Ontario." *Analyse de politiques*, 25(supplément 1) : 47-72.