

**Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada**

**Dynamique du recours au bien-être social
à Terre-Neuve : 1986-1998**

W-00-6F

par
Guy Lacroix
Avril 1999

Les opinions exprimées dans les documents de la Direction générale de la recherche appliquée sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.



La série des documents de travail comprend des études analytiques et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique. Il s'agit notamment de recherches primaires, soit empiriques ou originales et parfois conceptuelles, généralement menées dans le cadre d'un programme de recherche plus vaste ou de plus longue durée. Les lecteurs de cette série sont encouragés à faire part de leurs observations et de leurs suggestions aux auteurs.



Le présent document a été traduit de l'anglais. Bien que la version française ait été préparée avec soin, le document original fait foi./

This document is a translation from English. Although the French version has been carefully prepared, the original document should be taken as correct.

La version anglaise de ce document est disponible sous le titre *The Dynamics of Welfare Participation in Newfoundland: 1986-1998.*

This paper is available in English under the title *The Dynamics of Welfare Participation in Newfoundland: 1986-1998.*



Date de parution/Publication date – Internet 2002

ISBN : 0-662-87523-0

N° de cat./Cat. No. : MP32-28/00-6F-IN



Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Centre des publications de DRHC
Développement des ressources humaines Canada
140, Promenade du Portage, Phase IV, niveau 0
Hull (Québec) K1A 0J9
CANADA

Télécopieur : (819) 953-7260
<http://www.hrhc-drhc.gc.ca/dgra>

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

HRDC Publications Centre
Human Resources Development Canada
140 Promenade du Portage, Phase IV, Level 0
Hull, Quebec, K1A 0J9
CANADA

Facsimile: (819) 953-7260
<http://www.hrhc-drhc.gc.ca/arb>

Résumé

Les programmes canadiens d'aide sociale, établis en vertu du Régime d'assistance publique du Canada de 1966, visaient à fournir une aide sociale à toutes les personnes dans le besoin, au moyen de transferts provinciaux. Récemment, deux facteurs ont conduit certains décideurs provinciaux à encourager la modification de leurs programmes. D'abord, les transferts fédéraux en matière d'aide sociale aux provinces ne bénéficiant pas de la péréquation ont été grandement réduits en 1990. Deuxièmement, dans la plupart des provinces, le nombre de cas s'est accru de façon draconienne au cours des années 1980 et 1990.

Il est essentiel à toute discussion sur la réforme du système de bien comprendre la dynamique de la participation à l'aide sociale et les effets des programmes. La présente étude met l'accent sur la dynamique de la participation à l'aide sociale à Terre-Neuve en s'appuyant sur les données du dossier qui inclut toute la population des bénéficiaires de l'aide sociale entre janvier 1986 et juin 1998.

Les résultats indiquent que la majorité des nouvelles périodes d'utilisation durent moins d'un an, bien qu'une certaine proportion d'entre elles durent plus de six ans. Les taux de sortie tendent à diminuer rapidement au début des périodes d'utilisation et demeurent relativement constants par la suite. Dans l'ensemble, les hommes célibataires sortent de l'aide sociale plus rapidement que les femmes célibataires. Les personnes plus instruites cessent d'y recourir un peu plus tôt que les moins instruites, et celles qui ont peu d'instruction y recourent de nouveau plus rapidement. Les cycles économiques influent beaucoup sur la sortie : durant les périodes de forte croissance, le taux de sortie a été élevé, et durant les périodes de récession, ce taux a chuté de presque la moitié. Les taux de sortie des résidents du Labrador sont élevés. On observe également une hausse prononcée des taux de sortie après environ six ans. La réutilisation de l'aide sociale survient généralement peu après la sortie, selon un taux qui diminue en fonction du temps. Une comparaison avec les études réalisées en Colombie-Britannique, en Ontario et au Québec nous permet de conclure que les prestations et les cycles économiques y exercent, comme à Terre-Neuve, un effet important sur le taux de sortie de l'aide sociale.

Table des matières

1. Introduction	1
2. Procédures d'échantillonnage et description des données de base	3
3. La dynamique du bien-être social : Analyse non paramétrique	8
4. Analyse économétrique	34
4.1 Résultats pour les célibataires de sexe féminin	38
4.2 Résultats pour les célibataires de sexe masculin.....	41
4.3 Résultats pour les familles.....	44
5. Conclusion	46
Bibliographie	49

1. Introduction

Au Canada, les programmes d'aide sociale établis en vertu du Régime d'assistance publique du Canada (RAPC) de 1996 avaient pour objet de fournir de l'aide financière à toutes les personnes dans le besoin. Le RAPC réunissait en un seul régime tous les programmes ponctuels qui existaient alors. Récemment, l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique ont apporté d'importants changements à leurs programmes. Le Québec est lui aussi en train de remanier complètement son programme. Ces changements sont semblables à ceux qui ont été adoptés aux États-Unis en vertu de la *Personal Responsibility and Work Opportunity Act* de 1996.

Au Canada, deux facteurs ont amené les décideurs provinciaux à préconiser des changements dans leur programme. Premièrement, les transferts fédéraux en vertu du RAPC ont fait l'objet de restrictions significatives à partir de 1990. En fait, un plafond d'augmentation de 5 % a alors été imposé à l'Ontario, à l'Alberta et à la Colombie-Britannique. De plus, le partage des coûts du bien-être social a pris fin en 1995 pour les autres provinces, pour être remplacé par une formule de financement global. Deuxièmement, en plus de ces mesures, la plupart des provinces ont connu des hausses spectaculaires du nombre de cas d'aide sociale dans les années 80 et 90. Aux États-Unis, on a observé des tendances semblables pendant la même période [voir Moffitt (1992)]. L'augmentation du nombre de cas et les limitations du financement fédéral ont évidemment exercé de lourdes pressions financières sur les gouvernements provinciaux.

De l'avis général, le principal objectif de toutes ces mesures de réforme est de limiter les coûts croissants des programmes, d'une façon ou de l'autre. Au Canada, les débats publics sur la nécessité des réformes et les orientations à leur donner ont reposé sur des preuves qui, dans le meilleur des cas, étaient empiriques. La plupart des discussions tournent autour de l'hypothèse implicite voulant que ce soit le régime de bien-être social lui-même qui soit à l'origine de l'augmentation du nombre de cas. Mais il y a eu étonnamment peu d'analyses économiques des programmes de bien-être social au Canada par rapport aux programmes américains et européens. Ainsi, la plus grande partie de ce que nous savons au sujet des effets d'incitation provient de recherches ayant porté sur des programmes qui sont différents des nôtres et/ou qui sont mis en œuvre dans des contextes différents.

Toute discussion qui pourrait mener à une réforme du régime doit s'inspirer d'une analyse plus poussée de la dynamique du recours au bien-être social et des effets des programmes. Ces dernières années, diverses études ont été menées à partir de données administratives de la Colombie-Britannique [Barrett(1996), Barrett et Cragg (1998)], de l'Ontario [Dooley et Stewart (1998)] et du Québec [Duclos et coll. (1999), Fortin et Lacroix (1997), Lacroix (1999)]. La présente étude se concentre sur la dynamique du recours au bien-être social à Terre-Neuve. Le cadre analytique est semblable à celui qui a été utilisé dans les études précitées et permet donc de faire des comparaisons entre les provinces. La présente recherche a pour objectif de répondre aux questions suivantes :

1. Quelles sont les principales caractéristiques de la dynamique du recours à l'aide sociale? Par exemple, les taux de sortie ont-ils tendance à diminuer à mesure que se prolonge la période de bien-être social? À l'inverse, les taux de rentrée varient-ils par rapport à la longueur des périodes passées sans recourir au bien-être social?
2. Cette dynamique varie-t-elle selon les caractéristiques des ménages?
3. Quels demandeurs risquent de traverser de longues périodes ou des périodes fréquentes de bien-être social?
4. Quelle est l'importance relative des périodes brèves et des périodes longues pour les budgets globaux du bien-être social?
5. Quelles caractéristiques socioéconomiques semblent associées à un taux global élevé de dépendance envers le bien-être social?
6. Dans quelle mesure le recours au bien-être social correspond-il aux fluctuations des cycles économiques, aux cycles saisonniers et aux paramètres des programmes?

Pour répondre à ces questions, nous avons examiné un échantillon représentatif de personnes qui ont touché des prestations de bien-être social entre 1986 et 1998. Notre analyse porte donc sur les personnes qui ont reçu des prestations au moins une fois pendant la période de référence et ne fournit par conséquent aucune information sur la décision de présenter une demande d'aide sociale pour la première fois au cours du cycle de vie. On trouvera dans la section 2 une description détaillée des données. La section 3 analyse la dynamique du recours au bien-être social, selon divers outils statistiques non paramétriques. La section 4 présente les résultats de la modélisation économétrique des données relatives à la durée. La section 5 constitue la conclusion.

2. Procédures d'échantillonnage et description des données de base

Les données sur lesquelles repose notre étude sont tirées d'un fichier de l'ensemble des bénéficiaires de l'aide sociale, qui renferme jusqu'à 3 288 593 enregistrements sur les périodes de prestations entre janvier 1986 et juin 1998. Ces enregistrements sont classés selon le numéro d'assurance sociale (NAS) de chaque bénéficiaire et chaque enregistrement contient de l'information sur un mois donné d'une période donnée. Une fois les enregistrements convertis en périodes, nous obtenons jusqu'à 102 829 personnes qui ont touché des prestations pendant la période de référence¹.

Naturellement, certaines personnes sont aux prises avec des obstacles importants qui les empêchent de travailler et leur recours au bien-être social peut être considéré comme quasi permanent. Pour des raisons évidentes, ces sujets doivent être exclus de notre échantillon. Nous nous sommes inspirés de la variable de la situation vis-à-vis de l'emploi pour déterminer l'admissibilité au travail. Ainsi, quiconque souffre de cécité (code 23), de maladie mentale (code 24), de déficience mentale (code 25), de maladie physique ou invalidité (code 26) ou d'invalidité sociale (code 27) est exclue de l'échantillon. Notre échantillon initial de 102 829 personnes se trouve donc réduit à 85 669 sujets, ce qui nous amène à conclure que 16,7 % des bénéficiaires du bien-être social ne sont pas aptes au travail. Cette proportion est légèrement inférieure à la proportion observée au Québec ou en Colombie-Britannique [voir Lacroix(1999)].

Le tableau 1 décrit l'échantillon utilisé dans le cadre de notre étude. La taille des divers groupes sociodémographiques est présentée dans la deuxième colonne. La troisième colonne montre le nombre total de périodes pour chaque groupe et la dernière colonne, la moyenne correspondante. Les parents seuls et les familles qui ont des enfants constituent le principal genre de ménage (46 % du total). Les personnes qui ont fait des études secondaires et celles qui vivent dans les régions Centre ou Est de Terre-Neuve représentent, de loin, les groupes les plus importants (72,2 % et 71,6 % du total, respectivement). Comme on le voit dans la dernière colonne, les cas de récurrence sont nombreux. Les sujets de notre échantillon ont connu en moyenne 2,9 périodes de bien-être social entre 1986 et 1998.

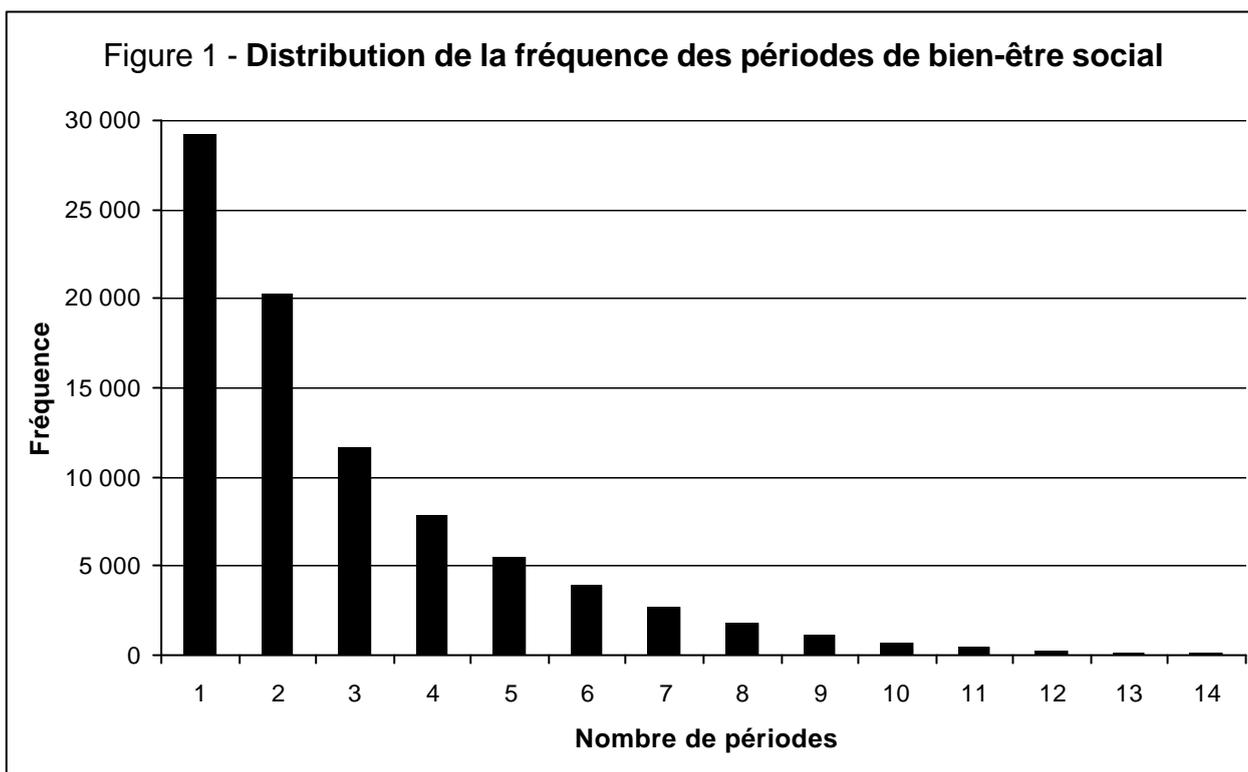
¹ Une période correspond à un nombre ininterrompu de mois au cours desquels des prestations sont demandées. S'il y a un mois au cours duquel le prestataire n'a pas touché de prestations, ce mois n'est pas considéré comme une interruption : il faut au moins deux mois à cette fin. C'est là un postulat courant dans les analyses de données administratives [voir Barrett et Cragg (1998)].

Les célibataires de sexe féminin de 30 ans et plus, les parents seuls et les familles qui ont des enfants reviennent plus rapidement au bien-être social que les autres. De la même façon, les personnes qui ont fait des études primaires seulement et les habitants du Labrador comptent des taux de retour plus élevés que la moyenne.

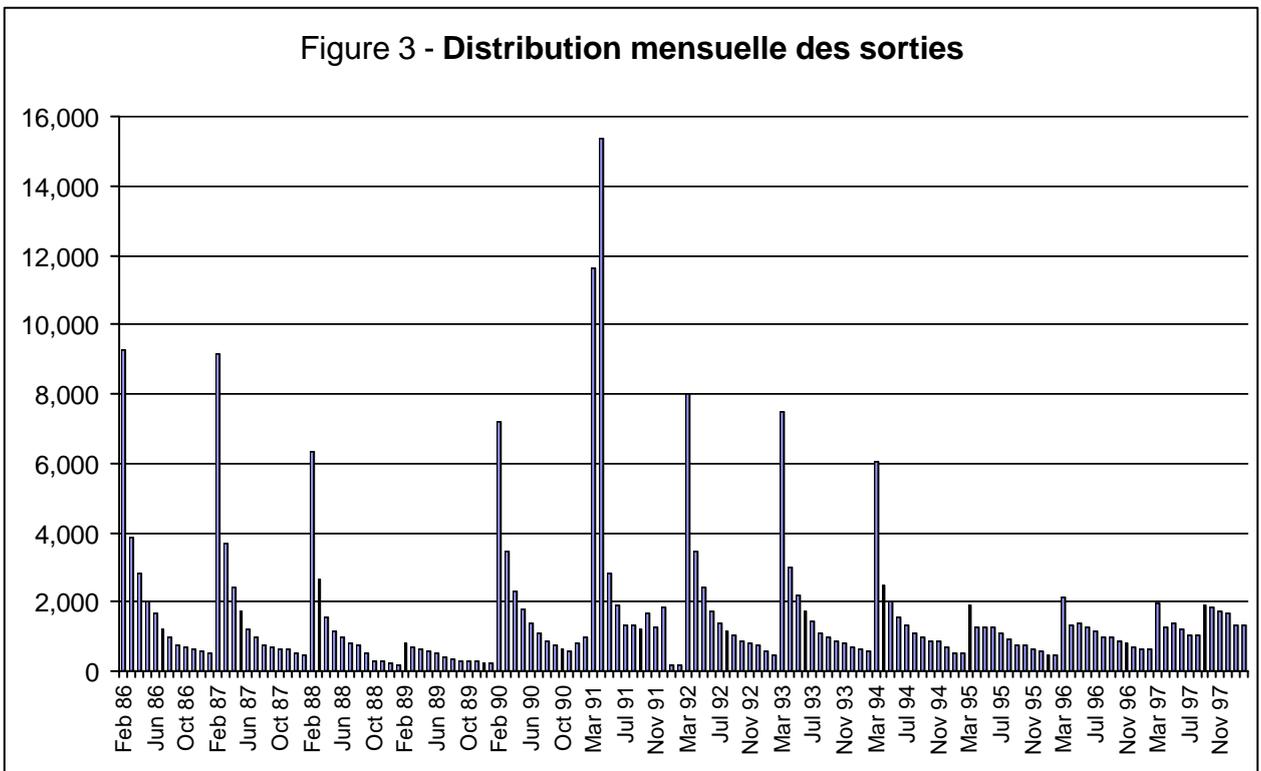
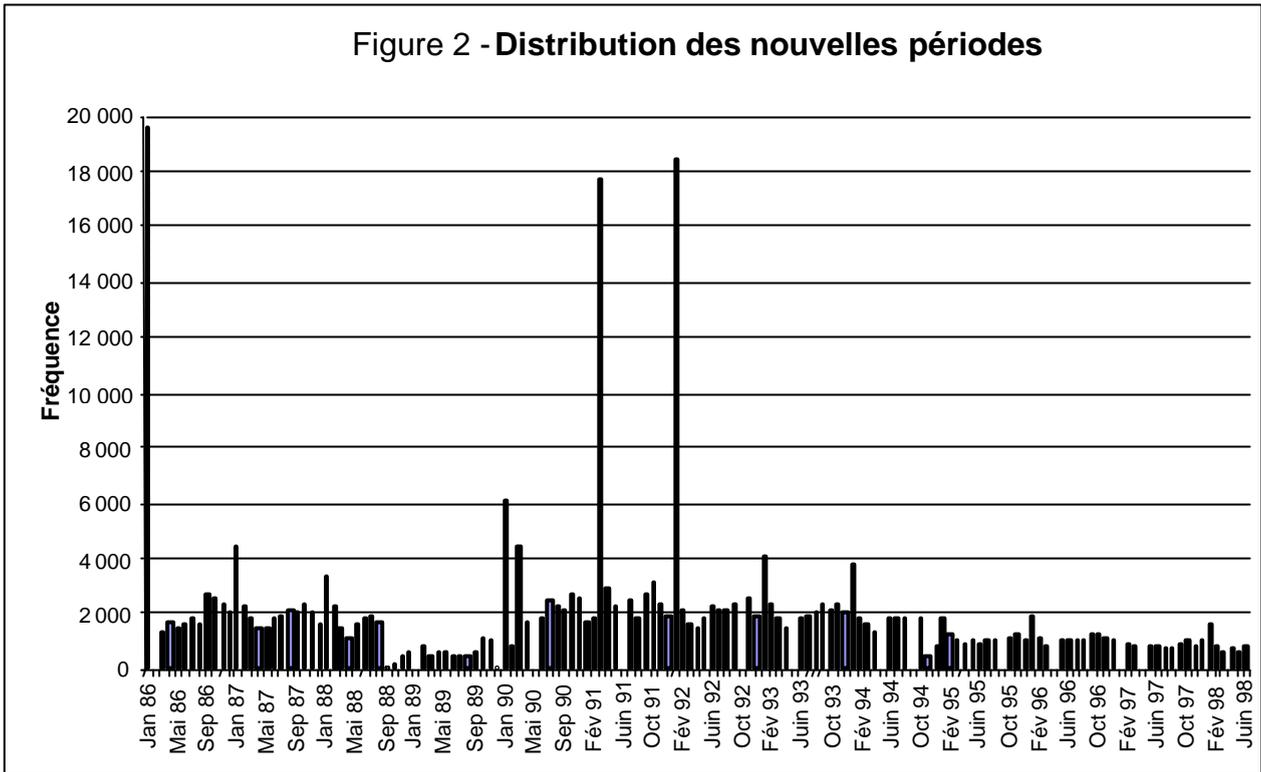
Tableau 1 — Description de l'échantillon

	N ^{bre} de sujets	N ^{bre} de périodes	N ^{bre} moyen de périodes par sujet
<i>Genre de ménage</i>			
Célibataires, sexe masc. 18-24 ans	16 615	38 599	2,32
Célibataires, sexe masc. 25-30 ans	3 968	9 921	2,50
Célibataires, sexe masc. 30 ans +	6 964	18 290	2,63
Célibataires, sexe fém. 18-24 ans	6 262	12 339	1,97
Célibataires, sexe fém. 25-30 ans	1 361	3 265	2,40
Célibataires, sexe fém. 30 ans +	3 908	13 009	3,33
Parents seuls	23 843	75 356	3,16
Familles sans enfant	3 187	9 016	2,83
Familles avec enfants	19 561	68 702	3,51
Total	85 669	248 497	2,90
<i>Niveau de scolarité</i>			
Primaire	16 634	58 559	3,52
Secondaire	61 872	175 436	2,84
Postsecondaire	3 358	6 905	2,06
Universitaire	3 805	7 597	2,00
Total	85 669	248 497	2,90
<i>Région de résidence</i>			
Est	33 417	94 970	2,84
Centre	27 954	80 874	2,89
Ouest	19 830	57 359	2,89
Labrador	4 468	15 295	3,42
Total	85 669	248 498	2,90

Pour analyser de façon plus détaillée l'ampleur des cas de récurrence, nous signalons dans la figure 1 le nombre de sujets selon le nombre de périodes de bien-être social entre 1986 et 1998. Parmi les 85 669 sujets de notre échantillon, 29 169 ont connu une période, 20 310 ont connu deux périodes, 11 668 ont connu trois périodes, etc. Il faut se souvenir qu'il doit y avoir eu interruption des prestations pendant au moins deux mois pour marquer le début d'une nouvelle période. Il est donc très peu probable que ces cas de récurrence soient tout simplement un artifice statistique ou le résultat d'erreurs de codage.



Diverses études de la dynamique du bien-être social au Canada ont constaté que le début et la fin des périodes de bien-être affichent généralement de fortes tendances saisonnières [voir Fortin et Lacroix (1997)]. La figure 2 montre la distribution mensuelle des nouvelles périodes pendant toute la période de référence. On y remarque quatre éléments dignes de mention. Premièrement, il est clair que le recours au bien-être social suit des tendances saisonnières. Au cours de chaque année, les taux d'entrée suivent des mouvements semblables. Deuxièmement, il y a plus de nouveaux cas en janvier et en mars qu'au cours de n'importe quel autre mois, et c'est vrai pour presque chaque année illustrée. Troisièmement, le cycle économique en général semble avoir des répercussions nettes sur le nombre de nouveaux cas. Par exemple, les taux d'entrée étaient à leur plus bas en 1989. Quatrièmement, on constate pour les mois de janvier 1986, de mars 1991 et de janvier 1992 des niveaux inhabituellement élevés de nouvelles demandes. Ces augmentations marquées coïncident avec la très mauvaise conjoncture économique au début de 1986 et de 1992, comme en témoigne, par exemple, le taux de chômage dans la province. Par ailleurs, entre 1990 et 1994, le nombre de nouveaux cas a été systématiquement élevé.



Tout comme les nouveaux cas qui sont étroitement liés à la conjoncture économique générale, les taux de sortie devraient eux aussi suivre une tendance cyclique et peut-être même une tendance saisonnière. La figure 3 illustre la distribution du nombre de personnes qui ont cessé de toucher du bien-être social pour l'ensemble de la période de référence. Pour chaque année illustrée, les taux de sortie sont les plus élevés en février et ils diminuent ensuite graduellement jusqu'en décembre. Il est évident qu'il y a des corrélations étroites entre les taux de sortie et la conjoncture économique en général d'une part (nombre de cessations) et les fluctuations saisonnières du cycle économique d'autre part (variations dans les cessations mensuelles).

3. La dynamique du bien-être social : Analyse non paramétrique

Notre tâche ici est de proposer des outils qui permettront de définir simplement les interactions complexes entre les mouvements d'entrée et de sortie des bénéficiaires du bien-être social. La façon la plus efficace d'analyser les périodes de bien-être social est de recourir à ce qu'il est convenu d'appeler les taux de risque (ou hasard), c'est-à-dire la probabilité qu'une personne qui a touché des prestations de bien-être social pendant $t-1$ mois cesse d'en toucher le mois suivant (mois t). En voici la représentation :

$$I(t) = \frac{N(t)}{R(t)}$$

où $N(t)$ est le nombre de personnes qui ont cessé de toucher des prestations de bien-être social au cours du mois t et $R(t)$ est la population à risque², c'est-à-dire le nombre de personnes qui auraient pu cesser d'en toucher au cours du mois t . On peut montrer que la probabilité conditionnelle de « survie », c'est-à-dire la probabilité conditionnelle pour un individu de toucher des prestations de bien-être social pendant t mois s'il en a touchées pendant $t-1$ mois, est reliée à l'équation qui précède comme suit :

$$S(t) = \prod_{t_j < t} (1 - I(t_j)), \quad t \geq 0.$$

Voici comment s'exprime la relation entre la durée prévue de la période de bien-être social et la fonction de survie³ :

$$E(t) = \sum_{j=1}^{\infty} S(j)$$

Ces trois concepts, soit le taux de risque, le taux de survie et la durée prévue, sont utilisés couramment pour décrire la dynamique du recours au bien-être social. On peut calculer deux autres courbes de

² Il faut tenir compte des observations censurées au chapitre du risque.

³ Il faut remarquer que la somme est établie à l'infini. Il est naturellement impossible de calculer une probabilité de survie à l'égard d'une durée qui dépasse la durée observée dans les données. Dans les pages qui suivent, nous tenons pour acquis que $S(t | t > t_{\max}) = S(t_{\max})$, où t_{\max} est la durée la plus longue qui est observée dans les données. En d'autres termes, on tient pour acquis que les probabilités de survie pendant une durée supérieure à la durée la plus longue observée dans les données sont constantes et égales aux probabilités de survie pendant la durée observée la plus longue. Cette hypothèse a été posée pour la première fois par Gill (1981). Les expériences de Klein (1987) selon la méthode de Monté-Carlo ont démontré que cette hypothèse est la meilleure lorsqu'il s'agit de prédire des durées moyennes.

distribution utiles à partir des taux de risque, soit la courbe des périodes achevées et la courbe des périodes inachevées. Les deux sont examinées en détail ci-dessous⁴.

Distribution des périodes achevées [D(t)]

Supposons que 100 personnes choisies au hasard parmi notre échantillon commencent à toucher des prestations de bien-être social au moment $T=1$. Nous pouvons nous poser la question suivante : quelle sera la durée probable de leurs prestations? Pour obtenir la fraction des périodes de prestations de ces 100 sujets qui dureront t mois, il suffit de calculer la fraction des sujets qui toucheront encore des prestations après $t-1$ mois, et de multiplier ce résultat par la probabilité de sortie après t mois. Ainsi,

$$\begin{aligned} D(1) &= I(1) \\ D(2) &= I(2)D(1) \\ &\vdots \\ D(t) &= I(t) \left\{ 1 - \sum_{j=1}^{t-1} D(j) \right\} \end{aligned}$$

Comme on peut facilement calculer les taux de risque d'après les données, cette courbe de distribution est également facile à établir.

Distribution des périodes inachevées [F(t)]

Supposons que nous choisissons au hasard 100 personnes de notre échantillon qui sont au milieu d'une période de bien-être social. Ce que nous voulons savoir ici, c'est la durée probable de leurs prestations. Mathématiquement, il s'agit simplement de la distribution des nouvelles périodes pondérées par la fraction de tous les prestataires de bien-être social à un moment particulier qui toucheront des prestations pendant exactement t mois⁵ :

$$F(t) = \frac{tD(t)}{\sum_{j=1}^{\infty} D(j)}$$

Le calcul de cette distribution repose entièrement sur la distribution précédente, $[D(t)]$, qui, elle-même, est calculée à partir de $I(t)$. Par conséquent, en connaissant $I(t)$, nous pouvons calculer des courbes

⁴ On trouvera des calculs formels de ces courbes de distribution dans Bane et Ellwood (1985).

⁵ Pour être valide, cette définition repose sur l'hypothèse d'un état stationnaire sans croissance.

de distribution utiles qui nous donnent des renseignements précieux sur la dynamique du recours au bien-être social⁶.

Les taux mensuels de sortie et les taux de survie ont été calculés pour les groupes sociodémographiques que nous avons définis au tableau 1. Ils sont illustrés dans les figures 4 à 8. Comme il serait trop compliqué de commenter chaque figure séparément, nous nous contenterons de mentionner leurs principales caractéristiques.

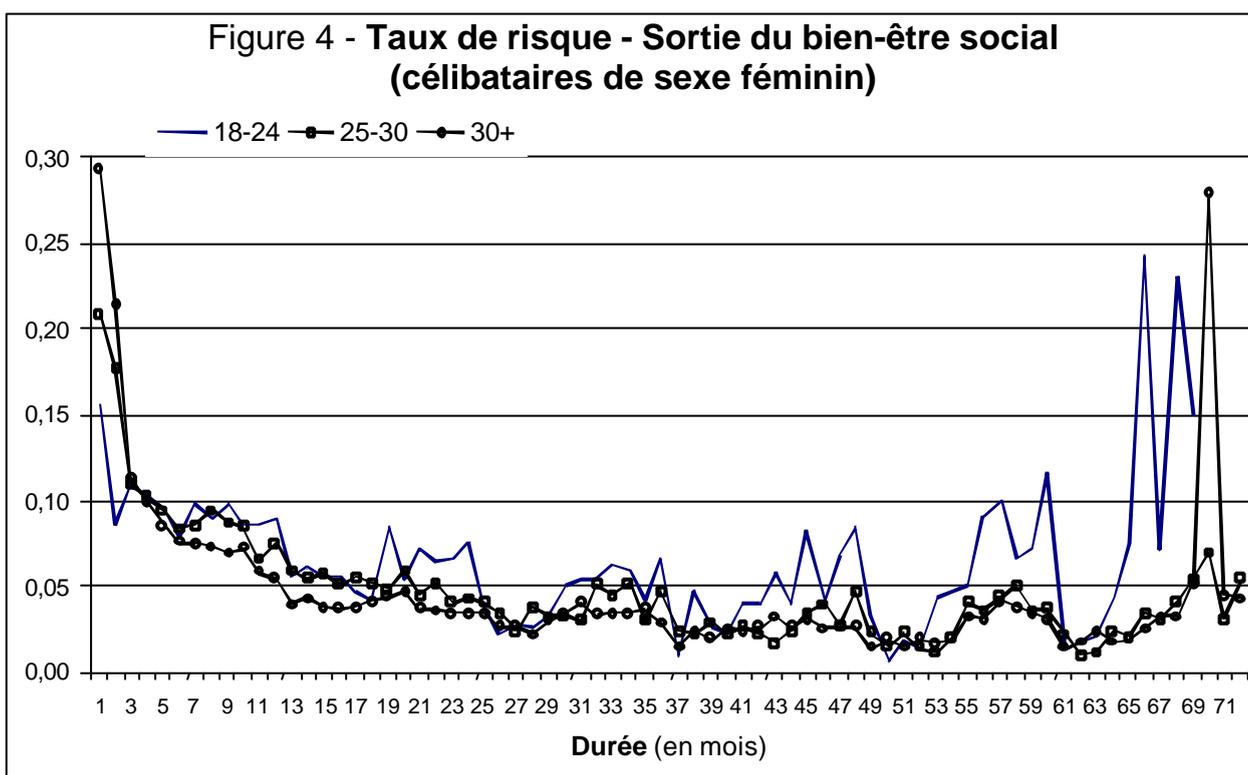
Toutes les figures ont essentiellement la même forme. Les taux de sortie atteignent leur sommet dans les premiers mois qui suivent le début de la période, puis diminuent rapidement et demeurent généralement constants par la suite. Cette courbe est typique de la plupart des taux de risque au Canada [voir Barret (1998) ainsi que Fortin et Lacroix (1997)]. Ce qui n'est pas typique, c'est la hausse soudaine des taux de sortie au bout d'à peu près 70 mois (6 ans). Cette discontinuité se retrouve dans les profils de sortie de tous les groupes. À noter qu'il y a très peu de jeunes hommes et de jeunes femmes qui touchent des prestations de bien-être social pendant aussi longtemps. En fait, pour tous les célibataires de sexe masculin et presque toutes les célibataires de sexe féminin dans le groupe des 18 à 24 ans, la période de bien-être social se termine avant six ans. Par conséquent, le calcul des taux de sortie au bout de périodes d'entre cinq et six ans repose sur un nombre très limité de célibataires⁷. Néanmoins, leurs profils sont très semblables à ceux d'autres groupes. De plus, de nombreuses familles et des célibataires de sexe masculin et de sexe féminin de plus de 25 ans touchent des prestations pendant des périodes qui durent plus de cinq ou six ans. Ainsi, la hausse brusque des taux de sortie n'est pas un artifice statistique. En l'absence de toute explication satisfaisante, on serait tenté de conclure que ce pic isolé dans les taux de risque peut s'expliquer par une caractéristique structurelle du programme.

Des taux de sortie décroissants sont une indication de ce qu'il est convenu d'appeler une « dépendance de durée négative » : la probabilité de se sortir du bien-être social diminue à mesure qu'augmente la

⁶ Les taux de risque sont calculés pour l'ensemble de l'échantillon, c'est-à-dire pour les années 1986 à 1998. À ce titre, ils représentent des taux de sortie « moyens », puisqu'ils sont calculés sur différents cycles économiques. Par ailleurs, et dans la mesure où il y a eu au moins deux cycles économiques complets entre 1986 et 1998, il serait peut-être préférable d'utiliser des taux de sortie « moyens » plutôt que des taux de sortie établis sur des intervalles plus brefs qui correspondent étroitement aux cycles économiques.

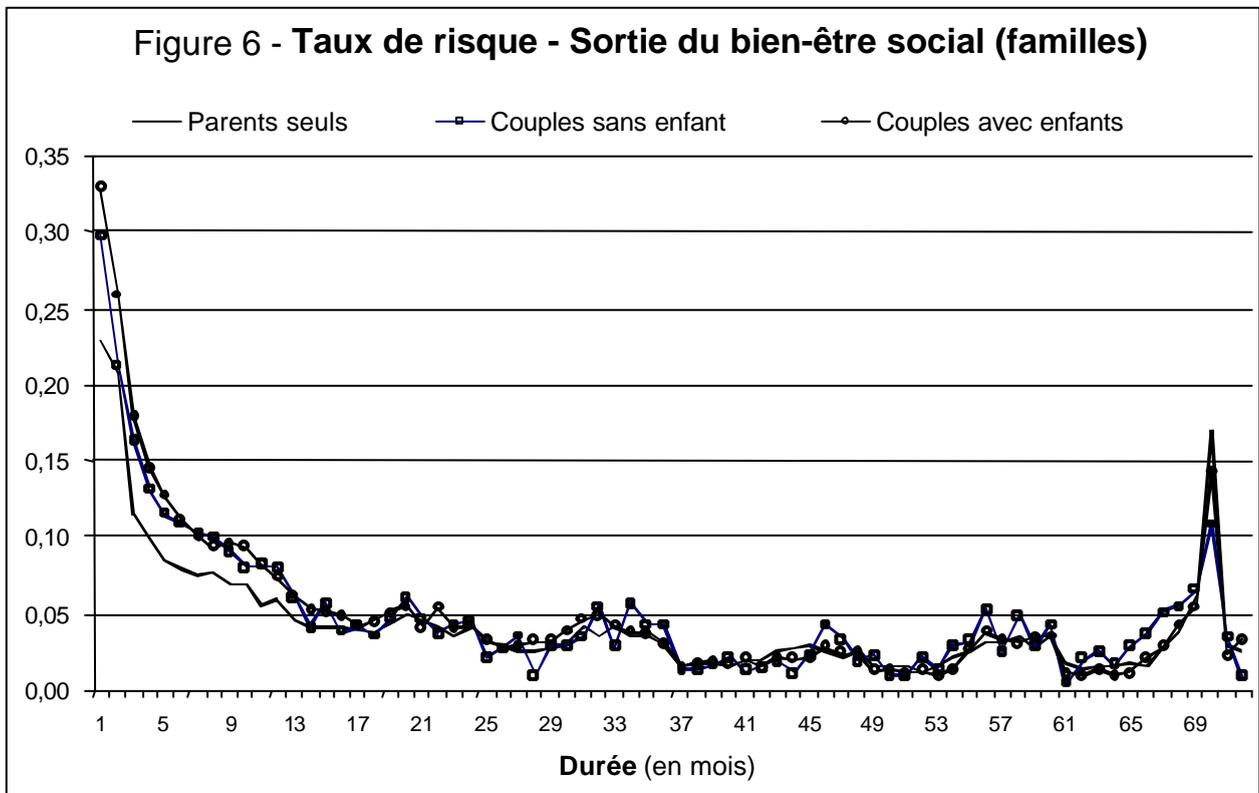
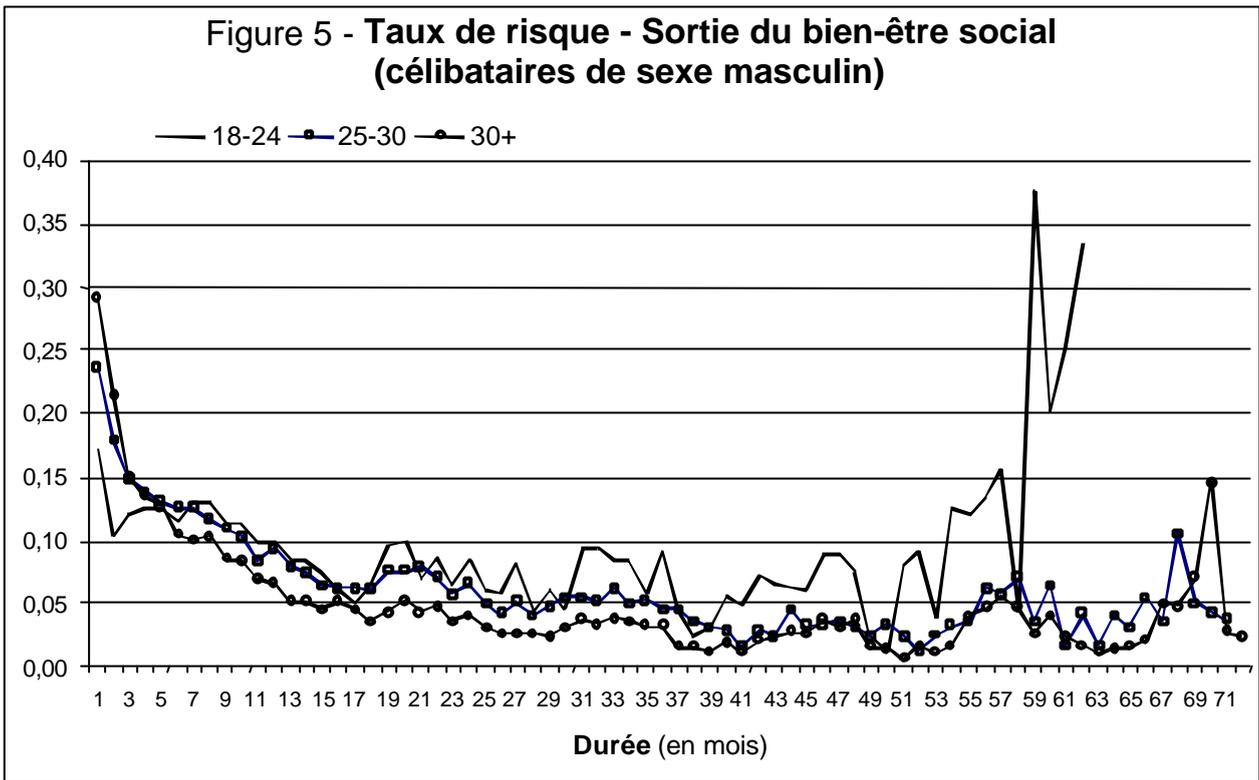
⁷ Cependant, ils sont encore statistiquement significatifs aux niveaux conventionnels pour les jeunes hommes et les jeunes femmes au bout de cinq ans, et pour les jeunes femmes au bout de six ans.

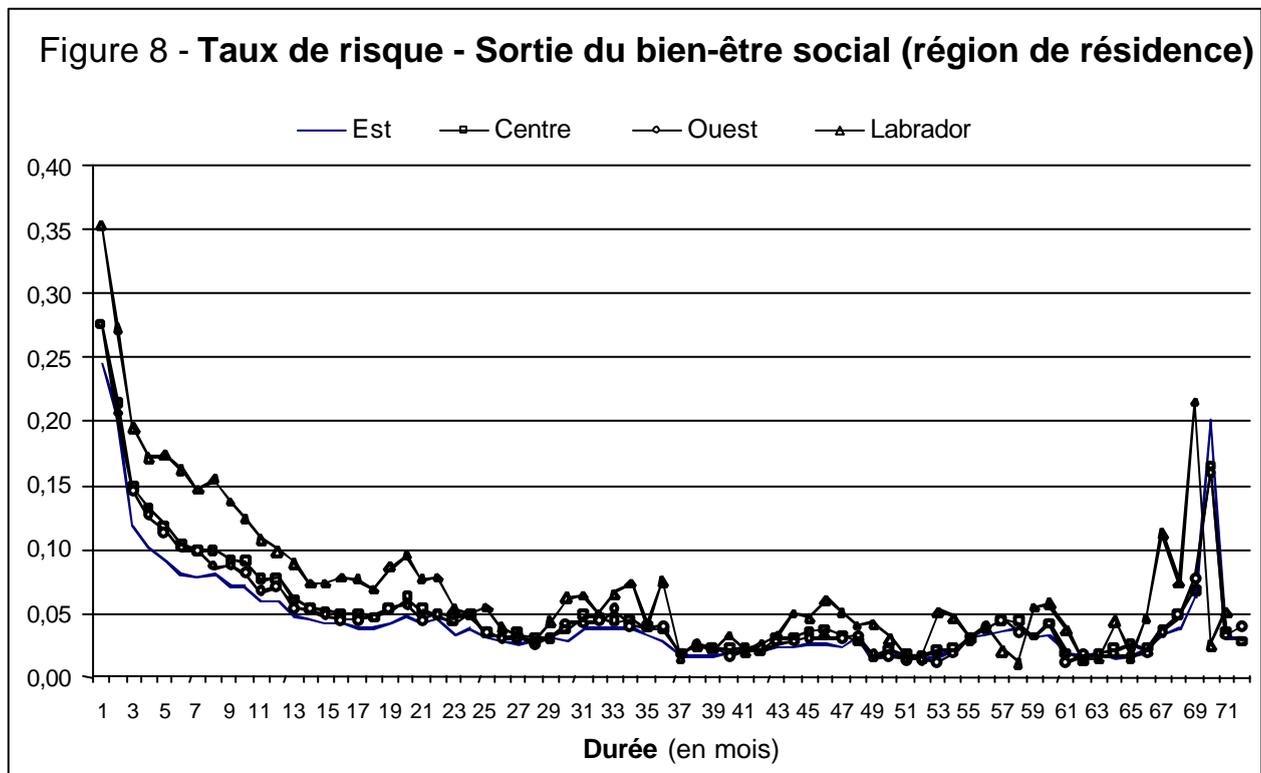
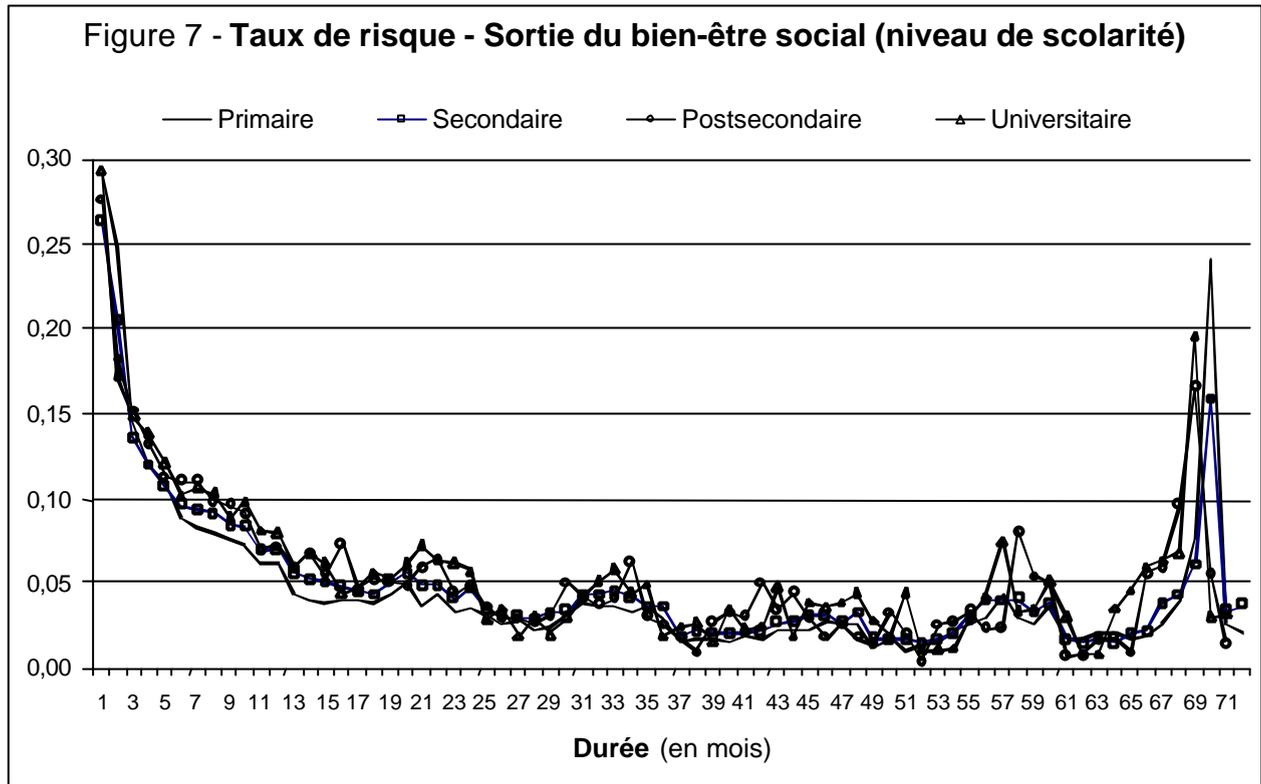
durée des prestations. Cette constatation, conforme aux résultats obtenus aux États-Unis et au Canada, peut s'expliquer par différentes raisons, notamment les préférences changeantes en matière de temps libres, une dépréciation du capital humain qui influence la courbe de distribution des offres salariales, ou les critères de sélection des employeurs⁸. Il convient de préciser toutefois qu'une dépendance de durée apparente peut s'expliquer tout simplement par une hétérogénéité latente qui n'a pas été prise en compte dans le calcul des taux de sortie⁹.



⁸ On trouvera une analyse détaillée de cette question dans MaCurdy (1989).

⁹ En effet, si le fait de se sortir du bien-être social est déterminé en partie par la motivation, alors les sujets plus motivés s'en sortiraient en moyenne plus tôt que les moins motivés. Par conséquent, la proportion des moins motivés augmentera proportionnellement à la durée de la période. Ainsi, la nature même de la population des prestataires changera avec le temps, et ce changement donnera lieu à des taux de risque décroissants. La dépendance de durée peut donc refléter tout simplement un changement dans la composition de la population, plutôt qu'une véritable composante comportementale.





Les figures montrent également que pour les célibataires, autant les hommes que les femmes, les taux de sortie pendant les premiers mois sont les plus élevés dans le groupe des 30 ans et plus et les plus faibles dans le groupe des 18 à 24 ans. Sur l'ensemble des familles, ce sont les parents seuls qui ont les taux de sortie les plus faibles dans la fourchette de 1 à 13 mois. Enfin, le profil des taux de sortie des résidents du Labrador est systématiquement supérieur aux autres profils. Nous devrions donc nous attendre à ce que la durée moyenne des périodes de bien-être social soit la moins élevée au Labrador et qu'elle soit plus élevée pour les parents seuls. Comme les profils de sortie des autres groupes se recoupent à un moment donné, il est impossible de tirer des conclusions au sujet de la moyenne de la durée.

Comme on l'a mentionné plus haut, les taux de sortie peuvent servir à calculer diverses courbes de distribution. Les tableaux 2 à 6 montrent les taux de sortie et les courbes de distribution des périodes inachevées et achevées pour les mêmes groupes que ceux qui font l'objet des figures 4 à 8. Pour faciliter la lecture, nous avons calculé les taux de sortie de la première colonne de chaque tableau à des intervalles de six mois. La colonne du milieu présente la courbe de distribution des périodes achevées. La colonne d'extrême droite montre la courbe de distribution des périodes inachevées. Ces courbes illustrent de façon frappante la nature très dynamique du recours au bien-être social. Par exemple, prenons le cas des célibataires de sexe féminin qui ont entre 18 et 24 ans. La colonne du milieu montre que pour 100 femmes de ce groupe qui ont amorcé une nouvelle période de prestations de bien-être social entre 1986 et 1998, peu importe à quel moment, 51 auraient touché des prestations pendant au plus six mois. Parmi les autres, 22 auraient cessé d'en toucher au cours des six mois suivants. À peine 0,4 % auraient continué d'en toucher pendant plus de six ans. La dernière colonne, d'autre part, montre que si 100 femmes célibataires de ce groupe d'âge avaient été choisies au hasard à n'importe quel moment entre 1986 et 1998, seulement 10,5 auraient touché des prestations pendant moins de six mois et 17,5 entre 6 et 12 mois. Finalement, 1,8 aurait touché des prestations pendant plus de six ans.

On peut faire une analyse semblable pour les célibataires de sexe féminin d'autres groupes d'âge. La colonne d'extrême droite de chaque groupe montre que si 100 femmes étaient choisies au hasard, 18,5 dans le groupe des 25 à 30 ans et 16,1 dans le groupe des 30 ans et plus toucheraient des prestations pendant plus de six ans. Cependant, en dépit d'une dynamique un peu différente, les durées moyennes des périodes de prestations pour les trois groupes d'âge sont très semblables, autour de 13 mois, comme on le voit dans la rangée du bas.

Tableau 2 – Distribution des périodes de bien-être social - Célibataires de sexe féminin

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées		
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	Célibataires sexe fém. 18-24 ans			Célibataires sexe fém. 25-30 ans			Célibataires sexe fém. 30 ans et plus		
1-6	44,2	51,0	10,5	53,0	60,1	11,2	59,6	67,2	11,6
6-12	42,7	22,2	17,5	40,7	16,6	13,7	35,5	11,5	10,2
12-18	31,6	7,6	11,9	30,6	6,9	10,2	22,6	4,7	7,1
18-24	32,3	6,9	12,2	26,4	4,3	8,7	21,7	3,6	7,5
24-30	20,7	2,3	6,4	19,7	2,3	6,1	16,5	2,2	5,7
30-36	28,1	3,0	8,8	21,8	2,3	6,7	19,7	2,1	7,1
36-42	20,0	1,2	5,1	16,2	1,1	4,5	13,2	1,1	4,4
42-48	28,5	1,9	7,0	15,3	1,1	4,2	15,7	1,2	5,3
48-54	19,2	0,6	3,6	12,9	0,6	3,3	10,8	0,6	3,4
54-60	35,1	1,4	6,4	20,5	1,1	5,3	18,3	1,1	5,9
60-66	17,8	0,2	2,0	12,2	0,4	2,6	12,0	0,5	3,4
66-72	57,5	1,3	6,9	23,3	0,8	5,1	40,1	1,8	12,3
72+		0,4	1,8		2,4	18,5		2,2	16,1
Durée prévue		13,2			13,0			13,2	

Même si la plupart des périodes de prestations sont assez brèves, cela ne signifie pas que la plupart des prestataires du bien-être social à un moment déterminé sont au milieu d'une période brève, ou que la majorité des dépenses du programme est consacrée aux prestations de brève durée. En fait, c'est tout le contraire. On peut comparer la situation à celle d'un hôpital. La plupart des patients admis au cours d'une année ne nécessiteront qu'une brève hospitalisation. Mais quelques-uns des patients nouvellement admis sont des malades chroniques et leur séjour à l'hôpital sera un séjour prolongé. Si on veut savoir quelle proportion de tous les patients admis est représentée par les malades chroniques, la réponse est « relativement peu » [distribution des nouvelles périodes]. Par ailleurs, si nous nous demandons quelle fraction des lits de l'hôpital sont occupés par les malades chroniques ou encore quelle proportion des patients de l'hôpital sont des malades chroniques à un moment ou à un autre, la réponse est beaucoup plus vaste [distribution des périodes inachevées]. La raison en est simple : les malades chroniques finiront par représenter une partie importante de la population des patients hospitalisés et par conséquent, ils consommeront une part importante des lits et des autres ressources de l'hôpital.

Tableau 3 - Distribution des périodes de bien-être social - Célibataires de sexe masculin

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées		
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	Célibataires sexe masc. 18-24 ans			Célibataires sexe masc. 25-30 ans			Célibataires sexe masc. 30 ans et plus		
1-6	49,8	53,0	19,9	59,9	63,9	24,7	64,3	72,5	16,3
6-12	52,1	25,7	24,6	50,4	19,0	20,2	43,4	11,7	13,1
12-18	37,7	8,3	13,1	36,6	6,4	11,6	27,6	4,1	8,0
18-24	39,1	5,3	11,9	35,4	3,9	9,9	23,5	2,9	7,0
24-30	33,5	2,7	7,6	26,6	1,8	6,0	16,6	1,4	4,7
30-36	38,1	2,0	7,1	28,6	1,4	5,8	19,4	1,5	5,8
36-42	26,9	0,8	3,5	19,0	0,7	3,1	10,3	0,5	2,8
42-48	36,2	0,8	4,1	18,5	0,5	2,9	15,7	0,9	4,6
48-54	18,5	0,3	1,4	14,4	0,3	2,0	9,9	0,4	2,7
54-60	41,8	0,5	3,0	25,9	0,5	3,6	21,1	1,0	6,0
60-66	21,4	0,1	0,8	17,3	0,2	1,9	12,2	0,3	2,9
66-72	70,6	0,4	3,0	28,2	0,3	2,9	31,6	0,9	7,7
72+		0,1	0,0		0,8	5,6		1,9	18,3
Durée prévue	9,2			8,5			10,9		

Les données concernant les célibataires de sexe masculin sont présentées au tableau 3. La durée moyenne des périodes de prestations va de 8,5 à 10,9 mois. Ces périodes sont un peu plus brèves que dans le cas des célibataires de sexe féminin, résultat qui a également été constaté au Québec et en Colombie-Britannique [voir Lacroix (1999)]. Le tableau 4 présente la situation des familles. Comme on le voit dans la dernière rangée, les familles monoparentales affichent la durée moyenne de prestations la plus longue parmi tous les groupes démographiques, ce qui est également conforme aux résultats obtenus au Québec et en Colombie-Britannique. Le tableau montre qu'une proportion pouvant aller jusqu'à 22,5 % de tous les parents seuls qui touchent actuellement des prestations de bien-être social en toucheront pendant au moins six ans. Les chiffres correspondants pour les familles ayant des enfants sont légèrement moins élevés.

Tableau 4 – Distribution des périodes de bien-être social - Familles

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées		
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	Parents seuls			Couples sans enfant			Couples avec enfants		
1-6	55,8	63,0	10,4	64,7	73,3	17,5	69,7	78,2	21,1
6-12	35,7	13,1	10,2	44,8	11,9	14,3	45,6	9,8	14,0
12-18	24,4	5,6	7,6	28,4	3,8	8,3	29,4	3,3	8,1
18-24	23,4	4,5	7,9	24,6	2,8	7,5	25,9	2,3	7,3
24-30	17,1	2,2	5,6	16,2	1,2	4,7	18,6	1,2	4,9
30-36	20,2	2,4	6,8	22,7	1,7	6,9	23,1	1,2	6,1
36-42	11,5	1,0	3,6	12,1	0,5	3,2	11,9	0,4	2,8
42-48	14,2	1,2	4,6	14,0	0,7	3,9	12,7	0,5	3,1
48-54	10,3	0,7	3,2	9,6	0,4	2,6	8,5	0,2	2,0
54-60	16,1	1,1	5,1	20,1	0,8	5,6	16,7	0,5	4,2
60-66	11,6	0,5	3,3	13,8	0,4	3,2	9,3	0,2	2,0
66-72	30,4	1,5	9,0	30,7	0,7	7,1	28,3	0,7	6,7
72+		3,2	22,5		1,7	15,2		1,5	17,7
Durée prévue		14,0			10,4			9,2	

Les tableaux 5 à 7 illustrent certaines distributions établies en fonction du niveau de scolarité, de la région de résidence et de l'année de début des périodes de bien-être social. On peut faire trois observations au sujet de la dynamique qu'on y constate. Premièrement, le tableau 5 montre une corrélation négative entre la durée moyenne des périodes de prestations et le niveau de scolarité. Même si la différence entre les prestataires qui ont fait des études primaires et les prestataires qui ont une formation universitaire n'est que 1,7 mois, les proportions de périodes qui durent plus de six ans sont de 19,5 % et de 11,1 %, respectivement, dans ces groupes. Ensemble, ces résultats montrent qu'il y a une certaine relation entre la dynamique du recours au bien-être social et la scolarité. Deuxièmement, le tableau 6 montre que les résidents du Labrador affichent une dynamique étonnamment différente de celle des résidents de Terre-Neuve. La durée moyenne des périodes de prestations y est de 6,5 mois, par rapport à 11,1 mois (Ouest), à 12,0 mois (Centre) et à 13,7 mois (Est). De la même façon, la proportion des périodes de prestations qui durent plus de six ans n'est que de 4,5 % au Labrador, par rapport à 16,6 % dans l'Ouest, à 16,9 % dans le Centre et à 21,2 % dans l'Est. Finalement, le tableau 7 illustre les taux de sortie et les distributions connexes selon l'année de début de la période de

prestations. En période de récession, on s'attendrait à ce que les taux de sortie soient plus faibles et, par conséquent, les périodes de prestations plus longues. En fait, la durée moyenne des prestations est exceptionnellement élevée pour les années 1986, 1989 et 1992. Même si la durée moyenne a diminué un peu après 1992, elle est demeurée relativement élevée par rapport aux niveaux antérieurs, ce qui est conforme aux conclusions tirées de la figure 3, qui montrait la relation entre la conjoncture économique en général et le nombre de prestataires qui se sortent du bien-être social.

Cette analyse montre que les taux de sortie diffèrent selon les groupes démographiques, et parfois dans des proportions marquées. Un examen de chaque groupe séparément permet de déterminer la meilleure façon de fractionner l'échantillon aux fins des analyses économétriques. En outre du fait que certains groupes semblent afficher des comportements différents les uns des autres, il peut être utile de déterminer dans quelle mesure ces différences sont statistiquement significatives. La partie supérieure du tableau 8 présente une matrice de tests de Wilcoxon portant sur les taux de survie de divers groupes démographiques. La variable à tester est $c^2(1)$, selon l'hypothèse nulle voulant que les taux de survie entre deux groupes donnés soient identiques. Étant donné une valeur critique de $c_{,05}^2(1) = 3,84$, force nous est de conclure que la plupart des groupes diffèrent sensiblement des autres. Il y a quelques exceptions, cependant. Par exemple, les célibataires de sexe masculin d'entre 25 et 30 ans et les célibataires de sexe féminin de 30 ans et plus ont des taux de survie statistiquement semblables. Les célibataires de sexe masculin de 30 ans et plus et les familles sans enfant semblent également afficher des taux semblables. On voit dans la partie supérieure des tableaux 9 et 10 que la variable à tester est semblable selon la région de résidence et le niveau de scolarité. Comme on l'a vu plus tôt, le Labrador se démarque sensiblement des autres régions, tandis que le Centre et l'Ouest, même s'ils affichent des différences à un seuil de 5 %, n'en sont pas moins relativement semblables. Finalement, le tableau 10 montre qu'il semble y avoir peu de différences entre les groupes selon le niveau de scolarité. Par conséquent, une partie des différences dans la durée moyenne des prestations du tableau 5 n'est vraisemblablement pas statistiquement significative.

Tableau 5 – Distribution des périodes de bien-être social - Niveau de scolarité

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées											
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	Primaire			Secondaire			Collégial			Universitaire		
1-6	64,3	72,2	14,4	60,2	68,1	14,1	61,3	69,9	16,2	62,3	70,7	17,2
6-12	37,9	10,4	10,4	41,8	13,3	13,3	45,3	13,5	15,3	45,6	13,5	16,0
12-18	23,8	3,9	6,9	28,3	5,0	8,8	32,3	5,3	10,1	31,4	4,8	9,8
18-24	22,3	3,1	7,0	25,7	3,6	8,2	28,0	3,2	8,4	31,5	3,6	9,8
24-30	15,8	1,7	4,9	19,0	1,8	5,7	18,9	1,6	5,1	17,7	1,1	4,6
30-36	19,6	1,8	6,4	22,1	1,9	6,6	23,7	1,5	6,5	24,6	1,5	6,8
36-42	10,8	0,7	3,3	13,4	0,8	3,6	13,5	0,8	3,3	13,8	0,7	3,3
42-48	13,3	0,9	4,2	15,6	0,9	4,3	18,6	0,7	4,5	18,8	0,8	4,5
48-54	9,2	0,5	2,8	11,0	0,5	2,8	11,2	0,4	2,5	15,1	0,4	3,2
54-60	16,7	0,9	5,3	18,7	0,9	4,9	22,2	0,8	5,1	20,5	0,7	4,4
60-66	12,5	0,4	3,6	11,9	0,3	2,7	9,9	0,1	1,8	12,9	0,3	2,3
66-72	37,0	1,5	11,2	31,2	1,0	7,4	36,7	0,9	7,3	38,3	0,7	7,0
72+		2,2	19,5		2,0	17,7		1,4	13,9		1,1	11,1
Durée prévue		11,8			11,6			10,5			10,1	

Tableau 6 – Distribution des périodes de bien-être social - Région de résidence

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées											
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment donné	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment donné	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment donné	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment donné
	Est			Centre			Ouest			Labrador		
1-6	56,9	60,9	10,8	63,0	65,5	13,7	61,9	70,0	15,3	74,1	83,6	34,1
6-12	36,6	14,8	10,5	44,3	14,6	12,1	42,0	12,4	13,2	59,2	9,7	21,9
12-18	24,7	6,1	7,6	30,0	5,4	7,9	27,9	4,7	8,6	40,1	2,7	9,9
18-24	22,7	4,2	7,5	27,1	3,5	7,4	26,4	3,5	8,4	37,7	1,5	7,8
24-30	17,0	2,4	5,6	19,4	1,8	4,9	18,6	1,7	5,5	22,9	0,6	3,7
30-36	19,3	2,3	6,5	23,4	1,8	6,1	23,3	1,8	7,0	30,6	0,6	4,8
36-42	11,5	1,1	3,6	14,0	0,9	3,4	13,6	0,7	3,6	18,2	0,2	2,2
42-48	13,6	1,1	4,4	17,2	0,9	4,3	15,4	0,9	4,2	23,7	0,3	2,8
48-54	10,4	0,7	3,3	11,3	0,5	2,8	10,2	0,4	2,5	14,2	0,1	1,4
54-60	17,5	1,1	5,6	19,0	0,8	4,5	18,6	0,8	4,9	18,4	0,1	1,8
60-66	11,3	0,6	3,2	13,5	0,4	2,8	11,7	0,3	2,6	20,5	0,1	1,8
66-72	33,7	1,7	10,1	32,5	1,8	13,2	32,4	1,0	7,6	40,9	0,2	3,3
72+		3,0	21,2		2,0	16,9		1,8	16,6		0,3	4,5
Durée prévue		13,7			12,0			11,1			6,5	

Tableau 7 – Distribution des périodes de bien-être social - Année de début de la période de prestations

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées														
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	1986			1987			1988			1989			1990		
1-6	29,4	66,3	13,1	39,9	79,1	28,3	42,8	83,4	32,4	10,1	43,8	9,0	30,4	70,2	24,7
6-12	17,3	13,1	12,1	25,2	11,3	20,6	29,1	8,7	18,5	9,0	18,3	13,8	20,4	14,8	23,0
12-18	15,5	5,0	8,0	21,8	4,6	14,2	22,7	2,1	7,8	9,7	9,4	11,8	16,9	9,4	26,6
18-24	13,1	3,7	7,6	18,4	1,6	7,5	20,3	1,0	4,4	9,1	9,2	12,3	15,2	5,3	22,3
24-30	12,5	2,5	6,5	15,4	0,8	4,3	19,7	1,0	5,5	9,4	12,7	31,3	13,6	0,0	0,2
30-36	10,2	2,1	7,6	13,8	0,4	2,6	17,4	1,8	10,3	7,7	6,4	21,0	11,7	0,0	0,2
36-42	9,0	0,9	3,4	11,2	0,3	2,1	17,6	1,1	11,2	7,2	0,0	0,1	10,3	0,0	0,2
42-48	8,0	0,7	3,1	12,5	0,5	3,2	14,3	0,9	9,9	6,8	0,0	0,1	10,1	0,0	0,3
48-54	7,8	0,4	2,2	11,6	0,9	8,9	8,7	0,0	0,0	6,4	0,0	0,1	9,2	0,0	0,2
54-60	7,7	0,7	3,5	13,4	0,6	8,3	11,3	0,0	0,0	6,8	0,0	0,1	8,5	0,0	0,0
60-66	7,6	0,9	5,8	12,1	0,0	0,0	9,1	0,0	0,0	5,1	0,0	0,0	11,9	0,0	0,1
66-72	7,1	3,8	27,0	12,0	0,0	0,0	8,2	0,0	0,0	5,7	0,0	0,0	14,9	0,0	0,1
72+		0,0	0,0		0,0	0,0		0,0	0,0		0,0	0,6		0,0	2,0
Durée Prévue		11,2			6,2			5,8			13,1			6,7	

Tableau 7 (suite)

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées														
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	1986			1987			1988			1989			1990		
1-6	29,4	84,2	29,7	23,3	51,5	9,0	30,3	63,1	12,7	29,4	63,3	15,1	11,4	43,4	10,1
6-12	56,9	8,7	16,3	12,7	12,3	10,3	16,1	12,4	12,0	15,0	13,1	15,2	8,1	17,4	15,3
12-18	19,6	1,7	5,3	10,0	5,7	8,0	13,4	6,1	10,1	13,5	5,3	10,2	8,8	8,4	12,8
18-24	15,3	0,9	4,0	8,1	4,3	8,0	11,5	3,9	8,8	12,1	3,1	7,9	9,5	6,2	12,7
24-30	12,0	0,6	3,3	6,7	2,8	6,8	10,2	2,0	5,9	10,9	2,3	7,6	8,9	4,9	12,6
30-36	13,2	0,5	3,6	6,1	2,9	8,9	8,4	1,4	5,2	9,6	2,1	8,3	7,6	10,8	30,8
36-42	12,1	0,5	4,0	6,1	1,8	6,3	7,8	1,2	4,8	8,8	1,6	7,8	6,7	0,0	5,7
42-48	19,4	0,3	2,6	5,1	1,4	6,1	6,7	1,2	5,5	8,0	4,7	22,7	6,9	0,0	0,0
48-54	15,5	0,2	2,5	5,1	1,2	5,2	6,9	1,2	5,6	8,1	0,0	5,1	6,0	0,0	0,0
54-60	15,7	0,3	2,6	5,1	1,2	6,3	6,8	4,7	24,5	6,9	0,0	0,0	5,8	0,0	0,0
60-66	5,6	0,2	2,5	3,9	1,2	6,6	5,6	0,0	5,0	5,5	0,0	0,0	4,8	0,0	0,0
66-72	5,6	0,2	3,0	3,3	2,7	16,1	5,9	0,0	0,0	5,2	0,0	0,0	5,3	0,0	0,0
72+		1,5	20,8		10,8	2,4		2,8	0,0		4,5	0,0		8,9	0,0
Durée prévue		6,4			20,7			12,5			11,7			15,2	

Jusqu'à maintenant, nous avons limité notre analyse aux périodes de bien-être social. Étant donné l'ampleur des cas de récurrence dans les données, nous pouvons aussi nous concentrer sur le temps écoulé entre deux périodes de prestations, que nous appellerons « période sans prestations ». Les figures 9 à 13 illustrent les taux de sortie des périodes sans prestations pour les mêmes groupes sociodémographiques que précédemment. Les principales caractéristiques de toutes ces figures sont les deux pics à 4 mois et à 10 mois et la diminution graduelle après 16 mois¹⁰. Par conséquent, chez les prestataires qui se sont sortis du bien-être social, la probabilité de retour est plus élevée pendant la première année. Étant donné la complexité des profils des taux de sortie, il est préférable de compter sur des tests formels pour déterminer si on y constate des différences systématiques. Les parties inférieures des tableaux 8 à 10 présentent les matrices de Wilcoxon pour les périodes sans prestations. Il est intéressant de constater que les célibataires de 18 à 24 ans, hommes et femmes, affichent des taux de survie semblables pour les périodes sans prestations. Comme dans le cas des périodes de prestations, il n'y a pas de différence statistiquement significative entre les célibataires de sexe masculin du groupe des 25 à 30 ans et les célibataires de sexe féminin de 30 ans et plus. Des tests menés selon la région de résidence montrent que seules les régions du Centre et de l'Ouest affichent des tendances semblables. Finalement, même si les différences dans les taux de survie des divers groupes selon le niveau de scolarité étaient négligeables pour les périodes de prestations, il semble désormais y avoir d'importantes différences dans les taux de survie selon ce même critère pour les périodes sans prestations. En fait, seuls les prestataires qui ont une formation universitaire et les prestataires qui ont une formation collégiale affichent des similitudes. Dans les autres catégories de scolarité, on retrouve des différences systématiques qui devraient avoir des effets considérables sur la durée moyenne des périodes sans prestations.

Les outils statistiques utilisés jusqu'à maintenant se prêtent bien à l'analyse des périodes sans prestations, puisqu'ils peuvent facilement admettre la censure à droite des données¹¹. Les tableaux 11 à 15 présentent les taux de sortie et les distributions des périodes sans prestations inachevées et achevées. Pour éviter une longue analyse, nous nous contenterons de présenter les principaux résultats. Premièrement, comme on le voit aux tableaux 11 à 13, les célibataires de sexe masculin et de sexe féminin dans le groupe des 18 à 24 ans affichent les périodes sans prestations les plus brèves; les célibataires de sexe masculin et de sexe

¹⁰ Il serait certainement utile d'examiner les raisons qui expliquent pourquoi le nombre de prestataires qui reviennent au bien-être social augmente sensiblement au bout de 4 mois et de 10 mois.

¹¹ Il se peut qu'un prestataire se sorte du bien-être social et n'y revienne pas pendant notre période de référence, c'est-à-dire avant juin 1998. Dans ce cas, on considère que sa période sans prestations est censurée à droite. Naturellement, il y a beaucoup plus de périodes sans prestations que de périodes de prestations qui sont censurées, d'où le caractère approprié d'outils non paramétriques.

féminin dans chaque groupe d'âge affichent des périodes de durée presque identique; et les parents seuls et les familles, qu'elles aient ou non des enfants, affichent aussi des périodes de prestations de durée presque identique. Les résultats les plus intéressants, illustrés au tableau 14, concernent les niveaux de scolarité. On y voit une corrélation positive entre le niveau de scolarité et la durée moyenne des périodes sans prestations. Ce résultat a d'importantes répercussions sur le plan des politiques. Finalement, le tableau 15 présente les résultats selon les quatre régions géographiques. Les trois régions de Terre-Neuve affichent des durées moyennes semblables. Alors que, la durée des périodes sans prestations des résidents du Labrador est beaucoup plus brève.

Tableau 8 - Tests de Wilcoxon - Groupes démographiques

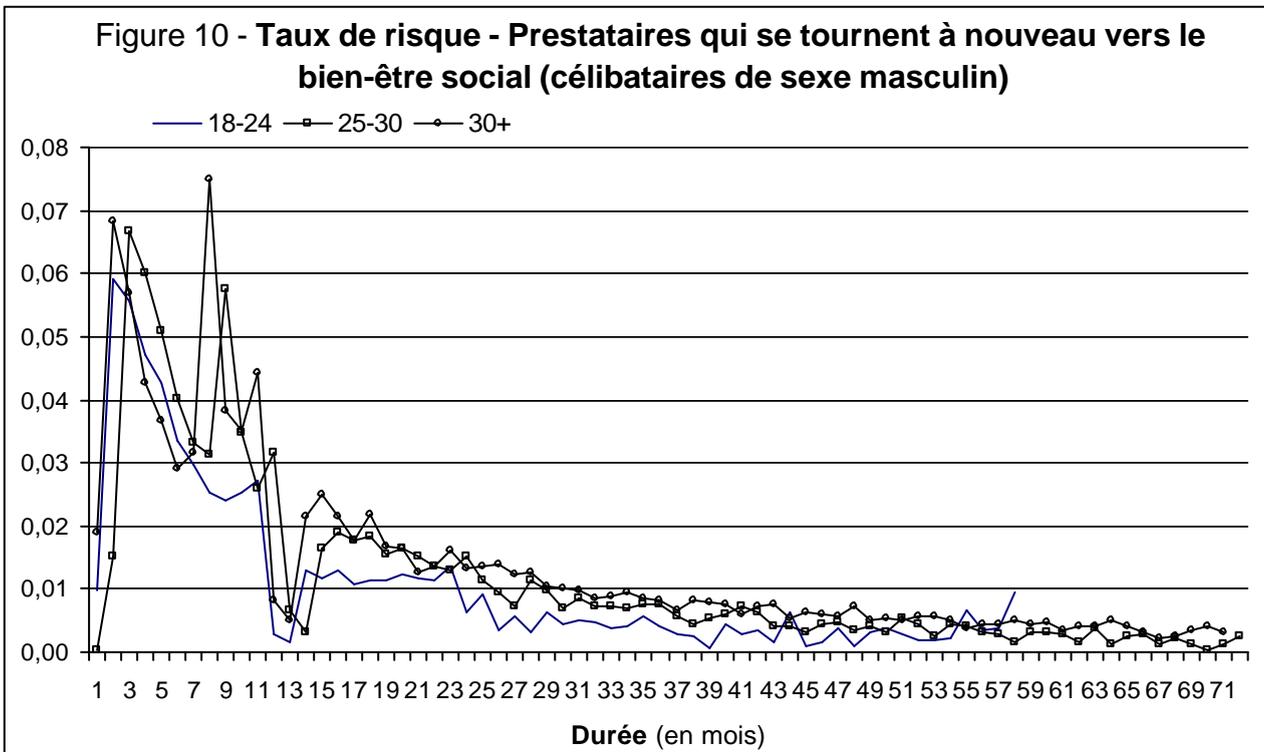
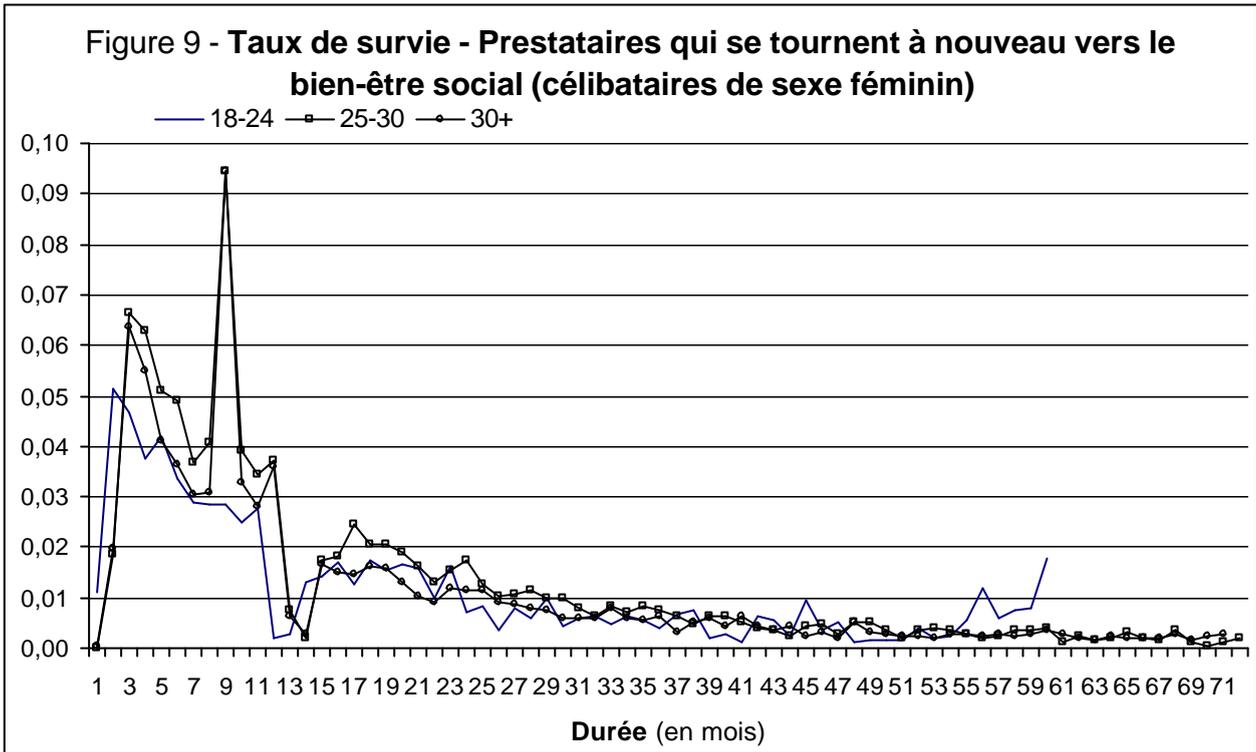
	<i>Célib. s. masc. 18-24</i>	<i>Célib. s. masc. 25-30</i>	<i>Célib. s. masc. 30+</i>	<i>Célib. s. fém. 18-24</i>	<i>Célib. s. fém. 25-30</i>	<i>Célib. s. fém. 30+</i>	<i>Parents seuls</i>	<i>Familles sans enfant</i>	<i>Familles avec enfants</i>
Nombre de prestataires qui se sortent du bien-être social									
<i>Célib. s. masc. 18-24 ans</i>	-								
<i>Célib. s. masc. 25-30 ans</i>	291,18	-							
<i>Célib. s. masc. 30 ans +</i>	664,72	108,22	-						
<i>Célib. s. fém. 18-24 ans</i>	89,33	602,29	983,92	-					
<i>Célib. s. fém. 25-30 ans</i>	13,84	188,06	548,74	158,46	-				
<i>Célib. s. fém. 30 ans +</i>	276,49	2,23	57,41	534,46	192,54	-			
<i>Parents seuls</i>	76,55	142,32	764,06	297,87	20,32	194,72	-		
<i>Familles sans enfant</i>	485,08	81,48	3,05	755,46	349,55	44,47	313,57	-	
<i>Familles avec enfants</i>	1503,96	711,09	346,92	1783,30	1483,62	530,32	3041,12	77,27	-
Nombre de prestataires qui se tournent à nouveau vers le bien-être social									
<i>Célib. s. masc. 18-24 ans</i>	-								
<i>Célib. s. masc. 25-30 ans</i>	76,66	-							
<i>Célib. s. masc. 30 ans +</i>	157,90	29,42	-						
<i>Célib. s. fém. 18-24 ans</i>	3,88	88,08	156,70	-					
<i>Célib. s. fém. 25-30 ans</i>	200,50	56,76	15,02	203,34	-				
<i>Célib. s. fém. 30 ans +</i>	68,76	1,57	56,36	78,86	80,56	-			
<i>Parents seuls</i>	593,95	461,83	458,27	519,62	123,64	604,97	-		
<i>Familles sans enfant</i>	223,47	90,82	44,38	230,34	9,22	117,70	26,70	-	
<i>Familles avec enfants</i>	713,32	626,69	659,11	611,03	205,85	818,49	29,67	59,09	-

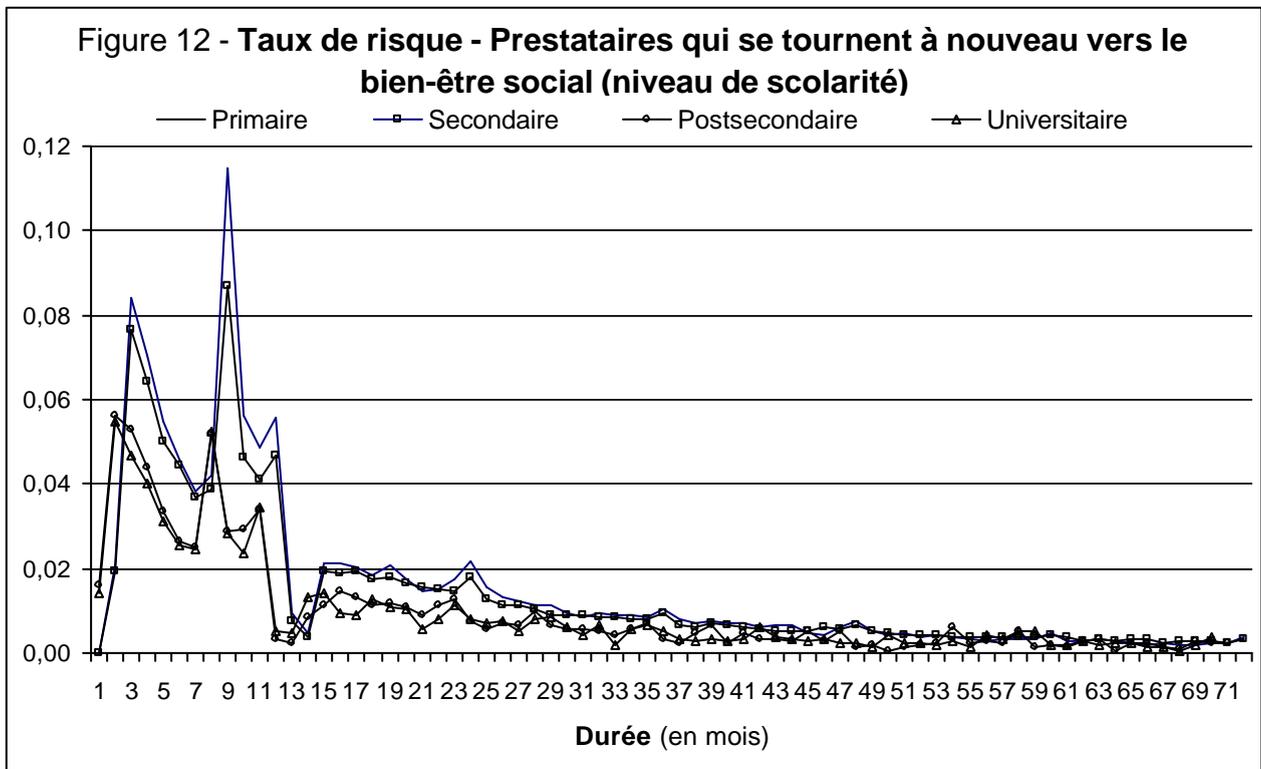
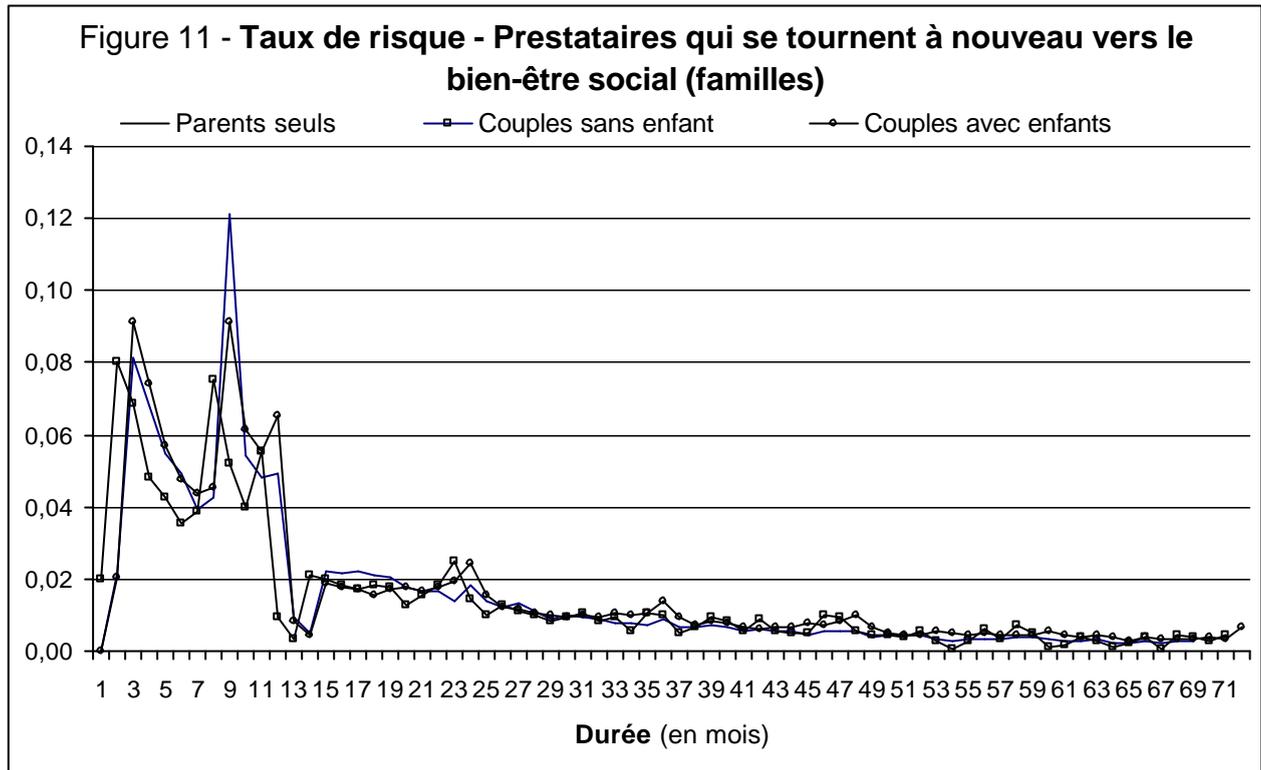
Tableau 9 - Tests de Wilcoxon - Régions

	<i>Est</i>	<i>Centre</i>	<i>Ouest</i>	<i>Labrador</i>
Nombre de prestataires qui se sortent du bien-être social				
<i>Est</i>	-			
<i>Centre</i>	780,76	-		
<i>Ouest</i>	440,91	16,49	-	
<i>Labrador</i>	2111,73	913,77	986,08	-
Nombre de prestataires qui se tournent à nouveau vers le bien-être social				
<i>Est</i>	0,00			
<i>Centre</i>	14,42	0,00		
<i>Ouest</i>	34,27	5,68	0,00	
<i>Labrador</i>	273,83	195,67	145,97	0,00

Tableau 10 - Tests de Wilcoxon - Niveau de scolarité

	<i>Primaire</i>	<i>Secondaire</i>	<i>Collégial</i>	<i>Universitaire</i>
Nombre de prestataires qui se sortent du bien-être social				
<i>Primaire</i>	-			
<i>Secondaire</i>	288,61	-		
<i>Collégial</i>	14,51	7,79	-	
<i>Universitaire</i>	3,33	26,52	2,47	-
Nombre de prestataires qui se tournent à nouveau vers le bien-être social				
<i>Primaire</i>	-			
<i>Secondaire</i>	316,84	-		
<i>Collégial</i>	505,37	285,10	-	
<i>Universitaire</i>	679,63	415,61	4,49	-





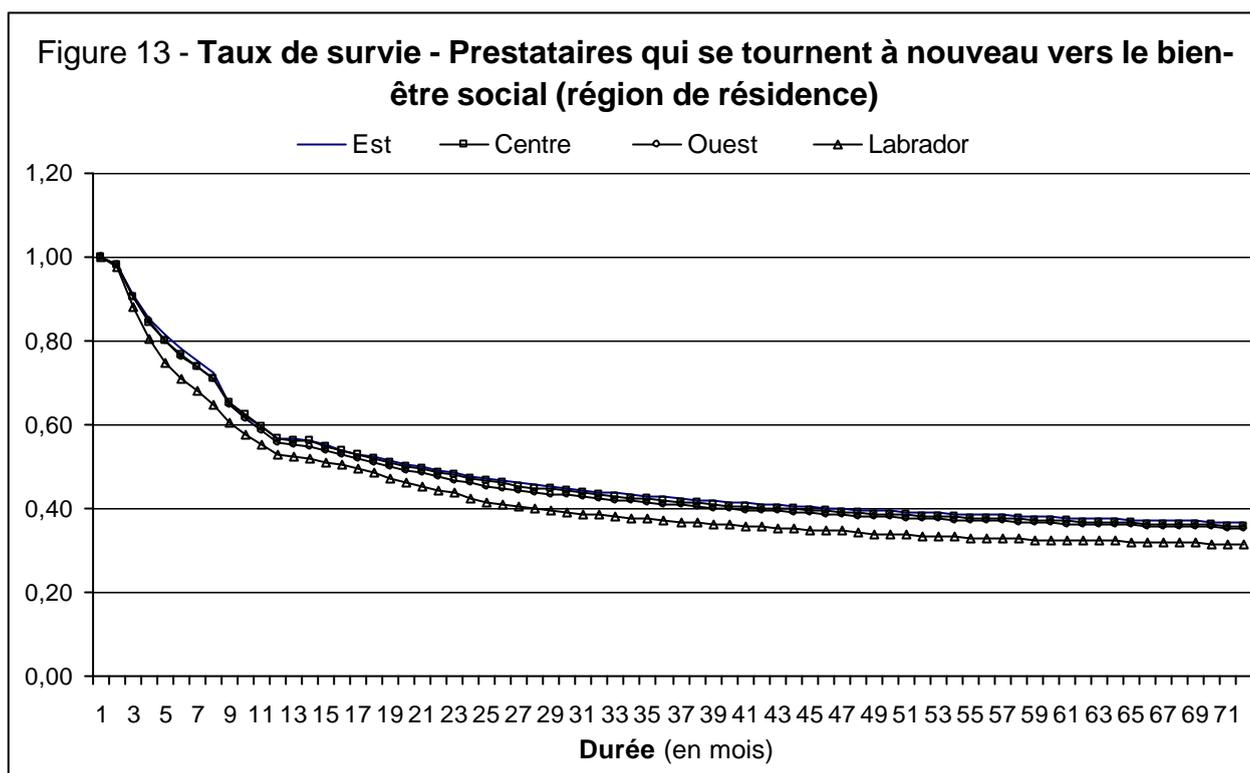


Tableau 11 – Distribution des périodes sans prestations - Célibataires de sexe féminin

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées		
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	Célibataires de sexe féminin 18-24 ans			Célibataires de sexe féminin 25-30 ans			Célibataires de sexe féminin 30 ans et plus		
1-6	15,2	18,3	6,2	19,2	23,3	6,6	17,4	20,5	5,8
6-12	17,3	13,3	13,8	26,1	19,9	17,0	22,9	18,7	15,2
12-18	7,6	4,2	8,7	10,3	5,0	8,2	8,8	4,3	7,3
18-24	8,7	5,8	12,9	10,1	5,1	10,2	7,4	4,0	8,0
24-30	5,0	2,5	8,5	7,1	3,0	8,2	5,5	2,6	7,1
30-36	3,9	1,9	7,8	4,7	1,9	6,3	3,7	1,9	5,6
36-42	3,0	1,3	6,7	3,6	1,4	5,4	3,1	1,4	5,4
42-48	2,8	1,7	7,5	2,2	0,9	3,6	2,0	1,0	3,8
48-54	1,6	0,6	4,6	2,3	0,9	4,3	1,8	0,7	3,8
54-60	1,1	1,1	3,6	1,8	0,7	3,6	1,6	0,8	3,7
60-66	1,9	0,3	6,3	1,5	0,5	3,2	1,4	0,6	3,6
66-72	-	1,7	6,1	-	0,4	2,4	-	0,5	2,9
72+		47,3	7,3		37,1	20,9		43,2	28,0
Durée prévue		55,2			64,4			72,6	

Table 12 - Distribution des périodes sans prestations - Célibataires de sexe masculin

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées		
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	Célibataires de sexe masculin 18-24 ans			Célibataires de sexe masculin 25-30 ans			Célibataires de sexe masculin 30 ans et plus		
1-6	18,5	16,8	9,4	53,0	18,7	5,7	18,1	21,2	4,5
6-12	20,3	14,3	17,1	40,7	16,9	11,5	22,2	18,5	10,8
12-18	9,2	4,7	9,9	30,6	6,0	7,0	12,0	5,8	7,4
18-24	8,9	4,4	13,4	26,4	5,3	8,8	9,5	5,2	7,4
24-30	6,3	2,5	9,5	19,7	3,4	7,3	7,9	3,7	7,2
30-36	4,4	1,7	7,9	21,8	2,2	5,9	5,6	2,5	5,8
36-42	3,6	1,1	6,3	16,2	1,7	5,4	4,7	1,9	5,3
42-48	2,7	0,9	6,1	15,3	1,2	4,5	3,9	1,6	4,9
48-54	2,3	0,8	6,0	12,9	1,0	4,3	3,4	1,3	4,6
54-60	1,9	0,3	2,8	20,5	0,8	3,8	2,8	1,0	4,2
60-66	1,5	1,3	11,7	12,2	0,6	3,3	2,6	0,9	4,1
66-72		0,0	0,0	23,3	0,4	2,2	-	0,7	3,3
72+		51,2	0,0		41,8	30,2		35,7	30,5
Durée prévue		56,8			71,6			63,0	

Tableau 13 – Distribution des périodes sans prestations - Familles

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées			Distribution des périodes achevées		
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	Parents seuls			Couples sans enfant			Couples avec enfants		
1-6	21,7	25,7	6,6	20,8	24,4	5,7	22,8	27,0	6,3
6-12	30,6	23,7	17,9	25,2	20,4	13,2	29,8	23,5	15,2
12-18	12,4	5,0	7,9	12,2	4,8	7,6	12,7	4,0	7,0
18-24	10,1	4,5	8,1	9,6	5,3	7,7	9,9	5,0	7,2
24-30	7,6	2,8	7,0	8,0	2,9	7,3	8,2	2,8	6,7
30-36	5,1	1,9	5,3	5,1	2,2	5,3	5,8	2,4	5,5
36-42	4,1	1,4	4,8	4,9	1,8	5,8	5,2	1,6	5,4
42-48	3,2	1,1	4,2	4,0	1,7	5,1	4,2	1,6	4,8
48-54	2,6	0,8	3,7	3,3	1,0	4,6	3,6	1,0	4,4
54-60	2,1	0,7	3,3	2,3	0,9	3,6	2,7	0,9	3,6
60-66	1,7	0,5	2,9	1,6	0,5	2,6	2,5	0,7	3,6
66-72	-	0,4	2,5	-	0,7	3,2	-	0,7	3,2
72+		31,4	25,9		33,5	28,4		29,0	27,2
Durée prévue		56,2			59,6			53,3	

Tableau 14 - Distribution des périodes sans prestations – Niveau de scolarité

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées											
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	Primaire			Secondaire			Collégial			Universitaire		
1-6	21,8	25,7	6,9	20,2	23,9	5,7	16,5	19,4	5,4	15,4	18,0	4,9
6-12	30,0	23,7	18,0	26,0	20,6	14,0	18,0	14,8	11,5	17,3	14,6	10,8
12-18	12,7	4,7	8,3	11,1	4,7	7,1	7,3	3,5	6,2	7,9	3,7	6,7
18-24	10,0	4,8	8,3	9,4	4,8	7,7	6,6	4,1	7,6	5,6	3,7	6,3
24-30	8,3	2,9	7,9	7,1	2,9	6,7	4,9	2,5	6,8	4,7	2,6	6,4
30-36	5,3	2,1	5,8	5,0	2,2	5,5	3,3	1,9	5,3	3,3	1,8	5,3
36-42	4,6	1,5	5,6	4,2	1,6	5,1	2,7	1,3	4,9	2,4	1,1	4,4
42-48	3,4	1,2	4,5	3,3	1,3	4,5	2,1	1,1	4,4	2,3	1,2	4,8
48-54	3,0	0,9	4,3	2,9	1,0	4,3	1,3	0,5	2,9	1,6	0,8	3,6
54-60	2,0	0,7	3,2	2,3	0,8	3,7	2,2	1,0	5,5	1,9	1,2	5,0
60-66	1,8	0,5	3,2	2,0	0,7	3,5	1,2	0,6	3,2	1,6	0,7	4,5
66-72	1,3	0,5	2,4	1,7	0,6	3,1	1,2	0,6	3,6	0,8	0,5	2,4
72+		30,9	21,6		34,9	29,0		48,6	32,6		50,1	34,9
Durée Prévue		57,8			63,2			82,2			84,1	

Tableau 15 – Distribution des périodes sans prestations - Région de résidence

Durée des périodes (en mois)	Distribution des périodes achevées											
	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé	Taux de sortie	N ^{bre} de prestataires qui amorcent une période	N ^{bre} de prestataires à un moment déterminé
	Est			Centre			Ouest			Labrador		
1-6	19,4	19,3	5,6	20,4	20,5	6,0	20,4	24,4	5,9	25,5	30,3	8,3
6-12	26,9	22,5	15,2	25,7	21,0	14,3	26,6	21,1	14,5	26,1	18,3	14,3
12-18	10,8	6,4	7,1	11,2	6,6	7,4	12,0	4,8	7,7	10,7	4,1	7,1
18-24	8,8	4,6	7,5	9,3	4,8	7,9	9,4	4,9	7,7	11,7	6,2	10,1
24-30	6,8	3,2	6,7	7,3	3,5	7,2	7,3	2,8	6,8	9,1	3,0	8,6
30-36	4,7	2,1	5,4	5,2	2,3	5,9	4,9	2,1	5,3	5,4	2,1	5,9
36-42	4,0	1,7	5,2	4,3	1,8	5,4	4,1	1,5	5,0	4,5	1,4	5,4
42-48	3,2	1,3	4,6	3,3	1,3	4,7	3,0	1,2	4,0	3,7	1,4	4,9
48-54	2,7	1,1	4,3	2,8	1,1	4,2	2,8	0,9	4,0	3,3	0,9	4,8
54-60	2,1	0,8	3,6	2,2	0,8	3,7	2,2	0,8	3,5	2,5	0,8	4,0
60-66	1,9	0,7	3,5	2,1	0,8	3,8	1,8	0,6	3,2	1,6	0,4	2,7
66-72	1,4	0,5	2,8	1,5	0,5	2,9	1,6	0,6	3,1	1,6	0,6	3,0
72+		35,9	28,5		35,0	26,6		34,4	29,3		30,4	21,0
Durée prévue		64,5			63,4			62,3			57,0	

Les tableaux 2 à 15 nous amènent à conclure que la dynamique du recours au bien-être social diffère considérablement selon les groupes sociodémographiques. La durée moyenne prévue des périodes de prestations et des périodes sans prestations varie substantiellement et, dans certains cas, dans des directions opposées. En principe, ces deux dimensions de la dynamique du bien-être social devraient être intégrées à une mesure unique de la « dépendance envers le bien-être social ». De toute évidence, il existe de nombreux moyens qu'on pourrait utiliser pour définir un indice de la dépendance envers le bien-être social [voir par exemple MaCurdy (1989a)]. La méthode que nous avons retenue est simple à calculer et son interprétation est assez intuitive. Posons d'abord que DW_i représente la durée moyenne d'une période de prestations pour un ménage de type i et que DOW_i représente la durée moyenne d'une période sans prestations pour le même type de ménage. Ainsi, l'équation $DT_i = DW_i + DOW_i$ représente la durée totale d'un cycle complet (période de prestations – période sans prestations) et la dépendance envers le bien-être social peut se définir comme suit :

$$d_i = DW_i \times \frac{1}{DT_i}$$

L'indice de dépendance envers le bien-être social, d_i , correspond à la partie du cycle pendant laquelle des prestations de bien-être social sont touchées. Si le cycle se répète constamment, d_i mesure le temps moyen pendant lequel le prestataire touche des prestations au cours d'un cycle. Le second membre de l'équation à l'extrême droite représente la fréquence à laquelle un ménage de type i amorce un nouveau cycle. Par exemple, si $DT_i = 100$, alors $1/DT_i = 0,01$; ce ménage a donc une chance sur 100 d'amorcer un nouveau cycle chaque mois. L'indice est tel qu'un ménage dont les périodes de prestations sont longues mais peu fréquentes peut afficher une moins grande dépendance qu'un autre ménage dont les périodes sont brèves, mais fréquentes.

Le tableau 16 illustre les indices de dépendance pour chaque groupe sociodémographique. Ce sont les parents seuls qui affichent l'indice de dépendance le plus élevé parmi tous les genres de ménages. Étonnamment, les célibataires de sexe féminin dans les groupes de 18 à 24 ans et de 25 à 30 ans affichent, elles aussi, un indice de dépendance relativement élevé, ce qui s'explique principalement du fait que la durée prévue de leurs périodes sans prestations est relativement brève. Les célibataires de sexe masculin, quant à eux, affichent la dépendance la plus faible parmi tous les genres de ménage. La

partie centrale du tableau montre que le niveau de scolarité est inversement proportionnel aux taux de dépendance. Comme on l'a vu plus tôt, les différences dans les taux de dépendance sont essentiellement corrélées à la durée prévue des périodes sans prestations, plutôt qu'aux périodes à proprement parler. Finalement, la dernière partie du tableau signale que les taux de dépendance selon la région de résidence diminuent légèrement d'est en ouest. Même si c'est au Labrador que les périodes sans prestations sont les plus brèves, le taux de dépendance de cette région est quand même sensiblement inférieur à la moyenne.

Tableau 16 - Indice de dépendance

	<i>Durée prévue des périodes de prestations</i>	<i>Durée prévue des périodes sans prestations</i>	<i>Indice de dépendance</i>
Genre de ménage			
Célibataires sexe masc. 18-24 ans	9,2	56,8	0,14
Célibataires sexe masc. 25-30 ans	8,5	71,6	0,11
Célibataires sexe masc. 30 ans +	10,9	63,0	0,15
Célibataires sexe fém. 18-24 ans	13,2	55,2	0,19
Célibataires sexe fém. 25-30 ans	13,0	64,4	0,17
Célibataires sexe fém. 30 ans +	13,2	72,6	0,15
Parents seuls	14,0	56,2	0,20
Couples sans enfant	10,4	59,6	0,15
Couples avec enfants	9,2	53,3	0,15
Niveau de scolarité			
Primaire	11,8	57,8	0,17
Secondaire	11,6	63,2	0,16
Postsecondaire	10,5	62,2	0,14
Universitaire	10,1	84,1	0,11
Région de résidence			
Est	13,7	64,5	0,18
Centre	12,0	63,4	0,16
Ouest	11,1	62,3	0,15
Labrador	6,5	57,0	0,10

4. Analyse économétrique

L'analyse empirique de la section précédente reposait entièrement sur la notion statistique des taux de risque. Comme on l'a déjà mentionné, le principal avantage de leur utilisation, c'est la facilité avec laquelle les observations censurées peuvent être intégrées à l'analyse. Or, on peut mettre en corrélation les variations dans les taux de risque selon les groupes démographiques avec des facteurs exogènes comme le taux de chômage, les fluctuations saisonnières du cycle économique et les paramètres du programme (c'est-à-dire les prestations). Par exemple, une augmentation du taux de chômage peut avoir des répercussions différentes sur les célibataires de sexe féminin et sur les parents seuls. Les taux de risque non paramétriques comme ceux qui ont été présentés dans la section précédente constituent des statistiques agrégées qui masquent l'importance de divers facteurs exogènes. Il faut procéder à des modélisations économétriques pour déterminer la contribution relative de chaque variable.

La durée observée ne peut servir de variable dépendante, car on peut facilement démontrer que l'intégration de périodes censurées à une régression par la méthode des moindres carrés donnera lieu à des estimations paramétriques biaisées¹². Par ailleurs, l'exclusion de ces périodes donnera lieu elle aussi à des estimations paramétriques biaisées, puisque les périodes longues seront sous-représentées dans l'échantillon.

Heureusement, il existe de nombreuses méthodes pour modéliser les données relatives à la durée. La méthode la plus courante consiste à modéliser explicitement les taux de risque. Il est devenu de mise de suivre l'exemple de Meyer (1990) et de préciser une fonction dite des hasards (ou risques) proportionnels. Posons l'équation suivante :

$$\mathbf{I}_i(t) = \mathbf{I}_0(t) \exp[x_i(t) \mathbf{b}]$$

Le membre de gauche de l'équation représente le taux individuel de sortie au temps t . Le premier membre de droite, $\mathbf{I}_0(t)$, représente le risque de base, c'est-à-dire le risque commun à tous les individus. Le deuxième membre de droite saisit l'effet des variables explicatives dont les valeurs peuvent

¹² La preuve est semblable, en principe, à une preuve démontrant que l'intégration d'observations tronquées à une régression selon la méthode des MCO donnera lieu à des estimations paramétriques biaisées. La stratégie habituelle consiste à adopter des modèles Tobit. Lorsque la variable endogène est la durée, elle est naturellement tronquée, puisqu'elle ne peut être zéro. La stratégie appropriée consiste à utiliser des modèles de la durée.

changer ou non dans le temps et \mathbf{b} est un vecteur adéquatement dimensionné des paramètres à estimer. Selon le terme exponentiel, le taux de risque doit être positif. On dit de ce modèle qu'il est proportionnel car les variables exogènes ont tout simplement pour effet de multiplier le risque de base. Intuitivement, ce modèle postule que les taux individuels de risque compte une composante commune à l'ensemble des individus [$I_0(t)$] et une composante propre à chaque individu [$\exp(x_i(t)\mathbf{b})$]. On tient pour acquis que les circonstances propres à chaque individu, telles qu'elles sont saisies par $x_i(t)$ [âge, prestations pendant la période, taux de chômage pendant la période, etc.], expliquent les différences dans les taux de risque de divers individus d'un même groupe démographique. Les différences entre groupes démographiques s'expliquent par $I_0(t)$ et \mathbf{b} .

Ce modèle économétrique admet la censure à droite, c'est-à-dire l'existence de périodes qui ne sont pas terminées à la fin de la période de référence (juin 1998). La principale difficulté lorsqu'il s'agit de définir un modèle statistique consiste à choisir la forme fonctionnelle que revêtira le risque de base. Il existe essentiellement deux moyens de modéliser $I_0(t)$. Premièrement, on peut recourir à des modèles paramétriques bien connus (Weibull, modèle log-logistique, etc.). Deuxièmement, on peut établir $I_0(t)$ par approximation selon une méthode non paramétrique, pour éviter d'avoir à choisir une forme fonctionnelle particulière. Nous avons retenu ici la deuxième stratégie, et ce, pour trois raisons. Premièrement, c'est la méthode qui a été utilisée dans la plupart des études de la dynamique du recours au bien-être social au Canada [Fortin et Lacroix (1997), Fortin, Lacroix et Thibault (1999), Barrett (1996) ainsi que Dooley et Stewart (1998)]. Il est donc préférable d'utiliser une stratégie semblable pour faciliter les comparaisons. Deuxièmement, les paramètres des risques de base peuvent représenter un outil utile pour diagnostiquer ce qu'il est convenu d'appeler la dépendance temporelle. Troisièmement, la méthode permet d'éviter de se retrouver avec des estimations de coefficients covariables manquant d'uniformité à cause d'une erreur dans la définition du risque de base. Meyer (1990) a montré que la fonction log du rapport de vraisemblance d'un modèle du risque semi-paramétrique s'établit ainsi¹³ :

¹³ Le lecteur intéressé trouvera des calculs détaillés de la fonction de vraisemblance dans Meyer (1990). Le risque de base est dit « semi-paramétrique », puisqu'aucune forme fonctionnelle ne lui est imposée a priori. Il est plutôt établi par approximation à partir de divers paramètres. Si on recourait plutôt à une forme fonctionnelle particulière (Weibull, log-logistique, etc.), les paramètres de pente, \mathbf{b} , seraient cohérents dans la mesure où cette forme fonctionnelle est une représentation adéquate du véritable risque de base. Par conséquent, le principal avantage d'une méthode semi-paramétrique est que les paramètres de pente, \mathbf{b} , sont généralement robustes.

$$l(\mathbf{g}, \mathbf{b}) = \prod_{i=1}^N \left[1 - \exp(-\exp[\mathbf{g}(k_i) + x_i(k_i)]) \right]^{d_i} \times \prod_{t=1}^{k_i-1} \exp(-\exp[\mathbf{g}(t) + x_i(t)\mathbf{b}]) \Bigg]$$

où

$$\mathbf{g}(t) = \log \left(\int_t^{t+1} I_0(u) du \right)$$

représente le log de la médiane du risque de base entre les mois t et $t+1$. Les divers \mathbf{g} estimés représentent le taux de risque de base. Les périodes censurées sont représentées par d_i , variable dichotomique qui équivaut à 1 si la période n'est pas censurée et à 0 si elle l'est. Les individus sont représentés par i . Le vecteur $x_i(t)$ renferme les variables exogènes relatives à l'individu i au temps t . Il y a N individus dont chacun passe k_i mois consécutifs à toucher des prestations par période de prestations. En maximisant la fonction de vraisemblance, on obtient des estimations paramétriques non biaisées de \mathbf{b} et de \mathbf{g} .

Diverses variables influencent la durée des périodes de prestations des sujets. Notre modèle admet l'intégration de variables exogènes constantes ou qui varient au cours de la période. On considère que les variables suivantes demeurent constantes tout au long de la période des prestations : le niveau de scolarité (nombre d'années d'études), l'année du début de la période et la région de résidence.

Les variables suivantes sont définies de façon à pouvoir évoluer pendant la durée de la période : l'âge (mesuré en mois), les taux de chômage désaisonnalisés, les variables nominales de la saison et les prestations de bien-être social. L'âge est calculé en mois au début de la période et varie de façon linéaire en fonction de la durée. Le taux de chômage correspond aux taux moyens mobiles de trois mois établis par Statistique Canada. Dans notre analyse, nous avons retenu deux taux de chômage seulement, l'un pour le Labrador et l'autre pour Terre-Neuve dans son ensemble, pour éviter les problèmes attribuables aux changements qui ont été apportés dans les lignes de démarcation des régions administratives de l'a.-c. en 1992. Les variables nominales de la saison saisissent les mouvements du cycle économique qui peuvent être étroitement corrélés à la saison et qui peuvent influencer les taux de sortie. On a vu l'illustration de ce phénomène à la figure 3. Les prestations correspondent aux taux

d'assistance à long terme, qui ont été modifiés en avril 1985, en mai 1988, en juillet 1989, en mai 1990 et en mai 1998; ils ont été convertis en dollars de 1992 selon l'IPC mensuel de Terre-Neuve.

On établit le risque de base par approximation à partir de 15 paramètres ($g_1 \dots g_{15}$). La durée des périodes est donc divisée en 15 intervalles. Les 10 premiers intervalles durent un mois chacun et les cinq suivants, deux mois chacun¹⁴. Par conséquent, les covariables qui varient dans le temps doivent être calculées selon les mêmes intervalles. Chaque fois qu'une période dure plus de 10 mois, on établit la moyenne des covariables sur les intervalles de deux mois. Si une période dure plus de 20 mois, on établit la moyenne des covariables sur le reste de la période.

Les prestations sont calculées pour chaque ménage et pour chacun des 15 intervalles pris en considération dans le risque de base. Comme les prestations varient selon le nombre d'enfants, celui-ci est calculé au début de chaque intervalle, selon les dates de naissance. Si un enfant naît pendant un intervalle de deux mois, on établit la moyenne des prestations. On utilise la même méthode pour les effets des saisons, l'âge et les taux de chômage. L'estimation du modèle économétrique décrit ci-dessus nous permet d'étudier les répercussions de différentes variables exogènes sur les taux de sortie.

Les résultats des estimations sont illustrés aux tableaux 17 à 19. Chaque tableau est divisé en trois parties. La partie supérieure présente les estimations paramétriques concernant les variables qui demeurent constantes tout au long de la période. La deuxième partie présente les estimations paramétriques des covariables qui varient dans le temps. Enfin, la troisième partie présente les paramètres des taux de risque de base, qui représentent le risque dont on suppose qu'il est commun à tous les individus dans un groupe d'âge donné.

¹⁴ Lorsqu'une période dure plus de 20 mois, elle est traitée comme une période censurée, à des fins d'identification économétrique. Les intervalles ont été choisis en fonction de l'analyse non paramétrique. On se souviendra d'avoir vu aux tableaux 2 à 7 qu'il y a très peu de périodes qui durent plus de 2 ans dans la plupart des groupes démographiques.

4.1 Résultats pour les célibataires de sexe féminin

Les deux premiers tableaux portent sur les célibataires. Chacun est divisé selon les trois mêmes groupes d'âge que dans la section portant sur les estimations non paramétriques. Le tableau 17 concerne les célibataires de sexe féminin. Comme on le constate dans ce tableau et dans tous les autres, la plupart des estimations paramétriques sont très statistiquement significatives, ce qui s'explique à la fois par l'utilisation de vastes échantillons et par l'adéquation du modèle aux données. Comme les résultats des trois groupes d'âge sont relativement semblables, ils seront analysés en même temps.

Les variables nominales de l'année saisissent les effets des facteurs dont les répercussions ne sont pas prises en considération dans les régressions. Puisque la variable nominale de l'année 1992 est omise dans la régression, les estimations paramétriques des variables nominales des autres années doivent être interprétées comme présentant un impact différentiel par rapport à cette année-là. Les estimations paramétriques sont relativement semblables dans les trois groupes d'âge. Les rares cas où les signes sont différents concernent généralement des estimations qui ne sont pas statistiquement significatives. Toutes choses égales par ailleurs, il semble que les taux de sortie des années 1986 à 1994 aient été plus élevés qu'en 1992. En 1995-1996, ils étaient légèrement plus faibles et en 1997-1998, ils avaient augmenté considérablement. Comme nous tenons compte des effets du taux de chômage, ces mouvements dans les taux de sortie ne peuvent pas s'expliquer par des fluctuations du cycle économique. Ce sont d'autres facteurs dont les effets ne sont pas pris en considération dans les régressions qui sont à l'origine de ces mouvements.

Comme la variable nominale de la région Ouest a été omise, les autres variables nominales des régions représentent l'impact différentiel du fait de vivre dans une autre région. Les estimations des paramètres sont conformes aux résultats non paramétriques signalés précédemment. En fait, il semble y avoir très peu de différences entre les régions Est, Ouest et Centre. Les résidents du Labrador, par ailleurs, affichent des taux de sortie considérablement plus élevés que les habitants de Terre-Neuve. On ne sait pas comment expliquer ce résultat, mais la différence est prononcée et statistiquement très significative.

Tableau17 – Estimations des paramètres - Célibataire de sexe féminin

Variable	18-24 ans		25-30 ans		30 ans +	
	Paramètre	Erreur-type	Paramètre	Erreur-type	Paramètre	Erreur-type
Variabes constantes						
<i>Effet de l'année</i>						
1986	1,374	0,057	1,145	0,119	0,798	0,055
1987	1,161	0,053	1,077	0,109	1,049	0,050
1988	1,200	0,060	1,168	0,119	1,176	0,060
1989	0,179	0,086	0,007	0,201	-0,515	0,117
1990	0,513	0,063	0,582	0,139	0,491	0,070
1991	0,692	0,047	0,399	0,117	0,443	0,054
1993	0,072	0,048	-0,009	0,113	0,237	0,048
1994	0,130	0,048	-0,058	0,116	-0,029	0,052
1995	-0,400	0,060	-0,713	0,152	-0,874	0,089
1996	-0,096	0,059	-0,293	0,142	-0,523	0,091
1997	0,279	0,072	0,118	0,177	-0,061	0,136
1998	1,186	0,136	1,295	0,217	0,925	0,169
<i>Région</i>						
Est	-0,067	0,031	0,008	0,067	-0,033	0,032
Centre	0,012	0,031	0,135	0,076	-0,020	0,035
Labrador	1,766	0,078	1,782	0,177	1,604	0,097
Scolarité	0,646	0,052	0,514	0,096	0,101	0,029
Covariables variant dans le temps						
Âge/1000	0,176	0,049	-0,213	0,119	0,147	0,007
Prestations/1000	-1,109	0,051	-1,105	0,103	-1,341	0,052
Taux de chômage/10	-1,996	0,096	-1,738	0,217	-1,972	0,113
<i>Effets de la saison</i>						
Printemps	0,657	0,037	0,364	0,070	0,854	0,035
Été	0,867	0,043	0,397	0,085	0,969	0,043
Automne	0,570	0,044	0,367	0,084	1,025	0,043
Risque de base						
1	0,038	0,009	0,008	0,005	0,010	0,002
2	0,052	0,012	0,016	0,009	0,016	0,003
3	0,070	0,016	0,018	0,010	0,030	0,006
4	0,074	0,017	0,018	0,011	0,043	0,009
5	0,074	0,017	0,022	0,013	0,051	0,011
6	0,081	0,019	0,025	0,015	0,047	0,010
7	0,091	0,022	0,027	0,016	0,054	0,011
8	0,081	0,019	0,029	0,017	0,056	0,012
9	0,084	0,020	0,033	0,020	0,059	0,013
10	0,092	0,022	0,032	0,019	0,062	0,014
11-12	0,080	0,019	0,026	0,015	0,059	0,012
13-14	0,078	0,019	0,027	0,016	0,059	0,013
15-16	0,089	0,022	0,035	0,021	0,080	0,017
17-18	0,081	0,020	0,029	0,017	0,064	0,014
19-20	0,100	0,024	0,027	0,016	0,066	0,014
N ^{bre} d'observations	12 339		3 265		13 009	

Les estimations des paramètres de la scolarité sont positives et statistiquement significatives, faut-il s'en surprendre. Il est intéressant de constater qu'une année de scolarité de plus a pour effet d'augmenter les taux de sortie dans des proportions beaucoup plus importantes dans le groupe plus jeune¹⁵. Il faut faire preuve de prudence dans l'interprétation des estimations des paramètres concernant la scolarité. En effet, dans la mesure où le niveau de scolarité est une variable qui relève des choix individuels, elle peut tout simplement refléter l'hétérogénéité de la population. En d'autres termes, il est probablement faux d'affirmer qu'une année de scolarité de plus aurait le même effet marginal sur tous les membres de l'échantillon. Les personnes plus scolarisées se comportent tout simplement différemment de celles qui le sont moins.

La partie suivante du tableau présente les résultats concernant les covariables qui varient dans le temps. Remarquons tout d'abord que la relation entre les taux de risque et l'âge semble épouser une forme en U. Elle est positive dans le groupe des 18 à 24 ans, négative dans le groupe des 25 à 30 ans et positive dans le groupe plus âgé. Les estimations des paramètres de la variable des prestations sont négatives, statistiquement significatives et presque identiques pour les trois cohortes. Ce résultat vient confirmer l'affirmation voulant que, *ceteris paribus*, une hausse des prestations aura pour effet de prolonger la durée des périodes. Il est également semblable à des résultats obtenus en Colombie-Britannique [Barrett et Cragg (1998)] et au Québec [Fortin et Lacroix (1997)]. La rangée suivante se rapporte au taux de chômage. Il est clair qu'il y a une relation étroite entre les taux de sortie et les mouvements du cycle économique. Les augmentations du taux de chômage réduisent considérablement les taux de sortie, et donc, accroissent la durée moyenne. Les trois dernières rangées montrent les différences dans les taux de sortie selon la saison. Il n'est pas surprenant de constater que le taux de sortie est à son plus bas pendant l'hiver et à son plus élevé pendant l'été. Les fluctuations saisonnières sont les plus prononcées dans le groupe des 18 à 24 ans, allant de 0,57 à 0,86. Les taux de sortie dans les autres groupes d'âge varient beaucoup moins selon les saisons.

La dernière partie du tableau illustre les taux de risque de base. Comme on l'a vu plus tôt, ces estimations paramétriques illustrent une composante des taux de sortie dont on tient pour acquis qu'elle

¹⁵ Un résultat semblable a été obtenu au Québec [voir Duclos et coll. (1999)].

est la même pour tous. Une comparaison simple entre les groupes d'âge montre que les femmes du groupe des 18 à 24 ans et des 30 ans et plus affichent des taux de risque de base plus élevés que les femmes du groupe des 25 à 30 ans. Cela démontre simplement que, à caractéristiques individuelles semblables, les femmes du dernier groupe ont tendance à afficher des taux de sortie moindres, ou des périodes de prestations plus longues en moyenne. La principale conclusion qu'on peut tirer de ces estimations paramétriques, toutefois, est que les femmes n'affichent pas ce qu'il est convenu d'appeler une « dépendance de durée », peu importe le groupe d'âge. Le fait que les taux de risque de base augmentent au début pour demeurer constants ensuite montre que la probabilité de se sortir du bien-être social ne diminue pas avec la durée¹⁶.

4.2 Résultats pour les célibataires de sexe masculin

Le tableau 18 illustre les estimations des paramètres concernant les célibataires de sexe masculin. Le tableau est présenté de la même façon que le précédent. En général, les résultats sont très semblables à ceux qui concernent les célibataires de sexe féminin. Premièrement, les taux de sortie ont été plus élevés entre 1986 et 1991 qu'en 1992, mais plus faibles de 1993 à 1996. C'est seulement au cours des deux dernières années qu'ils sont remontés aux niveaux antérieurs. Les variables nominales de la région montrent qu'il y a très peu de différences systématiques entre les régions de Terre-Neuve. Au Labrador, par ailleurs, les taux de sortie sont beaucoup plus élevés que dans les autres régions. Les estimations paramétriques sont très semblables à celles qu'on a établies pour les célibataires de sexe féminin. Finalement, il y a également une corrélation entre le niveau de scolarité et des taux de sortie plus élevés. Une année de scolarité de plus aura sur les taux de sortie un effet à la hausse plus marqué dans le groupe plus jeune que dans le groupe plus âgé. Il est intéressant de constater que ces estimations paramétriques sont légèrement plus faibles que les estimations correspondantes pour les célibataires de sexe féminin. Ces résultats sont également conformes à ceux qui ont été signalés par Fortin et Lacroix (1997) pour le Québec.

¹⁶ Il n'y a pas de contradictions entre les résultats de l'analyse économétrique et ceux de l'analyse descriptive en ce qui concerne la dépendance de durée négative. Il faut se souvenir que l'analyse descriptive ne tient pas compte des effets des changements possibles dans les variables exogènes entre les individus et dans le temps. Une fois les effets de ces changements pris en considération, la dépendance de durée négative apparente disparaît tout simplement.

La relation entre les taux de sortie et l'âge épouse une forme en U, tout comme c'était le cas chez les femmes. Les estimations paramétriques concernant les prestations de bien-être social sont très statistiquement significatives et laissent penser que des prestations plus élevées donnent lieu à des taux de sortie plus faibles. Les estimations paramétriques des taux de chômage sont négatives et presque identiques à celles des femmes. Par conséquent, une grande partie des variations dans les taux de sortie est reliée au cycle économique. Finalement, les taux de sortie des célibataires de sexe masculin affichent eux aussi d'importantes variations saisonnières. Ils atteignent un sommet en été, sont au plus bas en hiver et fluctuent considérablement selon les saisons. Ces variations saisonnières sont plus prononcées dans le groupe plus jeune.

Chez les hommes, les taux de risque de base sont beaucoup plus élevés dans le groupe des 18 à 24 ans que dans les autres groupes d'âge, et beaucoup plus élevés que chez les femmes du même groupe d'âge. On devrait donc s'attendre à ce qu'en général, les hommes de ce groupe connaissent des périodes de prestations plus brèves que les femmes du même groupe d'âge, à caractéristiques égales. Tout comme c'était le cas chez les célibataires de sexe féminin, les taux de risque ne diminuent pas parallèlement à la durée des périodes de bien-être social. C'est plutôt le contraire qui est vrai : ils augmentent en proportion du temps passé à toucher des prestations de bien-être. Il faut donc en conclure que les célibataires de sexe masculin n'affichent pas de dépendance de durée négative.

Tableau 18 – Estimations des paramètres - Célibataire de sexe masculin

Variable	18-24 ans		25-30 ans		30 ans +	
	Paramètre	Erreur-type	Paramètre	Erreur-type	Paramètre	Erreur-type
Variabes constantes						
<i>Effet de l'année</i>						
1986	1,141	0,055	0,951	0,059	1,077	0,050
1987	1,167	0,055	0,878	0,057	1,169	0,046
1988	1,154	0,071	0,901	0,073	1,163	0,055
1989	0,064	0,114	-0,252	0,130	-0,324	0,103
1990	0,362	0,067	0,130	0,076	0,199	0,062
1991	0,493	0,051	0,206	0,062	0,369	0,047
1993	-0,097	0,048	-0,189	0,056	-0,076	0,044
1994	-0,094	0,048	-0,229	0,062	-0,336	0,050
1995	-0,418	0,058	-0,708	0,084	-1,035	0,075
1996	-0,063	0,058	-0,414	0,084	-0,550	0,071
1997	0,225	0,072	-0,229	0,121	-0,060	0,092
1998	0,846	0,142	0,653	0,184	0,645	0,173
<i>Région</i>						
Est	-0,128	0,033	-0,077	0,036	-0,056	0,032
Centre	-0,033	0,033	-0,053	0,042	0,013	0,035
Labrador	1,656	0,082	1,703	0,101	1,870	0,083
Scolarité	0,448	0,048	0,230	0,046	0,115	0,029
Covariabes variant dans le temps						
Âge/1000	0,368	0,050	-0,160	0,068	0,102	0,008
Prestations/1000	-0,933	0,052	-0,944	0,061	-1,116	0,050
Taux de chômage/10	-1,765	0,099	-1,803	0,121	-2,175	0,100
<i>Effets de la saison</i>						
Printemps	0,558	0,037	0,421	0,042	0,772	0,035
Été	0,631	0,044	0,554	0,049	0,867	0,042
Automne	0,332	0,045	0,349	0,050	0,752	0,042
Risque de base						
1	0,079	0,019	0,008	0,002	0,011	0,002
2	0,110	0,026	0,014	0,004	0,016	0,003
3	0,122	0,029	0,014	0,005	0,022	0,004
4	0,136	0,032	0,016	0,005	0,027	0,005
5	0,129	0,031	0,015	0,005	0,027	0,005
6	0,151	0,036	0,024	0,008	0,032	0,006
7	0,168	0,041	0,023	0,008	0,034	0,007
8	0,147	0,036	0,021	0,007	0,035	0,007
9	0,160	0,039	0,026	0,009	0,047	0,010
10	0,168	0,042	0,023	0,008	0,047	0,010
11-12	0,139	0,034	0,021	0,007	0,042	0,009
13-14	0,149	0,037	0,022	0,008	0,045	0,009
15-16	0,162	0,041	0,030	0,010	0,051	0,010
17-18	0,178	0,045	0,034	0,012	0,052	0,011
19-20	0,156	0,039	0,033	0,011	0,056	0,012
N ^{bre} d'observations	38 599		9 921		18 290	

4.3 Résultats pour les familles

Les résultats qui concernent les familles sont illustrés au tableau 19. Sur le plan qualitatif, ils sont très semblables aux résultats signalés pour les célibataires, hommes et femmes. L'effet de l'année montre que les taux de sortie diminuent graduellement entre 1986 et 1996 et remontent lentement en 1997-1998. Selon la région, les taux de sortie sont plus faibles dans l'Est que dans l'Ouest, et encore là, le Labrador a des taux de sortie beaucoup plus élevés que les autres régions. Comme on l'a vu plus tôt, une scolarité plus élevée donne lieu à des taux de sortie plus élevés, mais la relation semble beaucoup plus marquée chez les parents seuls.

L'âge semble avoir très peu d'influence sur les taux de sortie, ce qui n'était pas le cas chez les célibataires. Par ailleurs, les familles qui ont plus d'enfants ont tendance à afficher des taux de sortie plus élevés. Même si on n'en connaît pas exactement les raisons, on peut imaginer qu'en général, les familles plus nombreuses ont, proportionnellement, plus d'enfants d'âge scolaire. Si tel est le cas, il peut être plus facile pour les parents de retourner sur le marché du travail.

Les estimations paramétriques montrent également que les prestations de même que le taux de chômage ont des répercussions négatives sur les taux de sortie. Les effets des saisons montrent également qu'il y a des variations considérables dans les taux de sortie selon les saisons. Il est intéressant de constater que les estimations paramétriques pour l'été et l'automne sont presque identiques. On peut en déduire que les familles sont tout aussi susceptibles de se sortir du bien-être social au cours de l'une ou l'autre de ces saisons. Finalement, les taux de risque de base augmentent constamment en fonction de la durée des périodes. En fait, les taux de risque de base des familles qui ont des enfants augmentent sensiblement au-delà d'un an. Il est donc clair que les familles, tout comme les célibataires, n'affichent pas de dépendance de durée.

Tableau 19 – Estimations des paramètres - Familles

Variable	Parents seuls		Familles avec enfants		Familles sans enfant	
	Paramètre	Erreur-type	Paramètre	Erreur-type	Paramètre	Erreur-type
Variabiles constantes						
<i>Effet de l'année</i>						
1986	1,241	0,053	1,061	0,050	1,038	0,048
1987	1,233	0,052	0,960	0,047	1,116	0,045
1988	1,365	0,058	1,014	0,056	1,085	0,053
1989	0,336	0,084	-0,362	0,110	-0,401	0,111
1990	0,732	0,065	0,404	0,064	0,435	0,060
1991	0,903	0,049	0,406	0,051	0,530	0,049
1993	0,244	0,053	0,122	0,049	0,173	0,045
1994	0,074	0,058	-0,160	0,057	0,038	0,052
1995	-0,621	0,085	-0,834	0,092	-0,803	0,078
1996	-0,397	0,083	-0,555	0,093	-0,449	0,078
1997	0,207	0,107	-0,220	0,141	-0,096	0,113
1998	1,061	0,140	0,406	0,163	0,428	0,149
<i>Région</i>						
Est	-0,261	0,031	-0,199	0,031	-0,082	0,029
Centre	-0,028	0,032	0,031	0,029	-0,007	0,029
Labrador	1,395	0,080	1,548	0,084	1,458	0,077
Nombre d'enfants	0,348	0,020	0,208	0,016		
Scolarité	0,308	0,046	0,180	0,038	0,135	0,030
Covariabiles variant dans le temps						
<i>Âge/1000</i>						
Âge/1000	-0,003	0,010	0,013	0,009	0,029	0,006
<i>Prestations/1000</i>						
Prestations/1000	-0,995	0,038	-0,605	0,032	-0,777	0,035
<i>Taux de chômage/10</i>						
Taux de chômage/10	-1,506	0,098	-1,738	0,107	-1,606	0,097
<i>Effets de la saison</i>						
<i>Printemps</i>						
Printemps	0,292	0,036	0,230	0,036	0,194	0,035
<i>Été</i>						
Été	0,592	0,040	0,491	0,038	0,440	0,038
<i>Automne</i>						
Automne	0,561	0,042	0,562	0,038	0,440	0,037
Risque de base						
1	0,022	0,004	0,023	0,004	0,013	0,002
2	0,024	0,004	0,028	0,005	0,018	0,003
3	0,045	0,008	0,041	0,008	0,027	0,005
4	0,051	0,009	0,053	0,010	0,034	0,006
5	0,053	0,010	0,058	0,011	0,037	0,007
6	0,065	0,012	0,060	0,012	0,039	0,007
7	0,065	0,012	0,074	0,015	0,047	0,009
8	0,062	0,012	0,076	0,015	0,045	0,009
9	0,071	0,013	0,093	0,019	0,055	0,011
10	0,076	0,015	0,084	0,017	0,054	0,011
11-12	0,071	0,013	0,092	0,018	0,046	0,009
13-14	0,070	0,013	0,095	0,019	0,055	0,011
15-16	0,083	0,015	0,124	0,026	0,067	0,014
17-18	0,081	0,016	0,103	0,022	0,060	0,012
19-20	0,071	0,013	0,108	0,023	0,056	0,012
N ^{bre} d'observations	75 356		68 702		9 016	

5. Conclusion

Étant donné l'augmentation des sommes consacrées aux programmes d'aide sociale du Canada et la hausse du nombre de demandeurs jusqu'à récemment, beaucoup ont préconisé une réforme en profondeur de ces programmes. Au cours des dernières années, un certain nombre d'études ont examiné la dynamique du recours au bien-être social dans différentes provinces du Canada (Colombie-Britannique, Ontario, Québec). De telles études nous permettent de mieux comprendre cette dynamique, ce qui est essentiel pour toute discussion éclairée des réformes envisageables.

Dans la présente analyse, nous avons utilisé les données du fichier de l'ensemble des prestataires de l'aide sociale pour les années 1986 à 1998 que Développement des ressources humaines Canada avait mis à notre disposition pour examiner la dynamique du recours au bien-être social à Terre-Neuve. À cette fin, nous avons eu recours à des outils non paramétriques pour analyser la durée des périodes ainsi que les taux de sortie et de retour de diverses catégories de ménage, de même que pour définir les groupes présentant des risques élevés. Cette analyse a été complétée par une analyse économétrique qui confirme la plupart des résultats obtenus par des méthodes non paramétriques.

Nous avons constaté que la majorité des périodes de prestations de bien-être social qui commencent (environ 75 %) durent moins d'un an. Les taux de sortie tendent à diminuer rapidement au début de la période pour demeurer relativement constants par la suite. Même si la plupart des périodes sont relativement brèves, une certaine proportion des périodes qui se poursuivent durent plus de six ans.

Dans l'ensemble, les célibataires de sexe masculin se sortent plus rapidement du bien-être social que les célibataires de sexe féminin, et les prestataires plus instruits un peu plus rapidement que les prestataires moins instruits. Il semble également que le cycle économique exerce une influence significative sur la dynamique des entrées et des sorties. Ainsi, les taux de sortie au cours des six premiers mois de 1987 et de 1988, deux années de forte croissance économique, ont été d'environ 40 %, tandis que pour les six premiers mois de 1992, ils étaient d'à peine 23,3 %. Les résidents du Labrador affichent des taux de sortie considérablement plus élevés que ceux de n'importe quelle autre région de Terre-Neuve. L'augmentation marquée des taux de sortie au bout d'environ six ans est une autre constatation robuste. Il s'agit d'un résultat curieux qui mériterait certainement d'être examiné plus à fond.

Le retour au bien-être social a généralement lieu peu de temps après la sortie, et à un taux qui va en diminuant dans le temps. Les retours se produisent plus rapidement chez les prestataires peu instruits. Par exemple, près de 50 % des bénéficiaires qui avaient fait des études primaires seulement se sont tournés à nouveau vers le bien-être social dans l'année qui a suivi leur sortie. Chez les prestataires ayant une formation universitaire, seulement 32 % se tournent à nouveau vers le bien-être social dans l'année qui suit la sortie.

Ces résultats sont généralement confirmés par les modèles économétriques. Une exception digne de mention concerne la dépendance de durée. L'analyse non paramétrique avait montré que les taux de sortie de tous les groupes démographiques diminuaient régulièrement selon la durée. On parle souvent dans la littérature de « dépendance de durée négative » pour qualifier ce phénomène. La dépendance de durée négative peut être une caractéristique intrinsèque des données, mais elle peut également être un artifice statistique qui s'explique par une hétérogénéité latente ou observée dont les effets ne sont pas pris en considération. Nos résultats montrent qu'une fois les effets des caractéristiques individuelles, des paramètres du programme et des variables macroéconomiques pris en considération, les données ne révèlent aucune dépendance de durée. On peut en conclure que les prestataires sont tout aussi susceptibles de se sortir de l'aide sociale au début de la période qu'à n'importe quel autre moment par la suite, compte tenu des variables précitées.

Les résultats économétriques montrent également que les sorties sont étroitement liées à l'âge et au niveau de scolarité, de même qu'au cycle économique, aux fluctuations saisonnières de l'activité économique et au niveau des prestations. De plus, il semble y avoir des différences systématiques dans les comportements de sortie chez les résidents du Labrador par rapport aux habitants des autres régions de Terre-Neuve, et c'est vrai pour tous les groupes démographiques que nous avons étudiés.

En un sens, les résultats présentés ici ne sont pas très surprenants. Les études menées en Colombie-Britannique, en Ontario et au Québec ont, elles aussi, conclu que les prestations et le cycle économique comptent parmi les facteurs importants qui influencent les sorties. Quoiqu'il en soit, nos résultats mettent en lumière les aspects particuliers de la dynamique du recours au bien-être social à Terre-Neuve et, nous l'espérons, ils se révéleront utiles aux décideurs.

Bibliographie

- Bane, M.J., et D.T. Ellwood. (1985). « Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells », *Journal of Human Resources*, p. 1-23.
- Barrett, G. (1996). *The Duration of Welfare Spells and State Dependence: Evidence from British Columbia*, polycopie, Université de la Colombie-Britannique, Vancouver, Colombie-Britannique.
- Barrett, G.F., et M.I. Cragg. (1998). « An Untold Story: the Characteristics of Welfare Use in British Columbia », *Revue canadienne d'économique*, 31, p. 165-188.
- Dooley, M.D., et J. Stewart. (1998). *The Duration of Spells On Welfare and Off Welfare Among Lone Mothers in Ontario*, polycopie, Département d'économie, Université McMaster, Hamilton, Ontario.
- Duclos, J.-Y., B. Fortin, G. Lacroix et H. Roberge. (1999). « The Dynamics of Welfare Participation in Quebec: 1979-1993 », dans *Women and Work*, ouvrage collectif publié sous la direction de Lisa Powell et Richard Chaykowski, Kingston, Ontario, Queen's-McGill University Press.
- Fortin, B., et G. Lacroix. (1997). *Welfare Benefits, Minimum Wage Rate and the Duration of Welfare Spells: Evidence from a Natural Experiment in Canada*, Cahiers de recherche no 9708, Université Laval, Québec, Québec.
- Fortin, B., G. Lacroix et J.-F. Thibault. (À paraître). « The Interaction Between U.I. and Welfare, and the Dynamics of Welfare Participation of Single Parents », *Analyse de Politiques*, Guelph, Ontario.
- Lacroix, Guy. (1999). « Reforming the Welfare System: in Search of the Optimal Policy Mix », dans *Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition*, ouvrage collectif publié sous la direction de F. St-Hilaire et C. Riddell, IRPP, Montréal, Québec.
- MaCurdy, T. (1989). *Measures of Welfare Dependency: An Evaluation*, document de travail E-89-10, Hoover Institution.
- Meyer, B.D. (1990). « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », *Econometrica*, vol. 58, no 4, p. 757-782.
- Moffitt, R. (1992). « Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review », *Journal of Economic Literature*, 30, p. 1-61