NOTE TO USERS

This reproduction is the best copy available

UMI

DENIS PELLETIER

MODÈLE DE DURÉE DE TYPE MULTI-ÉTATS, MULTI-ÉPISODES : LES PRESTATAIRES DE L'AIDE DE DERNIER RECOURS

Mémoire

présenté

à la Faculté des études supérieures

de l'Université Laval

pour l'obtention

du grade de maître ès arts (M.A.)

Département de sciences économiques
FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES
UNIVERSITÉ LAVAL

Novembre 1998

© Denis Pelletier, 1998

National Library of Canada
Acquisitions and Bibliographic Services
395 Wellington Street
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Bibliothèque nationale du Canada
Acquisitions et services bibliographiques
395, rue Wellington
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Your file Votre référence

Our file Notre référence

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

0-612-38173-0

Canada

Résumé

L'objectif de ce mémoire est de développer un modèle de durée de type multi-états et multi-épisodes afin d'étudier les transitions des bénéficiaires de l'aide de dernier recours au Québec. Les individus inclus dans notre banque de données peuvent transiter entre cinq états : l'aide de dernier recours, l'emploi, le programme d'aide à l'intégration à l'emploi (PAIE), l'assurance-emploi et l'inactivité. La banque de données que nous utilisons provient de la fusion de quatre banques de données administratives des gouvernements fédéral (Relevés d'emploi et Profil vectoriel de Développement des ressources humaines du Canada) et du Québec (fichiers administratifs de l'aide de dernier recours et du programme PAIE).

Les résultats économétriques que nous obtenons corroborent la théorie proposée. De plus, la plupart des variables explicatives utilisées ont un effet significatif et leur signe est celui attendu.

Avant-propos

J'ai de nombreuses personnes à remercier. Tout d'abord mes directeurs de recherche, Guy Lacroix et Bernard Fortin, qui m'ont proposé un sujet très intéressant pour mon mémoire et m'ont fourni les ressources pour le compléter. Je leur suis des plus reconnaissant et je souhaite à tout étudiant qui fait une maîtrise en économique de travailler avec d'aussi bons directeurs.

Je désire remercier Développement des ressources humaines Canada, le CIRANO et le Fonds FCAR pour le financement de cette recherche ainsi que le ministère de l'Emploi et de la Solidarité pour nous avoir donné accès aux données des fichiers administratifs de l'aide de dernier recours.

Je me suis fait de très bons amis au cours de ma maîtrise, lesquels m'ont tous donné un coup de main à un moment ou à un autre. Un gros merci à Guy, Jeff T., Simon, Jeff B., Jimmy, Frank, Ian, Sébastien, Phillipe.

Je veux remercier ma blonde Paule de m'avoir enduré dans les périodes les plus exigeantes de mes études. Merci pour tous mes lunchs du McDo à mon bureau les samedis soir.

Merci à ma mère.

J'aimerais également remercier Télé-Québec d'avoir diffusé les Moumines. Certains après-midi ont été beaucoup plus détendus grâce à eux.



Table des matières

Résumé i

Avant-propos ii

Introduction 1

1 Modèle de durée standard 4

1.1 Problème de censure 6

1.2 Hasard proportionnel 7

1.3 Hétérogénéité non observée 7

1.4 Hasard de base 10

2 Modèle avec multi-états et multi-épisodes 12

3 Données 17

3.1 Variables explicatives 21

3.2 Transitions des individus 22

3.3 Hasard empirique 24

4 Résultats 26

4.1 Origine : aide de dernier recours 28

4.2 Origine : emploi 29

4.3 Origine : programme PAIE 31
4.4 Origine : assurance-emploi 31
4.5 Origine : inactivité 32
4.6 Synthèse 33

Conclusion **38**

Bibliographie **42**

A Figures **43**

Liste des tableaux

1.1 Taux de sortie sans hétérogénéité non observée 9

3.1 Nombre d'individus avec nombre d'épisodes pour chaque état 23

3.2 Nombre de transitions entre les différents états 23

4.1 Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine aide de dernier recours 34

4.2 Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine emploi . . 35

4.3 Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine programme PAIE 35

4.4 Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine assurance-emploi 36

4.5 Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine inactivité . 37

Table des figures

A.1 Barème mensuel en dollars de 1986 d'aide de dernier recours pour un individu de moins de 30 ans, célibataire et sans enfant à charge pour les années 1984-1994 43
A.2 Taux de remplacement du salaire assurable par l'assurance-emploi pour les années 1984-1994 44
A.3 Taux de chômage non désaisonnalisé des hommes québécois de 20 à 24 ans pour les années 1984-1994 44
A.4 Salaire minimum en dollars de 1986 au Québec pour les années 1984-1994 45
A.5 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'aide de dernier recours vers l'emploi 45
A.6 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'aide de dernier recours vers PAIE 46
A.7 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'aide de dernier recours vers l'assurance-emploi 46
A.8 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'aide de dernier recours vers l'inactivité 47
A.9 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'emploi vers l'aide de dernier recours 47
A.10 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'emploi vers l'assurance-emploi 48

A.11 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'emploi vers l'inactivité 48
A.12 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de PAIE vers l'emploi 49
A.13 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'assurance-emploi vers l'aide de dernier recours 49
A.14 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'assurance-emploi vers l'emploi 50
A.15 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'assurance-emploi vers l'inactivité 50
A.16 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'inactivité vers l'aide de dernier recours 51
A.17 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'inactivité vers l'emploi 51
A.18 Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'inactivité vers l'assurance-emploi 52

Introduction

Au cours des années 1980 et 1990, les programmes de soutien du revenu ont subi de nombreuses modifications au Québec. En 1989, l'aide de dernier recours a été réformée en profondeur. En 1991 et en 1993, l'assurance-chômage a à son tour subi des réformes importantes. Ces réformes n'ont pas joué dans la même direction, cependant. La réforme de l'aide de dernier recours a largement accru la prestation à laquelle les personnes seules de moins de trente ans avaient droit (le barème mensuel pour cette catégorie de bénéficiaires est passé en 1989 de 173 $ à 425 $). À l'opposé, les réformes de l'assurance-emploi ont resserré ses critères d'admissibilité et réduit sa « générosité ». Compte tenu de la récession de 1990-1993 et de la reprise qui a suivi, il est clair que ces chocs politiques et économiques ont probablement eu pour effet de modifier le comportement des gens à l'aide de dernier recours, à l'assurance-emploi et en emploi.

Dans leur rapport « La dynamique de la participation à l'aide sociale au Québec : 1979-1993 », les auteurs (Duclos, Fortin, Lacroix, Roberge) rappellent les changements qui ont touché la clientèle de l'aide sociale. Entre les années 1980 et 1993, le nombre de ménages bénéficiant de l'aide sociale au Québec est passé de 285 174 à 450 675. Du même coup, le coût du programme est passé de 1,86 milliard de dollars à 3,146 milliards de dollars (dollars de 1991). Une hausse aussi importante des coûts est l'un des facteurs qui a contribué à la mise en place d'une nouvelle réforme du programme d'aide sociale. D'ailleurs, au moment d'écrire ce mémoire, une telle réforme était en cours. À cet égard, il paraît donc fort important d'approfondir nos connaissances sur la dynamique de la participation à l'aide

de dernier recours pour mieux comprendre quelles sont les variables qui en influencent les entrées et les sorties.

L'étude des transitions à l'aide de dernier recours soulève un problème de nature dynamique. Les caractéristiques des bénéficiaires évoluent dans le temps (scolarité, âge, nombre d'enfants, état matrimonial, etc.), l'état du marché du travail change, tout comme les paramètres des programmes sociaux. Les variables propres à un des états dans lequel peut se trouver un individu (aide de dernier recours, assurance-emploi, emploi, etc.) peuvent avoir une influence sur les individus même lorsqu'ils ne sont pas dans cet état. Par exemple, une réduction de la générosité du programme d'assurance-emploi peut inciter une personne en emploi à y demeurer. Ainsi, pour étudier le comportement des bénéficiaires de l'aide de dernier recours, il ne faut pas seulement examiner ce qui se passe à l'aide de dernier recours ; tous les autres états doivent également être considérés. En outre, les conditions macroéconomiques et les caractéristiques individuelles des bénéficiaires changent en même temps que les programmes sociaux. Pour isoler l'impact d'un changement de la générosité de l'aide de dernier recours ou de l'assurance-emploi, on doit donc tenir compte de son effet sur tous les états.

L'objectif du modèle dynamique qui sera développé ici est de mesurer l'impact de tous ces facteurs sur les transitions des gens dans les différents états qu'ils peuvent occuper. Le nombre d'états (mutuellement exclusifs) sera égal à cinq dans notre modèle : aide de dernier recours, emploi, Programme d'aide à l'intégration à l'emploi (PAIE), assurance-emploi et inactivité. On mesurera simultanément l'effet de ces facteurs sur les personnes qui sont dans chaque état. Dans notre modèle, l'inactivité doit être vue comme le complément des quatre autres états et non pas définie au sens littéral du terme. Un même avertissement est valable pour l'état assurance-emploi. Le fait de recevoir des prestations d'assurance-emploi n'implique pas nécessairement que le bénéficiaire est en chômage (recherche active d'un emploi), et le fait qu'une personne soit en chômage n'implique pas qu'elle reçoive des prestations. Notons que PAIE est un programme du gouvernement du Québec qui a été

introduit en 1989 et qui subventionne[1] les employeurs qui embauchent des bénéficiaires de l'aide de dernier recours. Les participants à PAIE ne sont donc pas considérés comme des prestataires de l'aide de dernier recours puisqu'ils paient des cotisations à l'assurance-emploi. Il importe de souligner que notre étude s'applique seulement aux individus qui ont bénéficié de l'aide de dernier recours au moins une fois durant la période échantillonale. Ceci est dû à la façon dont notre banque de données a été construite.

Il existe plusieurs études portant sur les durées des épisodes d'emploi, d'aide sociale et de chômage pris individuellement. Les épisodes de chômage ont été étudiés entre autres par Ham et Rea[13] (Canada), Meyer[22] (États-Unis), Ham et Lalonde[12] (États-Unis), Heckman et Borjas[15] (États-Unis). Les épisodes d'aide sociale ont été analysés entre autres par Fortin et Lacroix[9] (Québec) et Blank[4] (États-Unis). L'emploi a été étudié par Christofides et McKenna[6] (Canada), Abraham et Farber[1] (États-Unis), et Ham et Lalonde[12] (États-Unis).

Cependant, l'étude combinée de ces états en est à ses débuts. Gritz[11] et Bonnal, Fougère et Sérandon[5] analysent conjointement emploi, chômage et formation. Des variantes avec d'autres types de transition ont été analysées par Panis et Lillard[23] (soins de santé et mortalité infantile), Lillard et Panis[21] (état matrimonial et mortalité), et Lillard[20] (durée des mariages et fécondité). L'approche retenue dans notre étude s'inspire de cette littérature très récente.

1. Lorsque cet aide est accordée à un organisme sans but lucratif ou à une municipalité, une subvention couvrant 100 % du salaire minimum de l'employé est versée à l'employeur. Lorsqu'il s'agit d'un organisme à but lucratif, la subvention peut atteindre 66 % du salaire minimum. La durée maximale du programme est de six mois.

Chapitre 1

Modèle de durée standard

Comme dans la majorité des articles utilisant les modèles de durée, on développe d'abord le modèle de durée de base. Plusieurs articles présentent ce type de modèles de durée, par exemple Kiefer[17], Lancaster[18], Gritz[11], Lancaster[19]. Il s'agit de modéliser le temps T passé dans un état (la durée d'un épisode de chômage, le temps qui s'écoule avant qu'une femme devienne enceinte, etc.). La probabilité que la durée T soit inférieure à une certaine valeur τ est donnée par la fonction de distribution cumulative :

$$F(\tau) = \Pr(T < \tau). \tag{1.1}$$

On définit également la fonction de densité correspondante :

$$f(\tau) = dF(\tau)/d\tau. \tag{1.2}$$

La fonction de distribution cumulative et la fonction de densité sont deux façons de représenter la durée. On définit également un autre concept très utile, la fonction de survie :

$$S(\tau) = 1 - F(\tau) = \Pr(T \geq \tau). \tag{1.3}$$

La fonction de survie nous donne la probabilité que la durée T soit plus grande que τ. En

plus de ces trois concepts, on définit la fonction de hasard (aussi appelé fonction de risque ou hasard, tout simplement) :

$$h(\tau) = f(\tau)/S(\tau). \tag{1.4}$$

La fonction de hasard donne le taux auquel les épisodes se terminent entre τ et $\tau + d\tau$ (où $d\tau \to 0$) conditionnellement à ce qu'ils aient duré au moins τ (par exemple, la probabilité que la génératrice de M. Caillé tombe en panne le huitième jour sachant qu'elle a fonctionné pendant les sept premiers jours). On peut montrer que le hasard décrit complètement la fonction de survie. En effet, à partir de l'équation (1.4) :

$$\begin{aligned} h(\tau) &= f(\tau)/\left(1 - F(\tau)\right) \\ &= -d\ln(1 - F(\tau))/d\tau \\ &= -d\ln S(\tau)/d\tau. \end{aligned} \tag{1.5}$$

En intégrant l'équation (1.5), on obtient :

$$\int_0^\tau h(u)\, du = -\ln S(\tau). \tag{1.6}$$

On peut alors exprimer la fonction de survie et la fonction de densité (en réutilisant l'équation [1.4]) en termes de fonction de hasard :

$$S(\tau) = \exp\left[-H(\tau)\right], \tag{1.7}$$

$$f(\tau) = h(\tau)S(\tau) \tag{1.8}$$

avec $H(\tau) = \int_0^\tau h(u)\, du$ qu'on définit comme le hasard intégré.

On voit que le processus caractérisant la durée est complètement décrit par la fonction de hasard. On dira qu'il y a dépendance temporelle si $dh(\tau)/d\tau \neq 0$. Si $dh(\tau)/d\tau > 0$, on

dira que la dépendance est positive (la probabilité que l'épisode se termine entre τ et $\tau + d\tau$ conditionnellement à ce qu'il ait duré au moins τ s'accroît avec τ) et si $dh(\tau)/d\tau < 0$, on dira qu'elle est négative. Il peut être important de savoir s'il y a dépendance temporelle positive ou négative. Par exemple, s'il y a de la dépendance temporelle négative dans les épisodes d'aide de dernier recours, on pourrait mettre en place des incitatifs durant les premiers mois du séjour à l'aide pour éviter que les ménages « restent pris » à l'aide de dernier recours.

1.1 Problème de censure

Il arrive souvent que l'économètre n'observe pas les épisodes en entier, ce qui soulève un problème de censure. Dans certains cas, on ne sait pas à quelle date l'épisode a commencé. On sait seulement qu'au début de la période d'observation, l'épisode était déjà en cours (censure à gauche). Dans d'autres cas, on ne sait pas quand l'épisode se termine (censure à droite). On sait seulement qu'à la dernière période d'observation, il n'était pas terminé. Si nos observations sont censurées, on doit en tenir compte lors de la modélisation économétrique. Lorsque l'épisode n'est pas censuré, on observe $f(\tau)$, une réalisation de la distribution possible de la durée T. S'il est censuré à droite, on observe que l'individu a survécu jusqu'à τ, soit $S(\tau)$. Le problème est beaucoup plus complexe lorsque l'observation est censurée à gauche. Mais de telles observations ne se présentent pas dans nos données. En conséquence, il est inutile de discuter des corrections à appliquer dans un tel cas. On peut résumer le tout en écrivant la fonction de vraisemblance pour un individu qui a vécu $n+1$ épisodes de longueur τ_l ($l = 1, ..., n+1$) qu'on suppose indépendants les uns des autres et dont le dernier est censuré à droite :

$$L = \left\{ \prod_{l=1}^{n} h(\tau_l) \exp\left[-H(\tau_l)\right] \right\} \exp\left[-H(\tau_{n+1})\right]. \tag{1.9}$$

1.2 Hasard proportionnel

Bien souvent, l'analyse est effectuée conditionnellement aux caractéristiques observables (x_i) des individus. Le taux de sortie s'exprime alors par $h(\tau|x_i, \beta)$, β étant un vecteur donnant l'influence des différentes caractéristiques. L'une des spécifications les plus utilisées est le hasard proportionnel (Cox[7]). Dans ce cas, on a :

$$h(\tau|x_i, \beta) = h_0(\tau)\ \psi(x_i(\tau)\beta). \tag{1.10}$$

Tous les individus ont le même hasard de base, h_0, qui est modifié en fonction de leurs caractéristiques personnelles qui, ici, peuvent varier dans le temps ($x_i(\tau)$). Par définition, la fonction de hasard ne peut être négative. Pour s'assurer que $\psi(x_i(\tau)\beta)$ sera non négatif, on suppose souvent que $\psi(x_i(\tau)\beta) = \exp(x_i(\tau)\beta)$; c'est l'hypothèse que nous adoptons dans ce mémoire.

1.3 Hétérogénéité non observée

Un autre problème qui a été noté très tôt dans la littérature (Heckman et Singer[14] citent des références qui remontent aux années 1950) est l'hétérogénéité des individus du point de vue de leurs caractéristiques non observables. L'économètre n'observe pas toutes les caractéristiques des individus. Supposons en outre que les caractéristiques non observables des individus aient une influence sur leur comportement. Dans ce cas, en supposant l'absence de dépendance temporelle, on peut montrer facilement que, si on ne tient pas compte de l'hétérogénéité des individus, on fera apparaître une (fausse) dépendance temporelle négative. L'idée est que, au fur et à mesure que le temps passe, la proportion d'individus qui ont un taux de sortie faible augmente dans l'échantillon, étant donné que ceux qui ont un taux plus élevé partent plus rapidement. Et ce, même si toutes les personnes sont semblables du point de vue de leurs caractéristiques observables.

Plus précisement, supposons qu'on veuille étudier la durée des séjours à l'aide sociale d'une population de 10 000 individus composée à 50 % de personnes « dynamiques » et à 50 % de personnes « amorphes ». Supposons également que chaque mois, une personne dynamique bénéficiant de l'aide sociale ait une chance sur deux de la quitter et qu'une personne amorphe ait une chance sur dix d'en sortir. Une façon correcte de modéliser le hasard dans ce cas serait d'inclure une variable binaire dans les x_i de telle façon que $h(\tau) = 0,1$ et $\psi_{dynamique}/\psi_{amorphe} = 5$. Le caractère dynamique multiplie le hasard de base qui est constant à 0,1. Dans ce cas, on n'observe pas de dépendance temporelle ; le fait de demeurer à l'aide de denier recours un mois de plus ne réduit pas les chances d'en sortir le mois suivant. Mais si on ignore l'existence d'individus dynamiques ou amorphes ou qu'on ne peut pas séparer les seconds des premiers, voici ce qu'on observe :

1. Dans le premier mois, 50 % des dynamiques (50 % × 5 000 = 2 500) et 10 % des amorphes (10 % × 5 000 = 500) quittent l'aide sociale. On observe alors que 3 000 personnes sur 10 000 l'ont quitté. Le taux de sortie est de 0,3 (3 000/ (5 000 + 5 000)).

2. Dans le deuxième mois, 50 % des dynamiques qui sont encore à l'aide sociale (50 % × 2 500 = 1 250) et 10 % des amorphes qui sont encore à l'aide sociale (10 % × 4 500 = 450) la quittent. On observe alors que 1 700 personnes sur 7 000 sont sorties. Le taux de sortie est de 0,243 (1 700/ (2 500 + 4 500)).

En continuant ainsi (voir le tableau 1.1), on en conclurait que la probabilité qu'une personne sorte de l'aide sociale décroît au fur et à mesure que la durée de l'épisode augmente. S'il existe des caractéristiques non observables, on tendra toujours à faire apparaître une dépendance temporelle négative là où il n'y en a pas ou à l'amplifier s'il y en a une car, 'a mesure que le temps passe, la proportion d'individus qui ont un taux de sortie faible augmente dans l'échantillon, étant donné que ceux qui ont un taux plus élevé quittent plus vite l'aide.

TABLEAU 1.1 – *Taux de sortie sans hétérogénéité non observée*

Mois	Dynamiques	Amorphes	Taux de sortie
1	5 000	5 000	—
2	2 500	4 500	0,300
3	1 250	4 050	0,243
4	625	3 645	0,194
5	313	3 281	0,159
6	156	2 952	0,135
7	78	2 657	0,120
8	39	2 391	0,111
9	20	2 152	0,106
10	10	1 937	0,104
11	5	1 743	0,102
12	2	1 569	0,101

Pour tenir compte de l'hétérogénéité non observée des individus dans notre modélisation, on introduit une variable aléatoire v avec fonction de densité $f(v)$ dans la fonction de hasard :

$$h(\tau|x_i, \beta, v) = h(\tau)\ \psi(x_i(\tau)\beta, v). \tag{1.11}$$

La fonction de vraisemblance (conditionnellement aux caractéristiques x_i de l'individu i et au terme v) s'écrit :

$$L(\beta|\tau, x_i, v) = \prod_{l=1}^{n} h(\tau_l|x_i, \beta, v) \exp\left[-H(\tau_l|x_i, \beta, v)\right] \times \exp\left[-H(\tau_{n+1}|x_i, \beta, v)\right]. \tag{1.12}$$

Quelques commentaires sur le terme d'hétérogénéité non observée v s'imposent. *A priori*, peu de restrictions doivent être satisfaites. Il doit bien sûr être non négatif pour que le hasard demeure lui aussi non négatif. Sa distribution peut être discrète (points de masse) ou continue (distribution gamma, par exemple). Les deux options ont été grandement utilisées dans la littérature. Des méthodes par estimation de noyau de densité (Bearse et al.[3]) sont également à l'étude. La distribution conditionnelle à v ne nous est pas d'une

grande utilité, puisque v n'est pas observé. On peut par contre obtenir la distribution marginale des épisodes en intégrant la distribution par rapport à v. Les cas où v a une distribution continue ou discrète sont donnés respectivement par :

$$L(\tau|x_i, \beta) = \oint l(\tau|x_i, \beta, v) f(v) dv, \tag{1.13}$$

$$L(\tau|x_i, \beta) = \sum_{v_s} l(\tau|x_i, \beta, v = v_s) \Pr(v = v_s). \tag{1.14}$$

Imposer une distribution continue peut être incorrect. Heckman et Singer[14] montrent qu'en imposant une telle distribution, on peut biaiser nos estimations en sur-paramétrisant l'hétérogénéité. Il peut être plus approprié d'utiliser une distribution discrète car, de toute façon, une telle distribution peut s'approcher d'une distribution continue.

1.4 Hasard de base

Il reste un point à discuter dans la présentation du modèle de durée standard, soit la modélisation du hasard de base $h(\tau)$. Dans la littérature, des méthodes paramétriques et non paramétriques ont été utilisées. Les deux méthodes présentent leurs avantages et leurs inconvénients. L'approche paramétrique consiste à spécifier une forme fonctionnelle. Une des modélisations les plus simples consiste à choisir $h(\tau) = \gamma\alpha\tau^{\alpha-1}$. Différentes combinaisons du couple (γ, α) peuvent donner des formes différentes pour le hasard (Kiefer[17]). On peut obtenir un hasard constant ($\alpha = 1$), décroissant ($\alpha < 1$) ou croissant ($\alpha > 1$). Le paramètre γ est un paramètre d'échelle. On peut aussi spécifier une fonction de type polynomial pour plus de flexibilité.

Une autre approche paramétrique plus flexible consiste à découper le hasard en différents intervalles et à poser le hasard constant dans ces intervalles. Par exemple, si l'unité de temps est le mois :

$$h(\tau) = \begin{cases} h_1 & : \quad 0 \leq \tau < 12 \\ h_2 & : \quad 12 \leq \tau < 24 \\ h_3 & : \quad \tau \geq 24. \end{cases}$$

Le hasard serait constant à h_1 au cours de la première année, à h_2 lors de la deuxième année et à h_3 pour les années suivantes. L'avantage du modèle non paramétrique est qu'il permet d'épouser beaucoup mieux différentes formes en découpant plus finement les intervalles (au prix d'augmenter le nombre de paramètres à estimer). L'avantage de la méthode paramétrique est qu'elle nécessite peu de paramètres pour spécifier le hasard sur tout son domaine. Mais il est très difficile d'épouser des formes plus complexes (successivement croissantes et décroissantes, non monotones) avec une expression paramétrique. Il existe également une variante semi-paramétrique qui combine les deux approches en spécifiant des formes paramétriques pour plusieurs intervalles.

Chapitre 2

Modèle avec multi-états et multi-épisodes

Notre modèle consiste en une généralisation du modèle de durée de base au cas où les individus peuvent transiter entre plusieurs états et où on observe plusieurs transitions pour chaque individu (e. g. Fougère et Kamionka[10], Bonnal et al.[5] et Gritz[11]). On ne tient plus seulement compte du temps pendant lequel les individus survivent dans un état de base (combien de temps ils demeurent à l'aide de dernier recours) ; on tient également compte du temps durant lequel ils survivent à une transition entre tous les états possibles.

Dans notre cas, les états possibles sont au nombre de cinq : chaque individu peut être à l'aide de dernier recours, à l'assurance-emploi, en emploi, au programme PAIE, ou encore inactif (i. e. aucun des quatre premiers). On note les transitions entre ces différents états avec les indices j (l'état d'origine) et k (la destination). On note donc le hasard pour la transition entre les états j et k de l'individu i par $h^i_{j,k}$, et on utilise un hasard proportionnel :

$$h^i_{j,k}(\tau) = h_{j,k}(\tau) \exp\left[x_i(t+\tau)\beta + v^i_{j,k}\right]. \tag{2.15}$$

Pour bien faire comprendre que les caractéristiques x_i dépendent du temps et non de la

durée de l'épisode, on ajoute un t qui représente la date à laquelle l'épisode a commencé. On place le terme d'hétérogénéité à l'intérieur de l'exponentielle pour s'assurer que le hasard demeure positif. Dans le but de réduire le nombre de paramètres à estimer, on pose l'hypothèse que $v^i_{j,k} = v_k$. Dans ce cas, l'hétérogénéité non observée propre à chaque individu est la même pour tous, constante dans le temps, et dépend seulement de la destination k. Par exemple, plus v_{emploi} est élevé, plus l'individu a tendance à se trouver rapidement en emploi.

On utilisera une distribution discrète (points de masse) pour modéliser l'hétérogénéité. On notera v_{k_s} et $\Pr(v_{k_s})$ les valeurs des s points de masse pour la destination k et la probabilité associée à chaque point ($\sum_s \Pr(v_{k_s}|k) = 1$). La contribution à la fonction de vraisemblance d'une observation censurée (à la fin de la période d'observation, l'individu i a survécu à toutes les transitions de j vers $k \neq j$) est :

$$S^i_j(\tau) = \exp\left[-\sum_{k\neq j}\int_0^{\tau_{l_i}} h^i_{j,k}(u)du\right]. \tag{2.16}$$

Pour une observation non censurée (l'individu i transite de j vers k et survit aux transitions de j vers $k' \neq k$), la contribution à la vraisemblance est :

$$\begin{aligned} f^i_{j,k}(\tau) &= \underbrace{h^i_{j,k}(\tau)\exp\left[-\int_0^{\tau_{l_i}} h^i_{j,k}(u)du\right]}_{\text{transite de } j \text{ vers } k} \times \underbrace{\exp\left[-\sum_{k'\neq j,k}\int_0^{\tau_{l_i}} h^i_{j,k'}(u)du\right]}_{\text{survit à } j \text{ vers } k' \ (k'\neq k)} \\ &= h^i_{j,k}(\tau)\exp\left[-\sum_{k\neq j}\int_0^{\tau_{l_i}} h^i_{j,k}(u)du\right]. \end{aligned} \tag{2.17}$$

Un problème se pose toutefois : comment traite-t-on en pratique les intégrales dans les équations (2.16) et (2.17) si les données dont on dispose ne sont pas continues ? Si les données sont hebdomadaires, les caractéristiques des individus sont constantes à l'intérieur de la semaine. Donc, au cours des semaines u ($u = 1$ pour la première semaine, $u = 2$ pour la deuxième semaine, etc.), l'intégrale se réécrit :

$$\begin{aligned}\int_0^{\tau_{l_i}} h^i_{j,k}(u)du &= \int_0^1 h^i_{j,k}(u)\,du + \int_1^2 h^i_{j,k}(u)\,du + \cdots + \int_{\tau_{l_i}-1}^{\tau_{l_i}} h^i_{j,k}(u)\,du \\ &= \exp\left[x_i(t)\beta + v_k\right]\int_0^1 h_{j,k}(u)\,du + \cdots \\ &\quad + \exp\left[x_i(t+\tau_{l_i}-1)\beta + v_k\right]\int_{\tau_{l_i}-1}^{\tau_{l_i}} h_{j,k}(u)\,du. \end{aligned} \tag{2.18}$$

Nous sommes maintenant prêts à écrire notre fonction de vraisemblance pour tous nos individus i ($i = \{1, 2, ..., N\}$) et pour tous leurs épisodes l_i ($l_i = \{l_1, l_2, ..., L_i\}$), et ce, en tenant compte de l'hétérogénéité non observée (qui est identiquement distribué pour tous, mais qui est propre à chaque individu et, de plus, constante dans le temps) :

$$L(\{\tau_{l_i}\}) = \prod_{i=1}^{N}\left[\sum_{v_{k_s}}\left\{\prod_{l_i=1}^{L_i} h^i_{j,k}(\tau_{l_i})^{d_{l_i}} \exp\left[-\sum_{k\neq j}\int_0^{\tau_{l_i}} h^i_{j,k}(u)\right]\right\}\Pr\left(v_{k_s}\right)\right] \tag{2.19}$$

$$\text{avec} \quad d_{l_i} = \begin{cases} 0 & : \quad \text{si l'épisode est censuré} \\ 1 & : \quad \text{sinon.} \end{cases}$$

A priori, les formes non paramétriques pour les hasards de base semblent privilégiées parce que les contraintes dans le programme d'assurance-emploi, entre autres, vont certainement causer des discontinuités dans certains hasards de base. Le fait que, dans bien des cas, on doive travailler pendant un nombre minimal de semaines pour avoir droit à l'assurance-emploi, et qu'on obtienne un nombre maximal de semaines assurables, peut causer des discontinuités dans le hasard emploi / chômage. On voudra ensuite trouver les β, v_{k_s}, $\Pr(v_{k_s})$ et les paramètres du hasard de base qui maximisent la vraisemblance. Les estimateurs ainsi obtenus seront convergents et distribués asymptotiquement normalement (Heckman et Singer[16]). Le nombre de points de masse devrait être estimé conjointement avec les paramètres de la vraisemblance, mais des méthodes permettant d'estimer simultanément le nombre de points ainsi que les paramètres n'existent pas encore. On ne peut

pas non plus utiliser des tests de rapport de vraisemblance pour vérifier si l'ajout d'un autre point augmente significativement la vraisemblance car, en testant $v_{k_s} = 0$, on viole les conditions de régularité (Gritz[11]). Mais différents critères peuvent être utilisés pour choisir le nombre de points de masse. On peut utiliser des critères d'information (tel que celui d'Akaike). Baker et Melino[2] suggèrent aussi un critère pénalisant l'ajout de points de masse.

Il est également bon de noter le grand nombre de paramètres à estimer. Avec nos cinq états, on se trouve à estimer des paramètres pour vingt types de transitions (5^2 moins les cinq transitions impossibles i vers i). Si on prend trois paramètres pour modéliser chacun des hasards de base ($20 \times 3 = 60$), quatre variables explicatives x_i dans chaque état ($20 \times 4 = 80$), trois points de masse pour chaque destination ($5 \times 3 = 15$ points et $5 \times 2 = 10$ probabilités), on se retrouve avec 165 paramètres à estimer, ce qui est très élevé. Mais dans le cadre de ce mémoire, seule la version sans hétérogénéité non observée sera estimée. Ce modèle a comme propriété que sa log-vraisemblance peut être concentrée en k parties, une partie pour chacun des k états d'origine. Maximiser chacune des sous-parties séparément revient à maximiser la log-vraisemblance complète si chaque paramètre se retrouve dans une seule des sous-parties. On peut le voir facilement en réécrivant l'équation (2.19) sans la partie due à l'hétérogénéité :

$$L(\{\tau_{l_i}\}) = \prod_{i=1}^{N} \prod_{l_i=1}^{L_i} h_{j,k}^{i}(\tau_{l_i})^{d_{l_i}} \exp\left[-\sum_{k\neq j} \int_0^{\tau} h_{j,k}^{i}(u)\, du\right]. \tag{2.20}$$

En prenant le logarithme de (2.20) :

$$\ln(L(\{\tau_{l_i}\})) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{l_i=1}^{L_i} \left\{ d_{l_i} \ln(h_{j,k}^{i}(\tau_{l_i})) - \sum_{k\neq j} \int_0^{\tau} h_{j,k}^{i}(u)\, du \right\}. \tag{2.21}$$

On peut le réécrire, en modifiant le sens de la variable d_{l_i} et en sachant que $j = 1, 2, ..., 5$:

$$\ln(L(\{\tau_{l_i}\})) = \sum_{j=1}^{5} \left\{ \sum_{i=1}^{N} \sum_{l_i=1}^{L_i} \sum_{k\neq j} d_{l_i} \ln(h_{j,k}^{i}(\tau_{l_i})) - \int_0^{\tau_{l_i}} h_{j,k}^{i}(u)\, du \right\} \tag{2.22}$$

$$\text{avec} \quad d_{l_i} = \begin{cases} 1 & : \quad \text{si l'épisode est une transition de } j \text{ vers } k \\ 0 & : \quad \text{sinon.} \end{cases}$$

Si les paramètres qu'on utilise pour décrire les transitions qui ont comme origine j ne se retrouvent pas dans les transitions qui ont comme origine j' $(j' \neq j)$, le maximum de la vraisemblance correspond au maximum de chaque sous-partie prise séparément. On peut regrouper les paramètres à estimer en deux catégories : ceux qui modélisent les hasards de base et ceux qui donnent l'effet de variables explicatives.

Une dernière hypothèse simplificatrice a été posée afin de réduire les temps de calcul. Nous avons supposé que c'est l'état des variables explicatives au début de l'épisode qui a un effet sur les individus et que cet effet est constant. Cette hypothèse nous permet d'éviter la décomposition des hasards intégrés en autant de tranches que la durée de l'épisode (équation 2.18).

Chapitre 3

Données

Ce chapitre décrit la construction de la banque de données. Au départ, un échantillon aléatoire d'individus ayant bénéficié de l'aide de dernier recours a été tiré des fichiers administratifs du ministère de l'Emploi et de la Solidarité du Québec. Pour chacun de ces individus, nous savons s'il recevait ou non des prestations d'aide de dernier recours pour chaque mois des années 1984 à 1994. À l'aide des numéros d'assurance sociale des personnes faisant partie de cet échantillon, nous pouvons extraire l'information contenue dans les fichiers des Relevés d'emploi (RDE) et du Profil vectoriel de Développement des ressources humaines Canada. Le RDE nous permet de savoir pour chaque semaine des années 1984 à 1994 si un individu occupait un emploi (emploi assurable par l'assurance-emploi). On connaît la semaine où l'emploi débute et la semaine où il se termine (en l'absence de censure à droite). Le Profil vectoriel nous permet de savoir pour la même période si un individu touchait des prestations d'assurance-emploi. Les numéros d'assurance sociale nous permettent aussi d'extraire l'information contenue dans les fichiers administratifs du programme PAIE. Nous savons pour chaque mois de 1984 à 1994 si un individu bénéficiait de ce programme.

Pour effectuer le croisement des différentes banques de données, un algorithme doit être établi. Un premier problème provient du fait que l'information de certaines banques de

données est mensuelle alors que l'information de certaines autres est compilée sur une base hebdomadaire. L'information fournie sur l'aide de dernier recours et PAIE est mensuelle et celle portant sur le *RDE* et le Profil vectoriel est hebdomadaire. Pour contourner ce problème, nous avons désagrégé l'information sur l'aide de dernier recours en semaines. Nous avons considéré que si une personne a reçu de l'aide de dernier recours pour un mois donné, elle en a reçu pendant toutes les semaines du mois. Un deuxième problème provient du fait qu'une personne peut se retrouver en même temps dans plus d'un état. Pendant qu'un individu reçoit des prestations d'assurance-emploi, il peut occuper un emploi. La même chose peut se produire pour l'aide de dernier recours et l'emploi. La solution adoptée a été de donner préséance à l'épisode le plus ancien. Un exemple : si un épisode d'assurance-emploi débute à la semaine 1 et qu'il finit à la semaine 40, et qu'en même temps un épisode d'emploi commence à la semaine 20 et se termine à la semaine 60, on supposera un épisode d'assurance-emploi de la semaine 1 à la semaine 40 et un épisode d'emploi de la semaine 41 à la semaine 60. Il se peut également qu'un épisode dans un certain état soit complètement inclus par un autre épisode dans un autre état. Exemple : assurance-emploi de la semaine 20 à 40 et emploi de la semaine 25 à la semaine 30. Nous avons décidé d'exclure les épisodes complètement inclus. Le résultat de notre exemple serait d'exclure l'épisode d'emploi.

Nous sommes conscient que cette procédure peut biaiser les résultats mais la solution de rechange qui consisterait à créer des nouveaux états pour toutes les combinaisons des états de base n'est pas attrayante. Tout nouvel état augmenterait le nombre de paramètres du modèle.

Après le croisement des banques de données en suivant notre algorithme, on sait pour chaque individu à quel moment il était en emploi, touchait des prestations d'aide de dernier recours, de l'assurance-emploi ou bénéficiait du programme PAIE. Toutes les semaines où un individu n'est dans aucun des quatre états sont codées comme des semaines d'inactivité. On regroupe ensuite les épisodes consécutifs dans un même état pour en faire un seul. Ce dernier traitement est appliqué parce que ce qui nous intéresse, ce sont les

transitions entre les différents états, et non les transitions à l'intérieur d'un même état. Qu'une personne change d'emploi (transition emploi / emploi) ne nous préoccupe pas. Nous sommes intéressés par l'individu qui perd son emploi, retire de l'assurance-emploi (transition emploi/assurance-emploi) et trouve de nouveau un emploi (transition assurance-emploi / emploi).

Les différentes banques de données nous donnent en outre certaines informations sur les individus (âge, scolarité, nombre d'enfants, etc.). Toutes ces informations sont susceptibles d'apparaître comme variables explicatives dans notre modèle. Quelques mises en garde à propos de notre banque de données doivent être énoncées. Il est à noter que nous ne connaissons pas les périodes de chômage des individus. Nous n'avons en main que les périodes où ceux-ci recevaient des prestations d'assurance-emploi. Un individu peut être chômeur sans recevoir de l'assurance-emploi et, inversement, recevoir de l'assurance-emploi sans être chômeur. Nous incluons également la période de carence de deux semaines pendant laquelle un individu doit attendre avant de toucher de l'assurance-emploi dans l'épisode d'assurance-emploi. Une remarque semblable est valable pour les épisodes d'inactivité. Dans notre cas, l'inactivité ne doit pas être vue comme l'économiste la définit habituellement. Nous définissons l'inactivité comme tout ce qui n'est pas les quatre autres états. C'est un état absorbant. Les travailleurs autonomes en font partie, les étudiants en font partie, les individus qui quittent le pays en font partie, etc. On note également que tous les épisodes en cours durant la dernière semaine de 1994 apparaissent censurés à droite parce que notre période d'observation se termine à cette date. La censure est donc indépendante du processus qui est susceptible d'être censuré.

À partir de cette banque de données, nous avons extrait un sous-échantillon qui ne contenait que les individus qui répondaient à certains critères. Ceux-ci devaient être de sexe masculin, ne pas détenir de diplôme d'études secondaires (onze années de scolarité) et être âgés d'au plus 16 ans en 1984. De plus, au moment où ils ont reçu de l'aide de dernier recours pour la première fois, ils devaient avoir moins de 25 ans, être célibataires

et sans enfant à charge. Après un tri effectué selon ces critères, il reste 3 073 individus. En se limitant aux individus ayant au plus 16 ans au début de la période d'observation, on peut éviter tous les problèmes de censure à gauche. Avant l'âge de 16 ans au Québec, un individu a l'obligation d'être aux études à temps plein. Donc, il ne se « passe rien » avant l'entrée de l'individu dans la banque de données. Il ne peut pas avoir travaillé, reçu de l'assurance-emploi ou de l'aide de dernier recours, ni avoir bénéficié du programme PAIE.

Pour obtenir l'effet des variables sexe et scolarité, il faudrait estimer notre modèle avec des sous-échantillons complémentaires (hommes avec plus de onze années de scolarité, femmes avec moins ou plus de onze années de scolarité) et comparer les estimations obtenues avec les différents sous-échantillons.

Nous disposons aussi d'information sur l'environnement économique propre à chaque individu. Ainsi, nous connaissons la région administrative du Québec dans laquelle il réside, le taux de chômage qui prévaut dans cette région, le nombre minimal de semaines pendant lesquelles il doit travailler pour avoir droit à l'assurance-emploi, le montant d'aide de dernier recours auquel il a droit, etc. Toutes ces informations sont susceptibles d'être utilisées pour la construction des variables explicatives du modèle.

La base de données que nous employons est inédite. Rien de comparable n'a été utilisé auparavant. On peut suivre presque pas à pas 3 073 individus chaque semaine sur une période de onze ans. Les bases de données qui sont typiquement utilisées dans la littérature contiennent des données administratives pour un seul état. Ainsi, Meyer[22] utilise des données américaines sur 3 365 individus à l'assurance-chômage de 1978-1983. Gritz[11] utilise des données d'enquête rétrospectives sur 1 703 individus des quatre premières vagues du *Youth National Longitudinal Survey*. De plus, si on relâchait le critère de sexe masculin sans diplôme d'études secondaires, notre banque de données serait composée de 11 208 individus.

Nous aurions pu utiliser plus de cinq états dans notre modèle. Il existe de nombreux programmes autres que PAIE offerts par les gouvernement fédéral et du Québec. Nous nous

sommes limités à nos cinq états parce que des états supplémentaires surchargeraient notre modèle. De plus, il faut qu'il y ait suffisamment d'individus dans chaque état afin de permettre une estimation économétrique. Il y a assez d'individus qui participent à PAIE pour permettre cette estimation et il est facile d'intégrer à notre base de données l'information sur les individus qui en ont bénéficié.

3.1 Variables explicatives

La première des cinq variables explicatives que nous avons retenues dans notre modèle est le barème mensuel d'aide de dernier recours (en dollars de 1986) auquel chaque individu avait droit lorsqu'il était à l'aide de dernier recours ou auquel il aurait eu droit s'il l'avait été (Figure A.1). Pour déterminer le niveau de ce barème, il faut savoir entre autres si l'individu a un conjoint et/ou des enfants à sa charge. Cette information ne nous est rendue disponible que lorsque l'individu reçoit de l'aide de dernier recours. Lorsque l'individu n'est pas à l'aide de dernier recours, nous lui avons imputé le barème d'une personne seule. Nous sommes conscients que cette hypothèse peut engendrer certains biais, mais nous avons tout de même retenu cette hypothèse afin de faciliter la création de la banque de données.

La deuxième variable est le taux de remplacement du salaire assurable de l'assurance-emploi (Figure A.2). Cette variable constitue une composante de la générosité de l'assurance-emploi. Une variable plus « complète » de la générosité de l'assurance-emploi aurait pu contenir de l'information sur le nombre de semaines pendant lesquelles un individu doit travailler pour obtenir de l'assurance-emploi et le nombre de semaines couvertes auquel l'individu aurait eu droit s'il avait travaillé pendant ce nombre minimal de semaines.

La troisième variable est le taux de chômage non désaisonnalisé des hommes de 20 à 24 ans pour le Québec (Figure A.3). Nous avons choisi ce taux parce qu'il représente probablement mieux la facilité à se trouver un emploi pour les individus de notre échantillon. En utilisant un taux non désaisonnalisé, nous espérons capter les effets saisonniers des différents états.

La quatrième variable est le salaire minimum (en dollars de 1986) en vigueur au Québec (Figure A.4). Au cours de la période couverte par notre étude, le salaire minimum a été régulièrement indexé (typiquement le 1er octobre de chaque année). Les variations du salaire réel à l'intérieur d'une année donnée proviennent en général de l'indexation puis de la réduction par l'inflation.

La cinquième et dernière variable considérée est l'âge de l'individu. Toute personne bénéficiant de l'aide de dernier recours doit donner sa date de naissance. Nous connaissons donc l'âge de chaque individu à tout moment, car tous ont bénéficié de l'aide de dernier recours malgré le fait que ce ne soit pas tous les individus qui ont vécu un épisode d'aide de dernier recours au cours de la période retenue dans notre banque de données (voir la section 3.2).

3.2 Transitions des individus

Quelques statistiques démontrent que notre échantillon est riche en transitions. Le tableau 3.1 montre le nombre de personnes qui ont un nombre donné d'épisodes d'aide de dernier recours, d'assurance-emploi, d'emploi, de programme PAIE et d'inactivité. La première chose à noter est que tous les individus n'ont pas au moins une présence à l'aide de dernier recours malgré que ce soit une des conditions requises pour faire partie de l'échantillon. Cette situation est due à l'algorithme utilisé pour la fusion des banques de données. Des épisodes d'aide de dernier recours qui existaient bel et bien ont été exclus parce qu'ils étaient complètement inclus dans un autre épisode d'un état différent.

Dans le tableau 3.2, on présente le nombre de transitions entre les différents états. Évidemment, les transitions qui ont la même destination que l'origine sont impossibles. Mais certaines transitions qui n'ont pas la même destination que l'origine apparaissent également impossibles. Ceci est dû au fait que leur nombre est trop bas pour permettre une analyse économétrique. De telles transitions, lorsqu'elles apparaissent dans la banque

TABLEAU 3.1 – *Nombre d'individus avec nombre d'épisodes pour chaque état*

Nombre de périodes	aide sociale	emploi	PAIE	assurance-emploi	inactivité
0	137	482	2 859	1 261	0
1	1 606	448	182	789	473
2	742	450	27	515	653
3	334	446	3	295	641
4	149	407	2	137	495
5	63	321	0	48	337
6	27	224	0	14	213
7	10	154	0	5	138
8	3	73	0	1	62

TABLEAU 3.2 – *Nombre de transitions entre les différents états*

Origine/destination	aide sociale	emploi	PAIE	assurance-emploi	inactivité
aide sociale	s.o.	2 289	207	94	1 440
emploi	1 231	s.o.	s.o.	2 965	4 739
PAIE	s.o.	192	s.o.	s.o.	s.o.
assurance-emploi	415	1 396	s.o.	s.o.	1 407
inactivité	3 608	5 708	s.o.	553	s.o.

de données, sont ignorées. Dans le tableau, on voit que des individus à l'aide de dernier recours passent directement à l'assurance-emploi. Ces transitions sont en partie dues à des programmes de formation financés par l'assurance-emploi. Un point intéressant à noter est la direction vers laquelle transitent les individus qui sont à l'assurance-emploi ou en emploi. Une bonne partie (12,9 %) des personnes à l'assurance-emploi qui transitent le font vers l'aide de dernier recours après avoir, probablement, dépassé le nombre de semaines d'admissibilité. Pour chaque individu qui quitte une période d'emploi, deux fois et demie plus de personnes vont vers l'assurance-emploi (33,2 %) que vers l'aide de dernier recours (13,8 %).

3.3 Hasard empirique

Pour vérifier la présence possible de discontinuités et la forme générale de la fonction de hasard, on peut effectuer une analyse de type Kaplan-Meier (voir Fougère et Kamionka[10]), où l'on calcule un hasard empirique pour chaque état (Figures A.5 à A.18 en annexe). Le hasard empirique à la période t se calcule en divisant le nombre d'épisodes se terminant à t par le nombre d'épisodes qui étaient susceptibles de se terminer en t (i. e. les épisodes qui n'étaient ni terminés ni censurés au début de la période t). Dans un hasard empirique, il ne faut pas trop porter attention à la partie qui est située à l'extrême droite parce qu'il y reste de moins en moins d'individus au fur et à mesure que la durée augmente. Vers la fin, donc, l'intervalle de confiance qui entoure le hasard qu'on a estimé s'accroît.

Pour les transitions ayant comme origine l'aide de dernier recours, il n'y a pas d'importantes discontinuités pour les transitions vers l'emploi (Figure A.5), vers PAIE (Figure A.6) et vers l'inactivité (Figure A.8). Par contre, il y a deux discontinuités dans les transitions de l'aide de dernier recours vers l'assurance-emploi : dans les premières semaines et vers la cinquantième semaine. Pour les transitions ayant comme origine l'emploi, les formes sont très différentes selon la destination. Lorsque la destination est l'aide de dernier recours (Figure A.9) ou l'inactivité (Figure A.11), le hasard est élevé du début jusque vers la trentième semaine, puis décroît. Ceci est dû au fait qu'au-delà de trente semaines d'emploi, le travailleur se qualifie pour l'assurance-emploi. Cette explication est vérifiée en observant le hasard pour les transitions de l'emploi vers l'assurance-emploi (Figure A.10) ; le hasard augmente et atteint un maximum vers la trentième semaine. Pour les transitions ayant le programme PAIE comme origine, le hasard pour la seule destination possible (l'emploi, Figure A.12) est très important dans les premières semaines et est beaucoup plus faible par la suite. Les transitions avec comme origine l'assurance-emploi ont toute la même forme (Figures A.13 à A.15) ; elles présentent deux importantes discontinuités. La première survient autour de la cinquantième semaine (qui correspond au nombre maximal de semaines

couvertes par l'assurance-emploi) et la deuxième, autour de la cent dixième semaine (la durée des programmes de formation payés par l'assurance-emploi). Les hasards pour les transitions ayant l'inactivité comme origine ont des formes très semblables (Figures A.16 à A.18) : ils sont élevés au début puis décroissent avec la durée. Il est difficile d'expliquer la forme de ces hasards, puisque l'état inactivité englobe de nombreux états.

La forme des hasards empiriques que nous venons de calculer nous guidera dans le choix des formes fonctionnelles retenues pour le hasard de base. La présence de crêtes (probablement dues à des contraintes des programmes sociaux) peut nous inciter à utiliser des formes non paramétriques pour tenter de les capter, sinon il sera très difficile de reproduire les crêtes dans nos estimations si on emploie des formes paramétriques.

Chapitre 4

Résultats

Avant d'entreprendre toute estimation économétrique de notre modèle, nous devons spécifier la forme du hasard de base pour toutes les transitions possibles. La procédure suivie a consisté à couper chaque hasard de base en plusieurs intervalles et à poser le hasard constant dans chacun de ces intervalles. Le choix des coupures a été fait *a priori* en examinant les estimations non paramétriques du hasard. Les coupures dans les hasards de base visent à représenter le plus fidèlement possible les discontinuités qui peuvent apparaître dans les figures A.5 à A.18. Mais nous voulons demeurer très parcimonieux dans le nombre d'intervalles retenu pour décrire chaque hasard afin de limiter le nombre de paramètres à estimer. Pour simplifier la notation, nous notons l'aide de dernier recours par 1, l'emploi par 2, le programme PAIE par 3, l'assurance-emploi par 4 et l'inactivité par 5. Les formes choisies sont représentées par les équations suivantes (la durée τ est exprimée en semaines) :

$$h_{1,2}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta1) & : \quad \tau < 50 \\ \exp(beta2) & : \quad 50 \leq \tau < 120 \\ \exp(beta3) & : \quad \tau \geq 120 \end{cases} \qquad h_{1,3}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta4) & : \quad \tau < 20 \\ \exp(beta5) & : \quad 20 \leq \tau < 90 \\ \exp(beta4) & : \quad \tau \geq 90 \end{cases}$$

$$h_{1,4}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta6) & : \quad \tau < 10 \\ \exp(beta7) & : \quad 10 \leq \tau < 50 \\ \exp(beta8) & : \quad \tau \geq 50 \end{cases}$$

$$h_{1,5}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta9) & : \quad \tau < 50 \\ \exp(beta10) & : \quad 50 \leq \tau < 120 \\ \exp(beta11) & : \quad \tau \geq 120 \end{cases}$$

$$h_{2,1}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta12) & : \quad \tau < 22 \\ \exp(beta13) & : \quad 22 \leq \tau < 78 \\ \exp(beta14) & : \quad \tau \geq 78 \end{cases}$$

$$h_{2,4}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta15) & : \quad \tau < 18 \\ \exp(beta16) & : \quad 18 \leq \tau < 35 \\ \exp(beta17) & : \quad \tau \geq 35 \end{cases}$$

$$h_{2,5}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta18) & : \quad \tau < 30 \\ \exp(beta19) & : \quad \tau \geq 30 \end{cases}$$

$$h_{3,2}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta20) & : \quad \tau < 10 \\ \exp(beta21) & : \quad 10 \leq \tau < 20 \\ \exp(beta22) & : \quad \tau \geq 20 \end{cases}$$

$$h_{4,1}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta23) & : \quad \tau < 46 \\ \exp(beta24) & : \quad 46 \leq \tau < 54 \\ \exp(beta23) & : \quad 54 \leq \tau < 95 \\ \exp(beta25) & : \quad 95 \leq \tau < 110 \\ \exp(beta23) & : \quad \tau \geq 110 \end{cases}$$

$$h_{4,2}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta26) & : \quad \tau < 46 \\ \exp(beta27) & : \quad 46 \leq \tau < 54 \\ \exp(beta26) & : \quad 54 \leq \tau < 95 \\ \exp(beta28) & : \quad 95 \leq \tau < 110 \\ \exp(beta26) & : \quad \tau \geq 110 \end{cases}$$

$$h_{4,5}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta29) & : \quad \tau < 46 \\ \exp(beta30) & : \quad 46 \leq \tau < 54 \\ \exp(beta29) & : \quad 54 \leq \tau < 95 \\ \exp(beta31) & : \quad 95 \leq \tau < 110 \\ \exp(beta29) & : \quad \tau \geq 110 \end{cases}$$

$$h_{5,1}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta32) & : \quad \tau < 15 \\ \exp(beta33) & : \quad \tau \geq 15 \end{cases}$$

$$h_{5,2}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta34) & : \quad \tau < 15 \\ \exp(beta35) & : \quad 15 \leq \tau < 50 \\ \exp(beta36) & : \quad \tau \geq 50 \end{cases}$$

$$h_{5,4}(\tau) = \begin{cases} \exp(beta37) & : \quad \tau < 15 \\ \exp(beta38) & : \quad 15 \leq \tau < 35 \\ \exp(beta39) & : \quad \tau \geq 35. \end{cases}$$

Les variables explicatives ont été ramenées à une même échelle. La variable de barème d'aide de dernier recours est exprimée en milliers de dollars, le taux de remplacement de l'assurance-emploi et le taux de chômage demeurent des taux, le salaire minimum est exprimé en dizaines de dollars, et l'âge, en centaines d'années. Nous rappelons que nous utilisons des hasards proportionnels.

4.1 Origine : aide de dernier recours

L'estimation pour les transitions ayant l'aide de dernier recours comme origine a produit des résultats très intéressants (Tableau 4.1). Le paramètre associé au barème de l'aide de dernier recours est significatif à un niveau de 5 % et a le sens auquel on s'attend pour la destination emploi. On s'attend à ce que plus on accorde une aide élevée aux individus à l'aide de dernier recours, moins ils soient incités à quitter l'aide de dernier recours. Mais on obtient des résultats contraires pour le barème d'aide de dernier recours lorsque la destination est l'assurance-emploi ; la variable est alors positive et significative. Les transitions de l'aide de dernier recours vers l'assurance-emploi sont bien souvent dues à des programmes de formation payés par Développement des ressources humaines du Canada. Il faudrait étudier en détail comment ces programmes sont accordés et comment la rémunération des participants est déterminée.

C'est un peu sans surprise qu'on découvre que le taux de remplacement de l'assurance-emploi n'est significatif dans aucune des quatre transitions possibles. Intuitivement, nous croyons que cette variable ne devrait avoir un effet que pour les individus à l'aide de dernier recours qui transitent vers l'emploi, parce qu'ils sont alors susceptibles de bénéficier de l'assurance-emploi. De plus, il n'y a que de faibles changements dans la variable au cours de la période.

Le taux de chômage est significatif seulement pour la destination emploi. De plus, il est du signe attendu (négatif). On s'attend à ce que plus le taux de chômage est élevé, plus il

sera difficile de trouver un emploi. La variable n'est pas significative pour les trois autres destinations.

Le salaire minimum a un impact important sur les transitions vers le programme PAIE. Bien souvent, les bénéficiaires du programme obtiennent une rémunération égale au salaire minimum ou basée sur le salaire minimum. Mais l'importance relative de cette variable est troublante. PAIE étant un substitut aux « vrais emplois » du marché, on aurait pu penser que le taux de chômage aurait eu un plus grand effet.

Finalement, l'âge augmente le hasard pour toutes les destinations. Il est significatif pour les destinations emploi et inactivité. En nous rappelant que nous étudions les individus de 25 ans et moins, nous pouvions nous attendre à ce que l'âge accélère les transitions vers l'emploi. Notons qu'il est difficile d'interpréter les résultats des différentes variables explicatives lorsque la destination est l'inactivité. Comme nous l'avons déjà mentionné, il s'agit d'un état absorbant. L'inactivité comprend entre autres des retours à l'école. On peut penser que c'est en partie ce que la variable âge nous indique ici. Plus les individus s'éloignent de leurs 16 ans et se rapprochent de 25 ans, plus ils sont susceptibles de retourner aux études. L'introduction d'une linéarité (âge au carré) pourrait préciser cette hypothèse. L'âge n'est pas significatif pour la destination programme PAIE et assurance-emploi. Puisque nous avons très peu de ces transitions (207 et 94 respectivement), très peu de variables apparaissent significatives pour ces destinations.

4.2 Origine : emploi

Pour les transitions ayant l'emploi comme origine, la variable de barème de l'aide de dernier recours est toujours significative et du signe attendu (Tableau 4.2). Lorsque le barème augmente, le hasard pour les transitions vers l'aide de dernier recours augmente, et celui pour les transitions vers l'assurance-emploi et l'inactivité diminue. Avec un barème plus élevé, l'aide de dernier recours devient plus intéressante.

Le taux de remplacement de l'assurance-emploi a le signe attendu et est significatif pour les transitions vers l'assurance-emploi. Hausser le taux de remplacement accroît le montant d'assurance-emploi auquel les individus ont droit, ce qui rend cet état plus intéressant. Cette variable est également significative et positive pour la destination inactivité, mais il est très difficile d'expliquer ce résultat.

Le résultat du taux de chômage pour les transitions vers l'assurance-emploi est contre-intuitif, le paramètre étant négatif. *A priori*, on aurait pu penser qu'un taux de chômage élevé est associé à un plus grand nombre de gens transitant vers l'assurance-emploi. Une explication pourrait être que plus le taux de chômage est élevé, plus ce sont des gens qui ont de courtes périodes d'emploi qui perdent leur emploi, et ces gens avec de courtes périodes d'emploi ne sont pas admissibles à l'assurance-emploi. Ils sont alors refoulés à l'aide de dernier recours. La variable taux de chômage est d'ailleurs positive (mais non significative) pour la destination aide de dernier recours.

Le salaire minimum hausse le hasard pour les trois destinations possibles. Il hausse le hasard pour les transitions vers l'aide de dernier recours (mais l'effet est non significatif), l'assurance-emploi (significatif à 10 %) et l'inactivité (significatif à 5 %). Globalement, une hausse du salaire minimum réduit la durée des épisodes d'emploi de la population étudiée.

L'âge a l'effet attendu. Il semble y avoir un effet de retour aux études qui diminue avec l'âge pour les gens en emploi. Plus la personne qui perd son emploi est âgée, moins elle aura tendance à retourner aux études. Elle transitera plutôt vers l'assurance-emploi (plus l'individu est âgé, plus grandes sont ses chances d'avoir assez travaillé pour se qualifier pour l'assurance-emploi) et l'aide de dernier recours.

4.3 Origine : programme PAIE

Le faible nombre de transitions (192) et la nature de l'état programme PAIE font que les résultats pour les transitions du programme PAIE vers l'emploi ne sont pas concluants (Tableau 4.3). La seule variable significative est l'âge et son effet est négatif sur le hasard. Autrement dit, plus une personne est âgée, plus son épisode risque d'être long. Le type de modélisation que nous avons utilisé pourrait être modifié. En somme, les individus survivent soit pendant 4 à 8 semaines, soit pendant 20 à 25 semaines (le maximum permis du programme). Donc, on fait peut-être plutôt face à un choix dichotomique, surtout qu'il n'y a qu'une façon de transiter vers le programme PAIE (l'aide de dernier recours) et une seule destination lorsque l'épisode se termine (l'emploi).

Il pourrait être tentant de regrouper dans un autre état (e.g. inactivité) le programme PAIE, puisque peu de gens y participent et que peu de variables explicatives ont un effet significatif. Mais en endogénéisant la participation au programme PAIE, nous avons un outil pour mesurer l'impact de ce programme sur les transitions futures des participants. Mais pour ce faire, nous devrions relâcher l'hypothèse d'indépendance des épisodes.

4.4 Origine : assurance-emploi

Des résultats très prévisibles sont obtenus pour les transitions avec l'assurance-emploi comme origine (Tableau 4.4). La variable barème de l'aide de dernier recours est significative et a le signe attendu. Une hausse du barème hausse le hasard pour les transitions vers l'aide de dernier recours et réduit le hasard pour les transitions vers l'emploi.

Le taux de remplacement a un impact significatif (à 10 %) sur le hasard pour les transitions vers l'emploi. En haussant le taux de remplacement, on étire les épisodes d'assurance-emploi des individus qui trouvent de nouveau un emploi. Cette variable est également significative pour les transitions vers l'inactivité, mais son interprétation est difficile, comme

pour toutes les transitions impliquant l'inactivité.

Comme on pouvait le penser, une hausse du taux de chômage hausse le hasard pour les transitions vers l'aide de dernier recours. Mais cette variable n'a pas d'influence significative pour les transitions vers l'emploi, contrairement à ce qu'on aurait pu penser. Le salaire minimum et l'âge n'ont pas beaucoup d'impact. Seul le salaire minimum est significatif (à 10 %) pour les transitions vers l'emploi.

4.5 Origine : inactivité

Pour les transitions avec l'inactivité comme origine, de nombreuses variables apparaissent significatives (Tableau 4.5), mais leur interprétation est aussi difficile que lorsque l'inactivité est la destination, parce qu'on ne sait pas exactement quels types d'individus composent cet état. Le barème de l'aide de dernier recours est toujours significatif à un niveau de 5 %. Comme prévu, il hausse le hasard pour les transitions vers l'aide de dernier recours et le réduit pour les transitions vers l'emploi. Le résultat est équivalent pour le taux de remplacement de l'assurance-emploi. La variable est positive et significative pour les transitions vers l'assurance-emploi.

Le résultat du taux de chômage dans le cas des transitions vers l'aide de dernier recours est inattendu. On aurait pensé que plus le taux de chômage est élevé, plus grandes sont les chances de transiter vers l'aide de dernier recours, mais le résultat obtenu montre l'inverse. Le taux de chômage réduit d'ailleurs le hasard pour les transitions vers l'emploi et vers l'assurance-emploi encore plus qu'il le réduit pour les transitions vers l'aide de dernier recours. Bien souvent, une hausse du taux de chômage est associée à une augmentation de la durée des études. Donc, l'effet global est de prolonger les épisodes d'inactivité. Le résultat est identique pour le salaire minimum. La variable âge a le même effet pour toutes les destinations ; elle hausse tous les hasards. Plus les individus sont âgés, moins longtemps ils restent inactifs.

4.6 Synthèse

En résumé, nous obtenons très peu de résultats contre-intuitifs. Les différentes variables explicatives qui apparaissent significatives ont presque toujours le bon signe. Les variables barème de l'aide de dernier recours, taux de chômage et âge sont très souvent significatives. Par contre, la variable taux de remplacement n'a pas un grand pouvoir explicatif en général. Nous pourrions avoir avantage à construire une variable qui représente mieux la générosité de l'assurance-emploi en incorporant le nombre de semaines pendant lesquelles un individu doit travailler pour être admissible à l'assurance-emploi et le nombre de semaines assurables auquel il aurait droit, surtout qu'il n'y a qu'une faible variation du taux de remplacement au cours de la période. Ces trois variables sont trois facettes différentes de la générosité de l'assurance-emploi.

Pour ce qui est de la forme des hasards de base, commençons par mentionner qu'il faut s'attarder au produit du hasard de base et de $\exp(x_i\beta)$. Lors de l'optimisation, nous laissons les deux composantes s'ajuster. C'est pour cette raison que, dans certains cas, les paramètres du hasard de base sont plus grands que zéro, mais le produit de l'exponentiel du paramètre et de la composante multiplicative $\exp(x_i\beta)$ donne une valeur inférieure à l'unité. En étant parcimonieux dans le découpage des hasards de base en intervalles, il est difficile de déterminer si on retrouve de la dépendance temporelle dans les hasards. Il est par contre clair dans de nombreuses transitions que le hasard n'est pas constant dans le temps. Un bon exemple serait les transitions hors de l'assurance-emploi. De toute façon, puisque nous ne contrôlons pas pour l'hétérogénéité non observée à cette étape de l'analyse, la dépendance temporelle négative que nous pourrions trouver risquerait d'être fausse.

TABLEAU 4.1 – *Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine aide de dernier recours. Les chiffres entre parenthèses représentent l'écart-type. Les astérisques signifient que le paramètre est significatif à un niveau de 5 % (*) ou de 10 % (**).*

Destination emploi					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*1	1,499	(2,233)	barème de l'aide	-2,811*	(0,582)
*beta*2	0,904	(2,236)	taux de remplacement	-2,202	(2,194)
*beta*3	0,152	(2,233)	taux de chômage	-1,430*	(0,520)
			salaire minimum	2,259	(2,787)
			âge	5,157*	(1,135)
Destination programme PAIE					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*4	-13,716	(7,661)	barème de l'aide	2,180	(1,812)
*beta*5	-12,968	(7,655)	taux de remplacement	-4,271	(6,937)
			taux de chômage	-1,151	(1,833)
			salaire minimum	24,711*	(10,300)
			âge	4,994	(3,655)
Destination assurance-emploi					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*6	-6,430	(12,137)	barème de l'aide	5,430*	(1,967)
*beta*7	-8,950	(12,177)	taux de remplacement	-1,006	(10,881)
*beta*8	-10,279	(12,118)	taux de chômage	-0,982	(2,708)
			salaire minimum	-1,953	(15,215)
			âge	8,503	(5,837)
Destination inactivité					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*9	1,077	(2,862)	barème de l'aide	0,128	(0,671)
*beta*10	0,970	(2,865)	taux de remplacement	-3,679	(2,848)
*beta*11	0,582	(2,863)	taux de chômage	-0,873	(0,654)
			salaire minimum	-1,353	(3,522)
			âge	5,140*	(1,448)

TABLEAU 4.2 – *Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine emploi. Les chiffres entre parenthèses représentent l'écart-type. Les astérisques signifient que le paramètre est significatif à un niveau de 5 % (*) ou de 10 % (**).*

Destination aide de dernier recours					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*12	-10,440	(3,144)	barème de l'aide	5,852*	(0,658)
*beta*13	-11,970	(3,147)	taux de remplacement	2,295	(2,875)
*beta*14	-12,876	(3,149)	taux de chômage	0,925	(0,743)
			salaire minimum	4,944	(3,890)
			âge	11,276*	(1,555)
Destination assurance-emploi					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*15	-5,425	(2,018)	barème de l'aide	-2,004*	(0,692)
*beta*16	-4,210	(2,017)	taux de remplacement	4,708*	(2,114)
*beta*17	-4,892	(2,018)	taux de chômage	-1,245*	(0,480)
			salaire minimum	3,890**	(2,333)
			âge	10,778*	(0,918)
Destination inactivité					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*18	-5,787	(1,787)	barème de l'aide	-1,410*	(0,593)
*beta*19	-7,311	(1,787)	taux de remplacement	12,226*	(2,022)
			taux de chômage	-2,325*	(0,388)
			salaire minimum	7,123*	(1,784)
			âge	-10,847*	(0,671)

TABLEAU 4.3 – *Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine programme PAIE. Les chiffres entre parenthèses représentent l'écart-type. Les astérisques signifient que le paramètre est significatif à un niveau de 5 % (*) ou de 10 % (**).*

Destination emploi					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*20	8,831	(7,753)	barème de l'aide	0,173	(1,903)
*beta*21	6,856	(7,762)	taux de remplacement	-9,732	(7,278)
*beta*22	6,046	(7,858)	taux de chômage	2,777	(2,231)
			salaire minimum	1,881	(9,632)
			âge	-7,535*	(3,356)

TABLEAU 4.4 – *Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine assurance-emploi. Les chiffres entre parenthèses représentent l'écart-type. Les astérisques signifient que le paramètre est significatif à un niveau de 5 % (*) ou de 10 % (**).*

Destination aide de dernier recours					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*23	-9,472	(6,310)	barème de l'aide	10,229*	(1,522)
*beta*24	-6,637	(6,304)	taux de remplacement	5,980	(6,211)
*beta*25	-7,403	(6,324)	taux de chômage	2,903*	(1,375)
			salaire minimum	-7,204	(7,812)
			âge	-3,367	(3,000)
Destination emploi					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*26	5,183	(3,757)	barème de l'aide	-7,004*	(1,415)
*beta*27	7,143	(3,758)	taux de remplacement	-6,708**	(3,784)
*beta*28	6,830	(3,767)	taux de chômage	-0,245	(0,853)
			salaire minimum	8,900**	(4,380)
			âge	2,778	(1,791)
Destination inactivité					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*29	-6,805	(4,010)	barème de l'aide	-0,185	(1,470)
*beta*30	-4,030	(4,010)	taux de remplacement	8,378*	(4,104)
*beta*31	-5,019	(4,030)	taux de chômage	-0,232	(0,895)
			salaire minimum	3,101	(4,600)
			âge	-0,354	(1,804)

TABLEAU 4.5 – *Estimation du modèle sans hétérogénéité non observée. Origine inactivité. Les chiffres entre parenthèses représentent l'écart-type. Les astérisques signifient que le paramètre est significatif à un niveau de 5 % (*) ou de 10 % (**).*

Destination aide de dernier recours					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*32	0,440	(1,982)	barème de l'aide	9,003*	(0,494)
*beta*33	-0,970	(1,984)	taux de remplacement	0,787	(1,896)
			taux de chômage	-1,600*	(0,421)
			salaire minimum	-22,030*	(2,250)
			âge	14,477*	(0,706)
Destination emploi					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*34	14,447	(1,945)	barème de l'aide	-4,087*	(0,702)
*beta*35	13,929	(1,946)	taux de remplacement	-0,761	(2,231)
*beta*36	13,836	(1,947)	taux de chômage	-6,282*	(0,363)
			salaire minimum	-25,744*	(1,894)
			âge	8,050*	(0,588)
Destination assurance-emploi					
Paramètre	*Valeur*		*Paramètre*	*Valeur*	
*beta*37	2,028	(5,311)	barème de l'aide	-4,438*	(2,190)
*beta*38	0,925	(5,313)	taux de remplacement	9,137**	(5,428)
*beta*39	0,074	(5,318)	taux de chômage	-5,090*	(1,139)
			salaire minimum	-21,739*	(5,479)
			âge	23,646*	(2,187)

Conclusion

Dans ce mémoire, nous avons développé un modèle de durée multi-états, multi-épisodes dans le but d'étudier les transitions des bénéficiaires de l'aide de dernier recours au Québec. Les individus de notre banque de données transitent entre cinq états : l'aide de dernier recours, l'emploi, le programme PAIE, l'assurance-emploi et l'inactivité (état complémentaire aux quatre premiers). La banque de données que nous utilisons provient de la fusion de quatre banques de données administratives des gouvernements fédéral (Relevés d'emploi et Profil vectoriel de Développement des ressources humaines du Canada) et du Québec (fichiers administratifs de l'aide de dernier recours et du programme PAIE). Seule la version sans hétérogénéité non observée de notre modèle a été estimée. Nous avons également imposé une restriction à l'influence des variables explicatives sur les hasards de base pour éviter de découper les hasards intégrés. Les résultats économétriques que nous obtenons sont en général en accord avec l'intuition économique. La plupart des variables explicatives utilisées ont un impact significatif, du moins pour certaines transitions, et leur signe est celui attendu.

De nombreuses avenues de recherche sont possibles. Le traitement de l'hétérogénéité non observée se doit d'être fait de façon à ne pas biaiser la forme des hasards de base. On peut relâcher les contraintes sur l'influence des variables explicatives sur les hasards de base afin de mieux représenter la réalité. On doit tenir compte des variables qui varient dans le temps. Une extension de notre banque de données pourrait nous permettre également de

tenir compte de deux nouveaux états relatifs à des programmes de formation ou d'employabilité dans notre modèle. Présentement, ces deux états (programmes d'employabilité autre que PAIE à l'aide de dernier recours et programmes de formation à l'assurance-emploi) sont englobés dans l'état aide de dernier recours et l'état assurance-emploi. Une modification supplémentaire consisterait à relâcher l'hypothèse d'indépendance des épisodes d'un individu. On peut penser que les épisodes passés de l'individu peuvent avoir une influence sur son épisode courant. Une fois que les épisodes ne sont plus indépendants, on peut regarder l'impact de PAIE sur la durée des périodes d'emploi suivantes. Mais il faut être conscient que toute complication du modèle rallonge les temps de calcul (déjà très longs) lors de l'estimation économétrique.

Une fois l'analyse économétrique effectuée, il restera des simulations à effectuer pour mesurer l'impact des différentes politiques des gouvernements. C'est de cette façon qu'on peut donner l'impact réel des différentes variables explicatives.

Bibliographie

[1] Katharine G. ABRAHAM et Henry S. FARBER. « Job Duration, Seniority, and Earnings ». *American Economic Review*, 77(3) :278–297, juin 1987.

[2] Michael BAKER et Angelo MELINO. « Duration Dependence and Nonparametric Heterogeneity : A Monte Carlo Study ». Working paper, septembre 1997.

[3] Peter BEARSE, José CANALS, et Paul RILSTONE. « Semiparametric Maximum Likelihood Estimation of Duration Models with Unobserved Heterogeneity ». working paper, York University, novembre 1997.

[4] Rebecca M. BLANK. « Analyzing the Length of Welfare Spells ». *Journal of Public Economics*, 39 :245–273, 1989.

[5] Liliane BONNAL, Denis FOUGÈRE, et Anne SÉRANDON. « L'impact des dispositifs d'emploi sur le devenir des jeunes chômeurs : une évaluation économétrique sur données longitudinales ». *Économie et Prévision*, 115(4) :1–28, 1994.

[6] L. N. CHRISTOFIDES et C. J. MCKENNA. « Employment Flows and Job Tenure in Canada ». *Canadian Public Policy*, 19(2) :145–161, 1993.

[7] D. R. COX. « Regression Models and Life-Tables ». *Journal of the Royal Statistical Society B*, 34 :187–220, 1972.

[8] Jean-Yves DUCLOS, Bernard FORTIN, Guy LACROIX, et Hélène ROBERGE. « *La dynamique de la participation à l'aide sociale au Québec : 1979-1993* ». Département d'économique, Université Laval, mars 1996.

[9] Bernard FORTIN et Guy LACROIX. « Welfare Benefits, Minimum Wage Rate and the Duration of Welfare Spells : Evidence from a Natural Experiment in Canada ». cahier de recherche 9708, Département d'économique, Université Laval, avril 1997.

[10] Denis FOUGÈRE et Thierry KAMIONKA. Individual Labour Market transitions. Dans László MÁTYÁS et Patrick SEVESTRE, éditeurs, *The Econometrics of Panel data—: Handbook of Theory and Applications*, volume 28 de *Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*, Chapitre 20, pages 470–508. Kluwer Academic Publishers, 1992.

[11] R. Mark GRITZ. « The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment ». *Journal of Econometrics*, 57 :21–51, 1993.

[12] John C. HAM et Robert J LALONDE. « The Effect of Sample Selection and Initial Conditions in Duration Models : Evidence from Experimental Data on Training ». *Econometrica*, 64(1) :175–205, janvier 1996.

[13] John C. HAM et Samuel A. REA. « Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada ». *Journal of Labor Economics*, 5(3) :325–353, 1987.

[14] J. HECKMAN et B. SINGER. « A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data ». *Econometrica*, 52(2) :271–320, mars 1984.

[15] James J. HECKMAN et Georges J. BORJAS. « Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answes from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence ». *Economica*, 47 :247–283, 1980.

[16] James J. HECKMAN et Burton SINGER. « Econometric Duration Analysis ». *Journal of Econometrics*, 24 :63–132, 1984.

[17] Nicholas M. KIEFER. « Economic Duration Data and Hazard Functions ». *Journal of Economic Literature*, 26 :646–679, juin 1988.

[18] Tony LANCASTER. « Econometric Methods for the Duration of Unemployment ». *Econometrica*, 47(4) :939–956, juillet 1979.

[19] Tony LANCASTER. *The Econometric Analysis of Transition Data.* Numéro 17 dans Econometric Society monographs. Cambridge University Press, 1990.

[20] Lee A. LILLARD. « Simultaneous Equations For Hazards : Marriage Durations and the Fertility Timing ». *Journal of Econometrics*, 56 :189–217, 1993.

[21] Lee A. LILLARD et Constantijn W.A. PANIS. « Marital Status and Mortality : The Role of Health ». Working paper, mars 1996.

[22] Bruce D. MEYER. « Unemployment Insurance and Unemployment Spells ». *Econometrica*, 58(4) :757–782, juillet 1990.

[23] Constantijn W.A. PANIS et Lee A. LILLARD. « Health Inputs and Child Mortality : Malaysia ». *Journal of Health Economics*, 13 :455–489, 1994.

[24] Geert RIDDER. « The Non-Parametric Identification of Generalized Accelerated Failure-Time Models ». *Review of Economic Studies*, 57 :167–182, 1990.

Annexe A

Figures

FIGURE A.1 – *Barème mensuel en dollars de 1986 d'aide de dernier recours pour un individu de moins de 30 ans, célibataire et sans enfant à charge pour les années 1984-1994.*

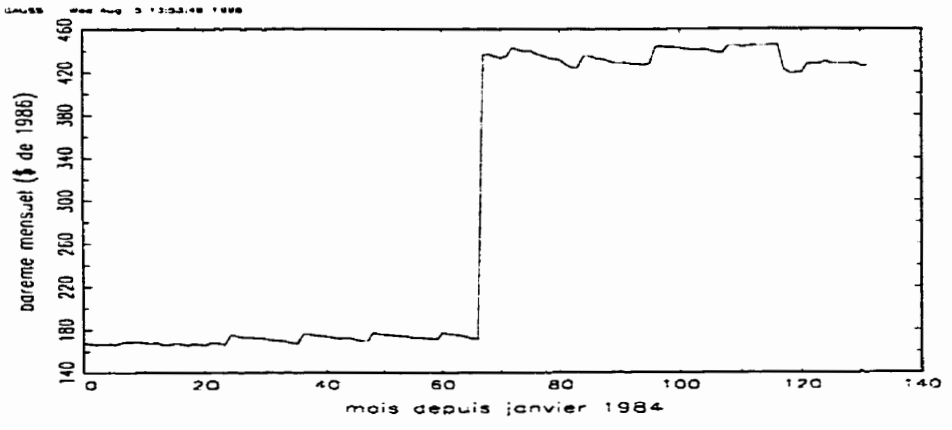


FIGURE A.2 – *Taux de remplacement du salaire assurable par l'assurance-emploi pour les années 1984-1994.*

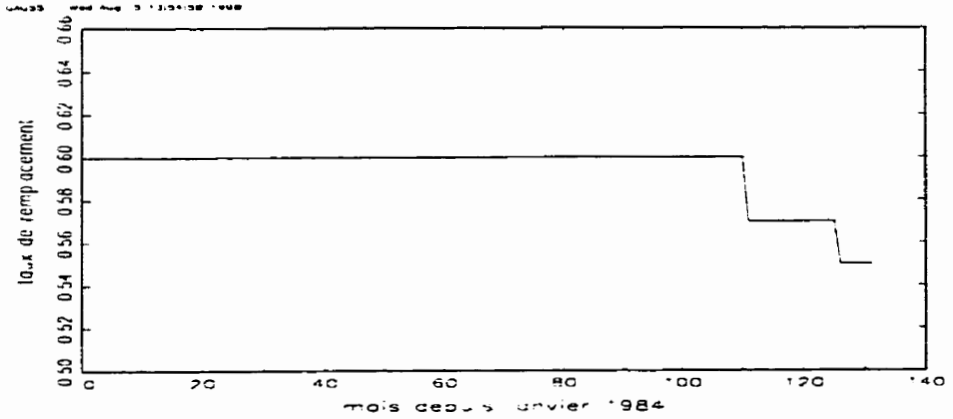


FIGURE A.3 – *Taux de chômage non désaisonnalisé des hommes québécois de 20 à 24 ans pour les années 1984-1994.*

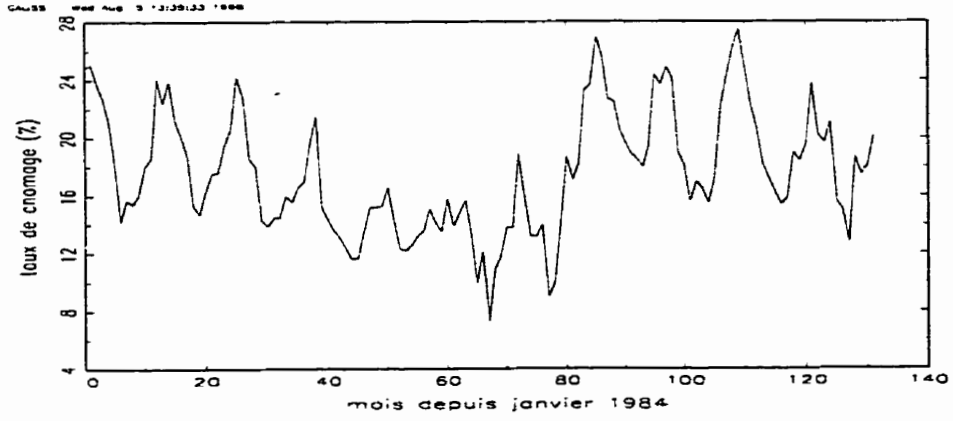


FIGURE A.4 – *Salaire minimum en dollars de 1986 au Québec pour les années 1984-1994.*

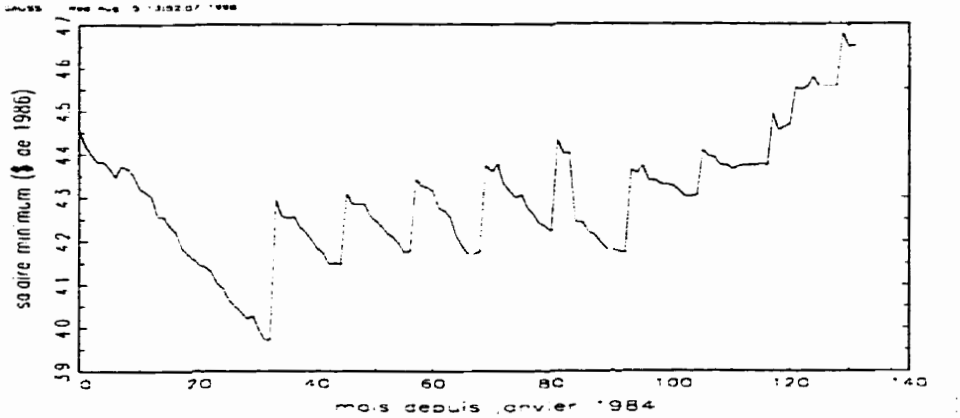


FIGURE A.5 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'aide de dernier recours vers l'emploi.*

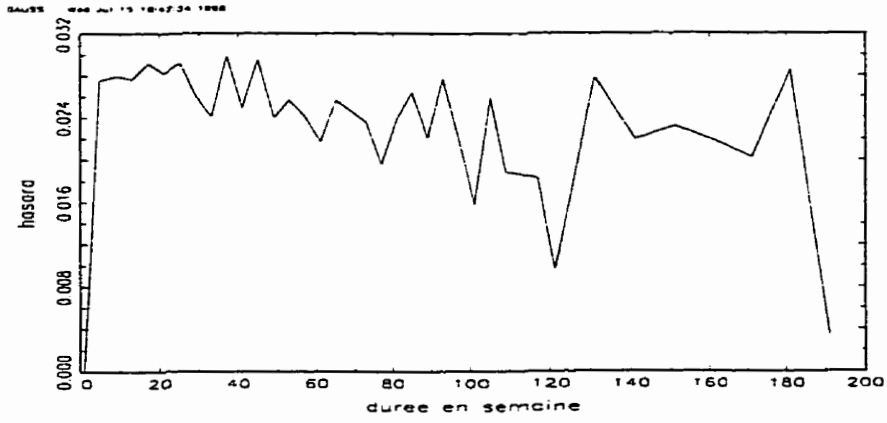


FIGURE A.6 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'aide de dernier recours vers PAIE.*

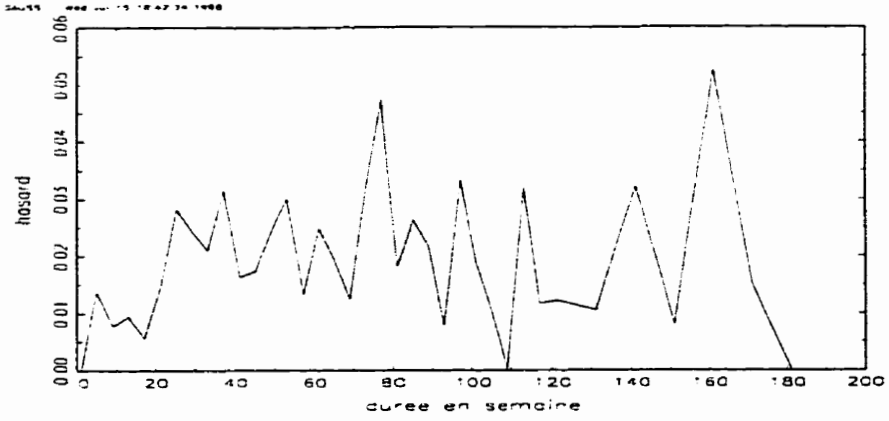


FIGURE A.7 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'aide de dernier recours vers l'assurance-emploi.*

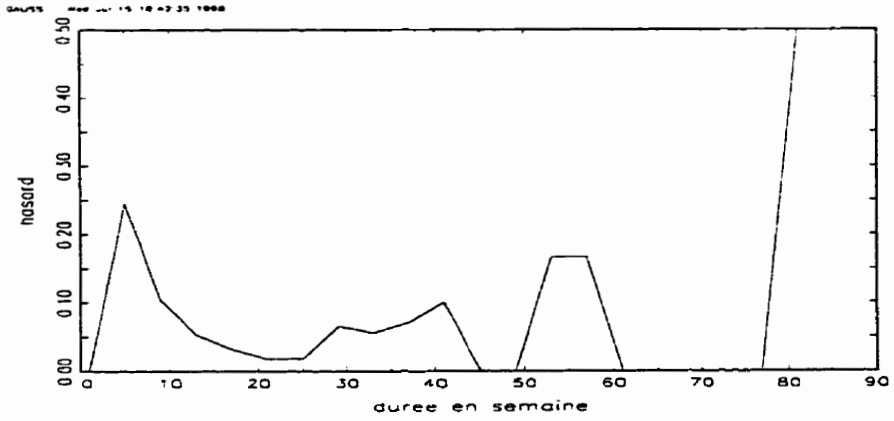


FIGURE A.8 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'aide de dernier recours vers l'inactivité.*

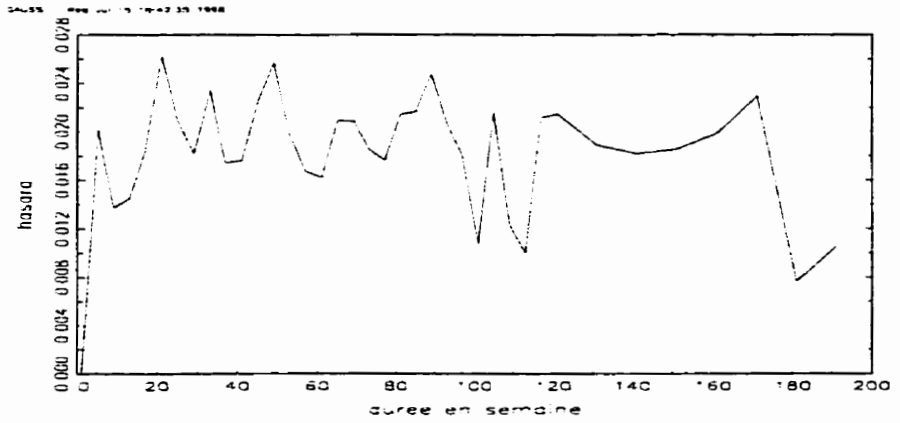


FIGURE A.9 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'emploi vers l'aide de dernier recours.*

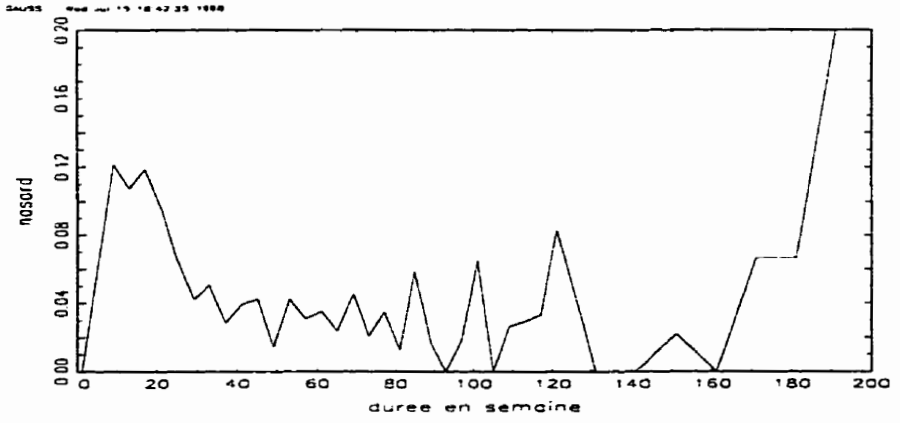


FIGURE A.10 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'emploi vers l'assurance-emploi.*

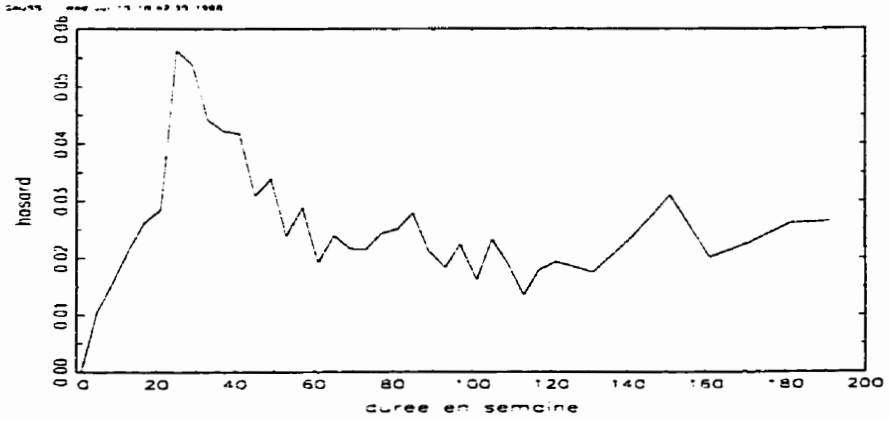


FIGURE A.11 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'emploi vers l'inactivité.*

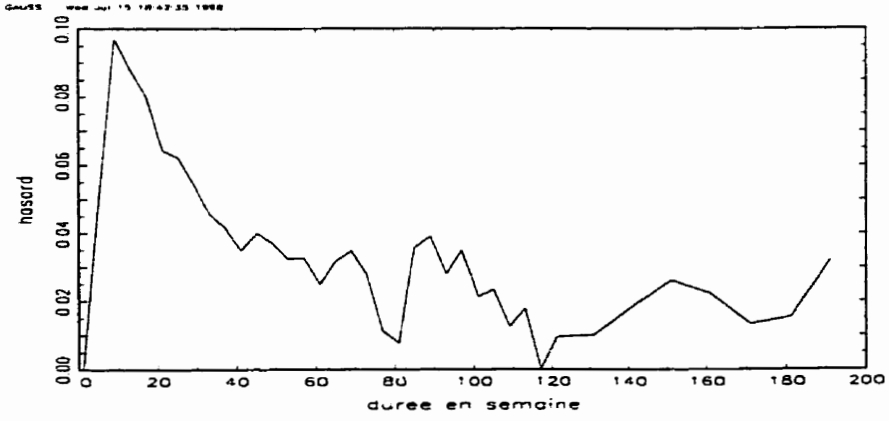


FIGURE A.12 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de PAIE vers l'emploi.*

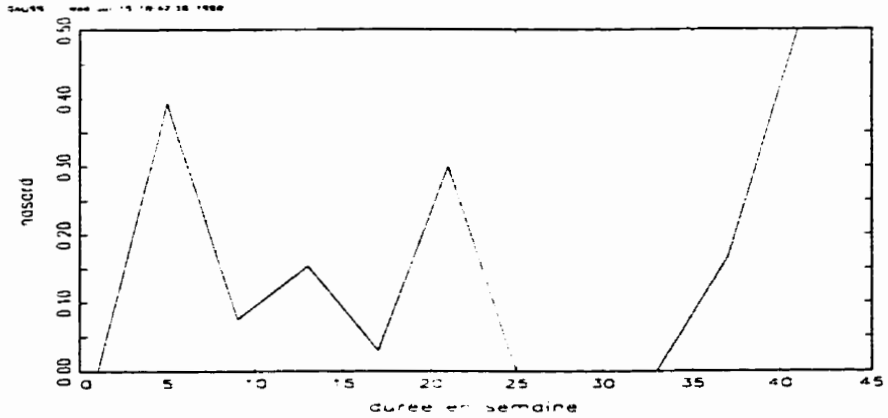


FIGURE A.13 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'assurance-emploi vers l'aide de dernier recours.*

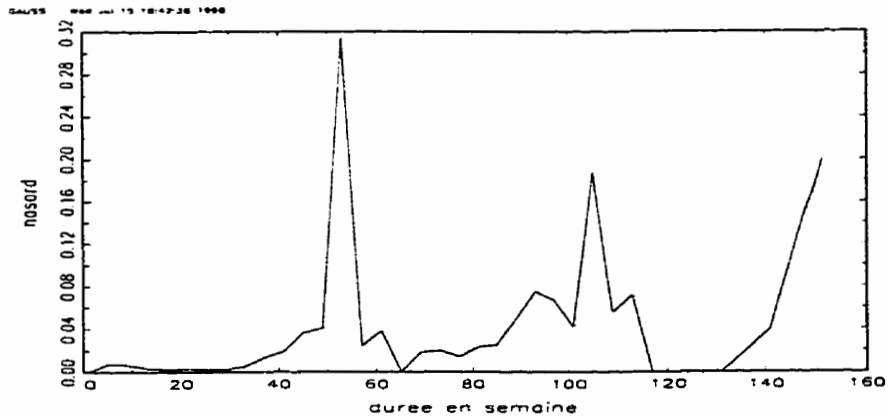


FIGURE A.14 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'assurance-emploi vers l'emploi.*

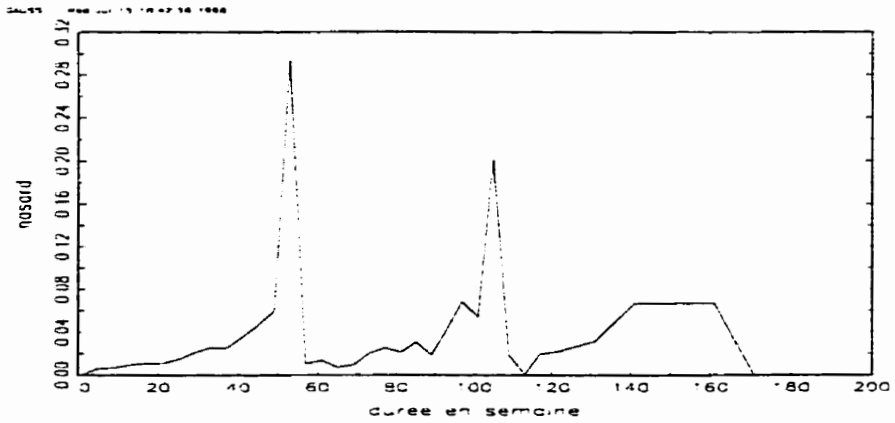


FIGURE A.15 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'assurance-emploi vers l'inactivité.*

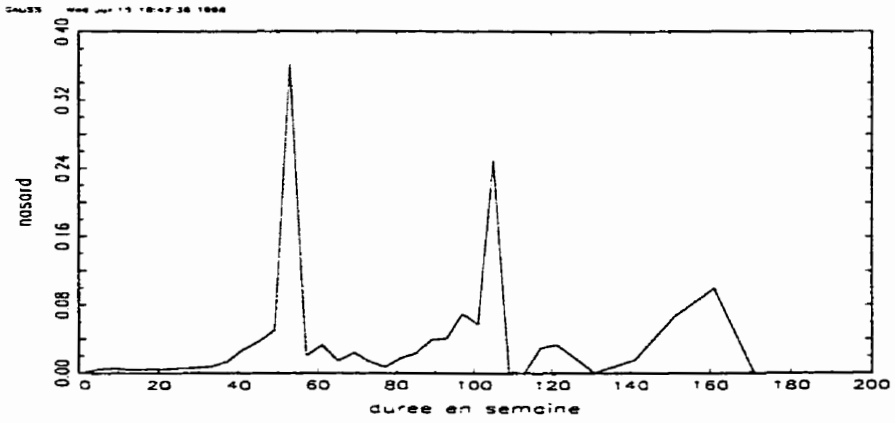


FIGURE A.16 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'inactivité vers l'aide de dernier recours.*

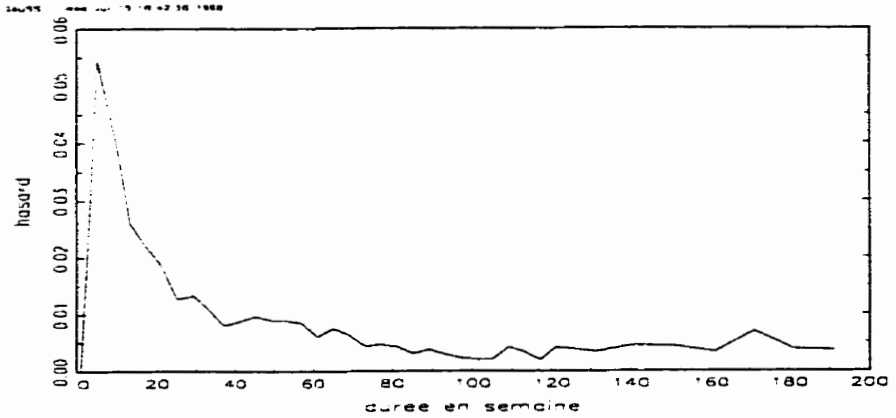


FIGURE A.17 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'inactivité vers l'emploi.*

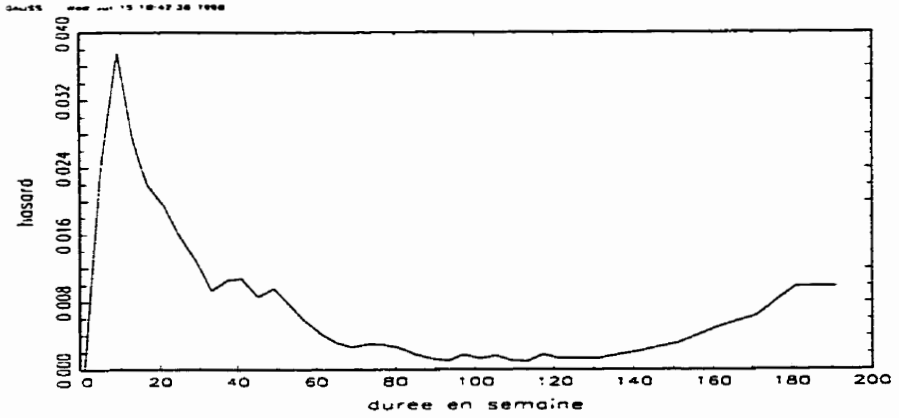


FIGURE A.18 – *Estimation non paramétrique du hasard pour les transitions de l'inactivité vers l'assurance-emploi.*

