

LUCIE GILBERT

**ANALYSE DYNAMIQUE DES TRANSITIONS DES
JEUNES SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL**

Mémoire
présenté
à la Faculté des études supérieures
de l'Université Laval
pour l'obtention
du grade de maître ès arts (M.A.)

Département d'économique
FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES
UNIVERSITÉ LAVAL

Novembre 1999



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.

0-612-44730-8

Canada

Résumé

L'objet de ce mémoire est d'étudier la dynamique des transitions de jeunes hommes peu scolarisés sur le marché du travail, à l'aide d'un modèle de transition multi-états multi-épisodes. Les données mises à notre disposition couvrent une période de onze ans et proviennent de fichiers administratifs du Ministère de la Solidarité Sociale ainsi que du Ministère du Développement des Ressources Humaines Canada. Ces données nous permettent de retracer les transitions d'individus entre sept états, soit : l'aide de dernier recours, les programmes de formation à l'aide de dernier recours, PAIE, l'assurance-emploi, les programmes de formation à l'assurance-emploi, l'emploi et l'inactivité.

Nous avons en général obtenu des résultats en accord avec la théorie économique, et nous nous sommes servis de ces résultats pour effectuer une analyse succincte de l'impact des programmes de formation sur les trajectoires individuelles.

Avant-Propos

Je tiens tout d'abord à remercier mes directeurs de recherche, Guy Lacroix et Bernard Fortin. Grâce à eux, j'ai complété mes études de maîtrise en effectuant un travail de recherche sur un sujet d'un grand intérêt pour moi, et j'ai profité de nombreux et judicieux conseils qui m'ont permis d'élargir mes connaissances et de satisfaire ma curiosité. Leur soutien financier fut aussi très apprécié. Je remercie également Lucie Samson et Gérald Leblanc, sans qui je n'aurais probablement jamais envisagé d'orienter mes études en économie.

De même, je souhaite remercier Développement des Ressources Humaines Canada, le CIRANO et le Fonds FCAR pour le financement de cette recherche.

Merci à tous ceux qui, au cours de mes études, m'ont aidé d'une façon ou d'une autre, que ce soit en réglant mes problèmes informatiques (jber, jbil, et bien sûr Fred), en m'encourageant et en étant tout simplement là (Pascale, Catherine, Vicky, Marie-Ève, Rémi, Danielle, les souris, et Fred encore une fois). Merci mille fois.

Je dédie ce mémoire à ma mère, Nicole, dont la force et la confiance sont une source constante d'inspiration.

Table des matières

Résumé	i
Avant-Propos	ii
Introduction	1
1 Problématique	4
2 Méthodologie	9
2.1 Modèles de durée	9
2.2 Hasard proportionnel	11
2.3 Contribution d'un individu	13
2.4 Modèle avec multi-états, multi-épisodes	14
2.5 Hétérogénéité non observée	16
3 Analyse empirique	21
3.1 Présentation des données	21
3.2 Analyse non paramétrique	29
3.2.1 Hasard empirique	29
3.2.2 Durées espérées et programmes de formation	30
3.3 Analyse des résultats	33
3.3.1 Résultats sans hétérogénéité non observée	35
3.3.2 Résultats avec variables indicatrices	40

3.3.3 Durées espérées	43
3.3.4 Probabilités de transition	45
Conclusion	48
Bibliographie	51
A Description des programmes de formation	54
A.1 Aide de dernier recours	54
A.2 Assurance-emploi	56
B Graphiques des variables explicatives	59
C Graphiques des hasards empiriques	61
D Choix de la forme des hasards de base	70
E Résultats sans hétérogénéité non observée	73
F Résultats avec variables indicatrices	83

Liste des tableaux

3.1	Durée moyenne (en semaines) des quatre premiers épisodes.	25
3.2	Nombre d'individus selon le nombre d'épisodes.	25
3.3	Fréquences des transitions entre les différents états.	26
3.4	Durées espérées (en semaines) pour les participants et les non-participants (programmes de formation à l'aide de dernier recours et PAIE).	32
3.5	Durées espérées (en semaines) pour les participants et les non-participants (programmes de formation à l'assurance-emploi).	33
3.6	Durées espérées pour chacun des sept états (moyenne sur l'échantillon vs allocation aléatoire des épisodes en formation).	44
3.7	Probabilités de transition (variables indicatrices à zéro) en pourcentage.	46
3.8	Probabilités de transition (abolition des programmes de formation) en pourcentage.	48
D.1	Choix de la forme des hasards de base; origine : aide de dernier recours.	71
D.2	Choix de la forme des hasards de base; origine : programmes de for- mation à l'aide de dernier recours.	71
D.3	Choix de la forme des hasards de base; origine : PAIE.	71
D.4	Choix de la forme des hasards de base; origine : assurance-emploi. . .	71
D.5	Choix de la forme des hasards de base; origine : programmes de for- mation à l'assurance-emploi.	72
D.6	Choix de la forme des hasards de base; origine : emploi.	72
D.7	Choix de la forme des hasards de base; origine : inactivité.	72

E.1	Modèle sans hétérogénéité non observée ; origine : aide de dernier recours.	74
E.2	Modèle sans hétérogénéité non observée ; origine : programmes de formation à l'aide de dernier recours.	76
E.3	Modèle sans hétérogénéité non observée ; origine : PAIE.	77
E.4	Modèle sans hétérogénéité non observée ; origine : assurance-emploi. .	78
E.5	Modèle sans hétérogénéité non observée ; origine : programmes de formation à l'assurance-emploi.	79
E.6	Modèle sans hétérogénéité non observée ; origine : emploi.	80
E.7	Modèle sans hétérogénéité non observée ; origine : inactivité.	82
F.1	Modèle avec variables indicatrices ; origine : aide de dernier recours. .	84
F.2	Modèle avec variables indicatrices ; origine : programmes de formation à l'aide de dernier recours.	86
F.3	Modèle avec variables indicatrices ; origine : PAIE.	87
F.4	Modèle avec variables indicatrices ; origine : assurance-emploi.	87
F.5	Modèle avec variables indicatrices ; origine : emploi.	89
F.6	Modèle avec variables indicatrices ; origine : inactivité.	91

Liste des figures

B.1 Salaire minimum (\$ 1986).	59
B.2 Taux de chômage (en pourcentage).	59
B.3 Barème à l'aide de dernier recours (personnes seules, moins de 30 ans, \$ 1986).	60
B.4 Taux des prestations.	60
C.1 Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers les pro- grammes de formation à l'aide de dernier recours.	61
C.2 Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers PAIE.	61
C.3 Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers l'assurance- emploi.	62
C.4 Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers l'emploi.	62
C.5 Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers l'inactivité.	62
C.6 Hasard empirique : transition des programmes de formation à l'aide de dernier recours vers l'aide de dernier recours.	63
C.7 Hasard empirique : transition des programmes de formation à l'aide de dernier recours vers l'emploi.	63
C.8 Hasard empirique : transition des programmes de formation à l'aide de dernier recours vers l'inactivité.	63
C.9 Hasard empirique : transition de PAIE vers l'emploi.	64
C.10 Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers l'aide de dernier recours.	64

C.11 Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers l'assurance-emploi.	64
C.12 Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers les programmes de formation à l'assurance-emploi.	65
C.13 Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers l'emploi. . .	65
C.14 Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers l'inactivité. .	65
C.15 Hasard empirique : transition des programmes de formation à l'assurance-emploi vers l'assurance-emploi.	66
C.16 Hasard empirique : transition de l'emploi vers l'aide de dernier recours.	66
C.17 Hasard empirique : transition de l'emploi vers les programmes de formation à l'aide de dernier recours.	66
C.18 Hasard empirique : transition de l'emploi vers l'assurance-emploi. . .	67
C.19 Hasard empirique : transition de l'emploi vers l'emploi.	67
C.20 Hasard empirique : transition de l'emploi vers l'inactivité.	67
C.21 Hasard empirique : transition de l'inactivité vers l'aide de dernier recours.	68
C.22 Hasard empirique : transition de l'inactivité vers les programmes de formation à l'aide de dernier recours.	68
C.23 Hasard empirique : transition de l'inactivité vers l'assurance-emploi. .	68
C.24 Hasard empirique : transition de l'inactivité vers l'emploi.	69

Introduction

Au cours des dix dernières années, plusieurs programmes gouvernementaux touchant les personnes économiquement désavantagées, telles les chômeurs et les individus vivant sous le seuil de la pauvreté, ont été soumis à des réformes majeures. Ainsi, en 1989, on a connu au Québec une révision en profondeur des programmes d'aide sociale. Puis, en 1990, 1993 et 1994, au niveau fédéral, ce fut au tour des programmes d'assurance-emploi d'être réformés. Une des principales raisons ayant motivé ces réformes fut la hausse importante du coût de ces programmes. Ainsi, au Québec, dans le cas de l'aide de dernier recours, on a assisté à une hausse des coûts de l'ordre de 60 % entre 1980 et 1993. Les coûts de ce programme sont ainsi passés de 1,860 milliards de dollars à 3,146 milliards de dollars (dollars de 1991). Du côté de l'assurance-emploi, l'accroissement constant du déficit fédéral a amené le gouvernement canadien à limiter ses dépenses, exerçant ainsi une pression à la baisse sur les sommes consacrées au Régime d'assurance-emploi.

Ces réformes ont également contribué à l'instauration et au développement de programmes de préparation et d'intégration à l'emploi. Ces programmes ont pour but, d'une part, de développer l'employabilité de leur clientèle afin de la préparer à un retour au marché du travail et, d'autre part, de faciliter ce retour au travail en offrant des programmes de subvention à l'emploi. Ces programmes de formation répondent aux inquiétudes soulevées par les récentes évolutions du marché du travail. Ainsi, la globalisation des marchés, l'augmentation de la compétitivité des autres pays industrialisés et les changements technologiques font qu'aujourd'hui les connaissances

et les habiletés de la main-d'oeuvre sont des ressources primordiales. De même, l'adaptabilité de la main-d'oeuvre qui est maintenant requise suite aux bouleversements devenus monnaie courante sur le marché du travail ne fait qu'augmenter le niveau des aptitudes que les travailleurs doivent posséder.

Outre les effets directs sur le bien-être des bénéficiaires de ces divers programmes gouvernementaux, certains soupçonnent les réformes d'avoir affecté la dynamique des transitions entre ces programmes. Ainsi, on a accusé le gouvernement fédéral d'avoir détourné une partie de la clientèle du programme d'assurance-emploi vers l'aide de dernier recours, lorsqu'il a procédé aux réformes qui ont mené à la réduction de la générosité de l'assurance-emploi, renvoyant ainsi la facture aux gouvernements provinciaux. Cet échange est cependant loin d'être unilatéral. On n'a qu'à penser au programme provincial de formation PAIE (Programme d'Aide à l'Intégration en Emploi), créé en 1989, auquel les bénéficiaires à l'aide sociale au Québec peuvent participer. Ce programme subventionne des employeurs pour une période maximale de six mois pendant laquelle ils engagent des bénéficiaires. Durant cette période, les bénéficiaires participant à PAIE ne sont plus considérés comme prestataires de l'aide de dernier recours, mais ils peuvent devenir admissibles aux prestations d'assurance-emploi et donc cesser leur séjour à l'aide sociale.

Ces quelques exemples illustrent bien la pertinence d'étudier la dynamique des transitions entre les divers programmes de soutien du revenu. D'une façon plus générale, nous étudierons, dans ce mémoire, les transitions entre sept états, soit : l'aide sociale, l'assurance-emploi, les programmes de formation (ceux-ci sont divisés en deux états distincts, soit ceux reliés à l'aide sociale et ceux reliés à l'assurance-emploi), le programme PAIE, l'emploi et l'inactivité. Il est à noter que ce dernier état est un complément des six autres états, c'est-à-dire que si un individu n'est dans aucun des six états mentionnés, on le considère inactif.

Une connaissance plus approfondie des variables influençant les transitions entre les divers états considérés et de leurs impacts permettra éventuellement une meilleure

compréhension des mécanismes affectant la dynamique des transitions, ainsi qu'une meilleure évaluation des réformes pertinentes à apporter. Ainsi, on pourra peut-être mieux cibler les futures réformes des programmes procurant un soutien du revenu, afin que celles-ci aient un impact plus significatif sur la clientèle de ces programmes, améliorant le bien-être de ces individus, au lieu de les encourager à demeurer dans un réseau où plusieurs ne font que se promener entre les divers programmes, au gré des réformes. On pourra donc vérifier si certains de ces programmes constituent réellement des investissements en capital humain ou si, comme certains le suggèrent, ils ne sont que des subsides déguisés.

Le présent mémoire s'articulera comme suit : dans le chapitre 1, nous aborderons la problématique faisant l'objet de ce mémoire et un survol de littérature pertinent sera présenté. Au chapitre 2, la méthodologie utilisée sera introduite et nous y présenterons le modèle économétrique utilisé pour faire cette étude. Le chapitre 3 fera l'objet de l'analyse empirique avec la description des données, une analyse non paramétrique de celles-ci et l'analyse des résultats d'estimation. Finalement, la conclusion clora ce mémoire.

Chapitre 1

Problématique

Comme le mentionnaient Fortin, Lacroix et Simard[7], l'étude dynamique des transitions entre divers états doit être faite sur une période de temps assez longue, pour que les variables reliées à chaque état changent suffisamment et que l'on puisse estimer correctement l'effet de chacune de ces variables. Dans notre étude, la variabilité des données est non seulement assurée par la durée sur laquelle porte notre fenêtre d'analyse, soit de 1984 à 1994, mais aussi par des changements importants des conditions macro-économiques durant cette période et par des réformes majeures des programmes sociaux. Ainsi, entre 1990 et 1993, l'économie canadienne a connu sa pire récession depuis les années 30. En fait, de tous les pays industrialisés, c'est le Canada qui a été le plus gravement touché durant cette décennie (Fortin et Séguin[8]). Au Québec, par exemple, le taux d'emploi a chuté de 8 % durant cette période, alors qu'aux États-Unis, ce taux n'a diminué que de 3 %. Aussi, alors que chez nos voisins du Sud la reprise économique s'est amorcée dès 1992, ici, ce n'est qu'à partir de 1994 qu'on a commencé à en sentir les effets.

En ce qui concerne les changements apportés aux différents programmes sociaux, au Québec, en 1989, la réforme de l'aide de dernier recours a aboli la discrimination basée sur l'âge qui visait les célibataires et les couples sans enfant de moins de 30 ans, suite à un jugement de la Cour Suprême. Avant cette réforme, ceux-ci avaient droit

à environ 40 % des prestations des individus de plus de 30 ans. Avec les changements apportés en 1989, les prestations des moins de 30 ans sont passées de 173 \$ (dollars de 1986) à 425 \$, soit une augmentation de 145 %. Avec cette réforme, on a également voulu insister sur le rôle que l'aide de dernier recours avait à jouer dans l'intégration ou la réintégration au marché du travail des prestataires aptes à travailler. C'est pourquoi de nouveaux programmes de développement de l'employabilité ont été instaurés. Ces programmes ont pour but de renforcer les liens des prestataires avec le marché du travail, afin qu'ils puissent éventuellement devenir indépendants financièrement de l'aide de dernier recours, évitant que la trappe de pauvreté ne se referme sur eux.

Les amendements successifs apportés à la Loi fédérale de l'assurance-chômage ont, quant à eux, modifié les critères d'admissibilité et de durée de ce programme, ainsi que le taux des prestations (aussi appelé taux de remplacement). Ce taux était défini, pour la période qui nous intéresse, par le pourcentage de la moyenne des gains hebdomadaires assurables. Ces réformes avaient pour but de diminuer les coûts engendrés par le programme d'assurance-emploi et d'insister sur l'aide à l'adaptation de la main-d'oeuvre au marché du travail. Ainsi, en 1990, avec le projet de loi C-21, on a rendu plus exigeantes les normes d'admissibilité, la durée des périodes d'admissibilité a été réduite et on a pénalisé plus sévèrement les travailleurs congédiés pour inconduite et ceux quittant leur emploi sans motif valable. En 1993, ces travailleurs sont devenus inadmissibles aux prestations d'assurance-emploi, suite au projet de loi C-113. Aussi, suite à cette loi, le taux des prestations est passé de 60 % (taux en vigueur depuis l'adoption de la loi C-14 en 1978) à 57 %. Finalement, en 1994, le projet de loi C-17 a introduit deux taux de prestations différents, soit un taux de 57 % pour la majorité des prestataires, et un taux de 60 % pour les prestataires ayant des personnes à charge et dont la rémunération assurable est faible. Ce projet de loi a également réduit la durée des périodes d'admissibilité et a fait passer de 10 à 12 semaines la norme d'admissibilité dans les régions ayant les taux de chômage les plus élevés. Ces réformes ont également amené une restructuration des programmes de développement de l'employ-

abilité, née d'un désir de passer d'un remplacement passif du revenu à des politiques actives favorisant l'adaptation à un marché du travail en constant changement.

La population sur laquelle porte notre étude est constituée d'individus ayant eu au moins un épisode à l'aide de dernier recours entre janvier 1984 et décembre 1994 . Plus précisément, nous restreignons notre analyse aux individus faiblement scolarisés, âgés de moins de 27 ans, au cours de la période considérée. Nous pourrions ainsi juger des effets incitatifs qu'a pu avoir la réforme de l'aide dernier recours en 1989 sur cette population. Comme plus de la moitié des jeunes québécois qui entreprennent leur vie adulte à l'aide sociale y sont encore dix ans plus tard (Fortin et Séguin [8]), il s'avère crucial de mieux comprendre les facteurs influençant cette dépendance, afin d'y remédier le plus efficacement possible. Aussi, comme une faible scolarisation va souvent de pair avec un taux de chômage élevé, des revenus faibles et des périodes plus fréquentes de chômage de longue durée, l'étude de l'impact des programmes d'employabilité sur les trajectoires des jeunes sur le marché du travail pourra nous aider à déterminer si ces programmes sont des outils aptes à rendre ces individus indépendants financièrement de l'État. Ou encore, si, comme on l'a constaté dans plusieurs études, ces mesures n'améliorent que de façon modeste la situation des jeunes et, conséquemment, que les gains obtenus par le biais de ces programmes ne sont pas suffisants pour sortir ceux-ci de leur état de pauvreté chronique (voir à cet effet Friedlander, Greenberg et Robins [9], Lalonde [17] et Gritz [10]) .

Un aspect de l'étude dynamique des transitions entre divers états qui fait souvent l'objet de débats dans la littérature économique est relié au fait d'utiliser des données expérimentales ou non expérimentales. On parle de données expérimentales lorsqu'on peut assigner aléatoirement des individus à une expérience (par exemple, un programme de formation), puis comparer ces individus à d'autres n'ayant participé à aucun de ces programmes. Des données non expérimentales sont des données où l'on observe les individus *a posteriori* (par exemple en choisissant, comme nous le faisons, parmi une population d'individus ayant eu au moins un épisode à l'aide sociale), ce

qui complique souvent la modélisation du comportement des individus.

Pour poursuivre l'exemple de la participation à un programme de formation, lorsqu'on dispose de données non expérimentales, la participation à ce programme peut être endogène. En effet, le fait de participer à un programme peut résulter de choix individuels pouvant influencer les variables que l'on veut observer. Ces choix peuvent entre autres s'expliquer par des caractéristiques non observables de l'individu, telles la motivation, les habiletés individuelles ... On doit alors trouver un moyen de tenir compte de tels facteurs dans la modélisation des transitions, ce qui s'avère assez complexe (Heckman et Singer [14]).

Cependant, on note que lorsque l'analyse est dynamique, c'est-à-dire lorsqu'on observe les mêmes individus plusieurs fois, comme c'est le cas dans notre étude, les comparaisons entre groupes expérimentaux et de contrôle (données expérimentales) sont tout de même sujettes à certains biais¹, ce qui fait qu'on se ramène à des méthodes développées pour des données non expérimentales de toute façon (Ham et Lalonde [12]). Aussi, les modèles dynamiques peuvent pallier de façon plus simple au problème de biais de sélection causé par la participation endogène à des programmes de formation en incluant ces derniers comme un état supplémentaire du modèle (Gritz [10]). De plus, étant donné les coûts liés à une approche expérimentale, les échantillons utilisés sont souvent de petite taille. Par ailleurs, les comparaisons entre groupes expérimentaux et de contrôle, même si elles permettent de mesurer l'impact d'un programme, ne sont d'aucune aide pour identifier quels sont les facteurs expliquant cet impact.

L'étude réalisée ici utilise donc des données non expérimentales, dans le même esprit que l'analyse de Bonnal, Fougère et Sérandon [2], portant sur l'impact des dispositifs d'emploi sur les jeunes chômeurs (France). Cette dernière analyse porte sur l'étude des transitions entre quatre principaux états : le chômage, les programmes

¹Ainsi, à long terme, les individus des groupes expérimentaux et de contrôle faisant l'expérience d'épisodes successifs d'emploi, de chômage, ... ne feront vraisemblablement pas partie de sous-groupes tirés de façon aléatoire des groupes initiaux.

d'employabilité, l'emploi et l'inactivité. L'étude que nous effectuons tient compte, quant à elle, de trois états supplémentaires, soit l'aide sociale, les programmes de formation qui y sont reliés et le programme PAIE (programme d'aide à l'intégration en emploi). Ce dernier programme est considéré séparément des autres programmes de formation car durant la période où les individus participent à PAIE, ils ne sont plus considérés comme bénéficiaires de l'aide sociale et ils peuvent devenir admissibles aux prestations d'assurance-emploi. Aussi, il faut préciser que les données mises à notre disposition nous fournissent des informations concernant les épisodes où les individus reçoivent des prestations d'assurance-emploi, et non pas pour leurs épisodes de chômage. Le fait d'être considéré comme chômeur n'entraîne pas nécessairement l'admissibilité aux prestations d'assurance-emploi, et l'inverse est également vrai.

Pour étudier les transitions des individus entre ces différents états, et en particulier, pour étudier l'impact de la participation à des programmes de formation, nous utiliserons une modélisation appartenant à la classe générale des modèles de transition multi-états multi-épisodes² L'originalité de cette étude consiste en la richesse des données (qui portent sur plus de 3 000 individus, avec des données hebdomadaires réparties sur onze ans), ainsi que sur le nombre d'états considérés. À notre connaissance, aucune analyse de cette ampleur n'a jamais été réalisée.

Dans la littérature, parmi les études utilisant le même type de modèle que nous pour analyser les passages entre divers états, on retrouve, en plus de Bonnal, Fougère et Sérandon[2], Ham et Rea [13], qui ont étudié les transitions entre le chômage et l'emploi (Canada). En outre, Ham et Lalonde [12], ainsi que Gritz [10], ont quant à eux analysé la dynamique des transitions entre le chômage, les programmes de formation et l'emploi (États-Unis). Enfin, Fortin, Lacroix et Simard [7] ont utilisé les modèles de durée pour étudier les épisodes à l'aide sociale (Québec).

²Fortin, Fougère et Lacroix [6] ont utilisé une approche développée pour l'étude de données expérimentales (méthode à effet fixe) pour mesurer l'impact des programmes de formation sur la durée en emploi, au chômage et à l'aide de dernier recours. Leur échantillon comprenait celui étudié dans ce mémoire, et les résultats obtenus furent similaires à ceux trouvés avec l'approche utilisée ici.

Chapitre 2

Méthodologie

2.1 Modèles de durée

On retrouve dans la littérature économique une abondante revue des modèles de durée et des problèmes spécifiquement reliés à ceux-ci (voir par exemple Heckman et Singer [14] et Kiefer [16]). Ces modèles utilisent essentiellement des observations retraçant les trajectoires d'individus entre un nombre fini d'états. La capacité d'inclure des variables économiques changeant dans le temps, de tenir compte d'épisodes incomplets (censurés), ainsi que la possibilité de pouvoir observer comment la probabilité de quitter un certain état change avec la durée de l'épisode, expliquent en grande partie la popularité des modèles de durée.

Pour modéliser le temps T passé dans un état, représentons tout d'abord la probabilité que la durée T (variable aléatoire positive) soit inférieure à un certain t par la distribution cumulative :

$$F(t) = \Pr(T < t). \quad (2.1)$$

La fonction de densité de T correspondante s'obtient ainsi :

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt}. \quad (2.2)$$

$F(t)$ et $f(t)$ sont deux façons équivalentes de spécifier la distribution de T . On peut aussi obtenir la fonction de survie, laquelle s'avère très utile pour étudier la durée dans un état. Elle se définit comme la probabilité que la durée T soit au moins plus grande que t :

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T \geq t). \quad (2.3)$$

On peut maintenant représenter la distribution de T sous une forme encore plus intuitive et pratique pour le type de modélisation que l'on désire faire, soit la fonction de hasard :

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)}. \quad (2.4)$$

Cette fonction donne le taux instantané de sortie d'un état (entre t et $t + dt$, $dt \rightarrow 0$), étant donné que l'épisode dans cet état a duré jusqu'au temps t (par exemple, la probabilité qu'un épisode d'emploi se termine à la sixième semaine, étant donné qu'il a duré cinq semaines). Le hasard définit complètement la distribution de T . Ainsi :

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{dF(t)/dt}{1 - F(t)} = \frac{-d \ln(1 - F(t))}{dt} = \frac{-d \ln S(t)}{dt}.$$

On peut exprimer la fonction de densité en termes de la fonction de hasard :

$$\int_0^t \lambda(u) du = -\ln S(t) = \Lambda(t). \quad (2.5)$$

$$S(t) = \exp[-\Lambda(t)]. \quad (2.6)$$

D'où :

$$f(t) = \lambda(t)S(t). \quad (2.7)$$

On appelle $\Lambda(t)$ le hasard intégré. La fonction de hasard permet également de définir la dépendance temporelle. Ce concept est d'intérêt crucial pour l'évaluation des divers programmes sociaux. Ainsi, on dira qu'il y a dépendance temporelle positive si $\frac{d\lambda(t)}{dt} > 0$. Cela signifie que le taux de sortie instantané d'un épisode augmente avec la durée de l'épisode. De même, il y a dépendance temporelle négative si $\frac{d\lambda(t)}{dt} < 0$. Dans ce cas, le taux de sortie instantané d'un épisode diminue alors que la durée de l'épisode augmente (par exemple, dans le cas de l'aide sociale, s'il y a dépendance temporelle négative, plus un individu est bénéficiaire depuis longtemps, moins il a de chance de quitter cet état).

2.2 Hasard proportionnel

Comme nous le mentionnions plus tôt, il est possible d'inclure des variables explicatives dans un modèle de durée en paramétrisant la fonction de hasard de façon à ce que celle-ci soit également une fonction de ces variables. Une spécification très

courante pour introduire des variables individuelles ou macro-économiques dans un modèle de durée est le hasard proportionnel (Kiefer [16]). En effet, dans ce type de modèle, l'effet des régresseurs est simple à interpréter : ceux-ci multiplient la fonction de hasard par un facteur d'échelle. Cette spécification s'écrit ainsi :

$$\lambda(t, x_i(t), \beta) = \lambda_0(t)\Phi(x_i(t), \beta). \quad (2.8)$$

Ici, $\lambda_0(t)$ représente le hasard de base, commun à tous les individus. Afin d'éviter d'imposer des restrictions sur les β pour garder la fonction de hasard positive (elle l'est par définition), on pose souvent $\Phi(x_i(t), \beta) = \exp(x_i(t)\beta)$. L'effet des variables explicatives sur le taux de sortie instantané sera alors donné par les paramètres β .

La modélisation du hasard de base peut être faite de diverses façons. On retrouve tout d'abord les méthodes paramétriques, qui consistent à représenter l'effet de la durée par une forme fonctionnelle. Des exemples de formes généralement utilisées sont de type Weibull, logarithmique, log-logistique ... On peut aussi tout simplement prendre un polynôme d'ordre approprié tel :

$$\lambda_0(t) = \sum_{j=1}^J \gamma_j t^j. \quad (2.9)$$

L'avantage de cette méthode est de pouvoir représenter le hasard de base avec peu de paramètres. Cependant, si la forme fonctionnelle retenue n'est pas la bonne, les paramètres β estimés seront biaisés (Duclos, Fortin, Lacroix et Roberge [5]).

On peut également utiliser une approche non paramétrique pour modéliser le hasard de base (pour un exemple de cette approche, voir Bonnal, Fougère et Sérandon [3]). On représente alors le hasard à l'aide d'une série de paramètres. Pour ce faire, on divise le hasard en plusieurs intervalles et on pose le hasard constant dans ces intervalles. Cette méthode permet d'éviter de biaiser les paramètres β estimés,

mais elle a le désavantage d'augmenter considérablement le nombre de paramètres à estimer.

2.3 Contribution d'un individu

Comme les individus faisant partie de notre échantillon étaient âgés de 16 ans au moment de leur entrée dans notre échantillon, nous n'avons pas à considérer le problème de la censure à gauche (c'est-à-dire les cas où l'on n'observe pas le début du premier épisode d'un individu à l'intérieur de notre échantillon). En effet, il est impossible que ceux-ci aient eu un épisode à l'aide sociale en cours à leur entrée dans l'échantillon, ce programme étant réservé aux 18 ans et plus (une exception s'applique dans le cas des jeunes filles ayant des enfants, mais comme notre échantillon n'est composé que d'hommes, cette exception ne s'applique pas dans notre cas). Aussi, comme la probabilité que les individus aient eu un épisode à l'assurance-emploi est très faible, étant donné que ceux-ci ne possèdent généralement pas une très longue expérience sur le marché du travail (au Québec, la scolarité est obligatoire jusqu'à l'âge de 16 ans), les seuls états dans lesquels peuvent vraisemblablement se retrouver les individus au début de la période d'observation sont l'inactivité ou l'emploi. Nous considérons alors que ces épisodes commencent avec le début de la période d'observation, étant donné qu'ils ne sont probablement pas en cours depuis très longtemps.

Pour faciliter la tâche du lecteur, commençons tout d'abord avec un modèle simple à deux états. La contribution à la fonction de vraisemblance d'un individu i ayant eu $n - 1$ épisodes complétés est donnée par :

$$L_i(\beta) = \prod_{t=1}^{n-1} \lambda(t_i, x_i(t_i), \beta) S(t_i, x_i(t_i), \beta) = \prod_{t=1}^{n-1} f(t_i, x_i(t_i), \beta). \quad (2.10)$$

C'est le produit des fonctions de densité des $n - 1$ épisodes complétés de l'individu (celui-ci est sorti $n - 1$ fois d'un état quelconque), chaque sortie étant indépendante

l'une de l'autre.

On doit également tenir compte des épisodes qui sont toujours en cours à la fin de notre échantillon. C'est ce qu'on appelle la censure à droite. La contribution de ces épisodes est souvent appréciable, car ils ont tendance à être plus souvent de longue durée que de courte durée. Ainsi, la probabilité que le n -ième épisode d'un individu soit en cours à la fin de la période d'observation est donnée par la fonction de survie suivante (voir équation 2.6) :

$$S(t_n, x_i(t_n), \beta) = \exp[-\Lambda(t_n, x_i(t_n), \beta)]. \quad (2.11)$$

On peut maintenant obtenir la forme générale de la contribution de l'individu i à la fonction de vraisemblance :

$$L_i(\beta) = \left[\prod_{l=1}^{n-1} \lambda(t_l, x_i(t_l), \beta) S(t_l, x_i(t_l), \beta) \right] S(t_n, x_i(t_n), \beta). \quad (2.12)$$

2.4 Modèle avec multi-états, multi-épisodes

Pour modéliser toutes les transitions possibles entre les états considérés, on généralise le modèle de durée précédemment développé, en tenant compte non seulement du fait qu'un individu peut transiter entre plusieurs états (il y a alors une fonction de hasard spécifique à chacune des transitions possibles), mais aussi que lorsqu'un individu survit dans un état (par exemple lorsqu'il demeure à l'aide de dernier recours), il survit à toutes les transitions possibles (il survit à une transition vers l'emploi, vers un programme de formation, *etc.*).

Ainsi, pour l'individu i , la transition entre un état d'origine j et l'état vers lequel il se destine k est représentée par la fonction de hasard suivante :

$$\lambda_{j,k}^i(t, x_i(t), \beta) = \lambda_{j,k}(t) \exp(x_i(t + \tau)\beta). \quad (2.13)$$

Comme les caractéristiques x_i dépendent du temps et non pas de la durée t de l'épisode, on ajoute τ , qui est la date du début de l'épisode.

La contribution d'une observation censurée (c'est-à-dire que l'individu i avait un épisode en cours dans l'état j à la fin de la période considérée dans notre échantillon) à la fonction de vraisemblance est donnée par :

$$S_j^i(t) = \exp \left[- \sum_{k \neq j} \int_0^t \lambda_{j,k}^i(u) du \right]. \quad (2.14)$$

C'est le produit des probabilités de survivre à chaque transition possible. Il est à noter qu'à partir de maintenant, les arguments x_i et β seront omis pour alléger la notation.

La contribution d'une observation non censurée à la fonction de vraisemblance, lorsque l'individu i transite de j vers k , après avoir survécu aux transitions de j vers k' ($k' \neq k$), est donnée par :

$$f_{j,k}^i(t) = \underbrace{\lambda_{j,k}^i(t)}_{(*)} \exp \left[- \int_0^t \lambda_{j,k}^i(u) du \right] \times \exp \left[- \sum_{k' \neq j,k} \int_0^t \lambda_{j,k'}^i(u) du \right], \quad (2.15)$$

- où
- (*) = l'individu transite de j vers k en t ;
 - (**) = l'individu a survécu à la transition de j vers k durant l'épisode;
 - (***) = l'individu a survécu aux autres transitions possibles durant l'épisode.

Cette fonction peut aussi s'écrire :

$$f_{j,k}^i(t) = \lambda_{j,k}^i(t) \exp \left[- \sum_{k \neq j} \int_0^t \lambda_{j,k}^i(u) du \right]. \quad (2.16)$$

La fonction de vraisemblance pour tous les individus ($i = 1, \dots, N$), tenant compte de tous leurs épisodes l_i ($l_i = 1, 2, \dots, L_i$) est donc :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^N \left\{ \prod_{l_i=1}^{L_i} \lambda_{j,k}^i(t_{l_i})^{\delta_{l_i}} \exp \left[- \sum_{k \neq j} \int_0^{t_{l_i}} \lambda_{j,k}^i(u) du \right] \right\}, \quad (2.17)$$

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

2.5 Hétérogénéité non observée

Comme nous l'avons déjà mentionné, il est possible que certaines caractéristiques des individus ayant trait aux préférences ou aux capacités (motivation, habiletés individuelles ...) influencent la probabilité qu'ils entrent ou sortent d'un état, mais ne soient pas observables. Ainsi, si on prend l'exemple des programmes de développement de l'employabilité, on peut penser que les individus dont les épisodes en formation sont immédiatement suivis d'épisodes en emploi possèdent des caractéristiques non observables favorisant le retour sur le marché du travail. Lorsqu'on les compare aux individus qui, même s'ils possèdent des caractéristiques observables similaires, retournent une fois leur formation terminée à l'assurance-emploi ou à l'aide sociale, ou encore recommencent un autre épisode de formation, on peut être amené à conclure que les individus désormais en emploi possèdent des caractéristiques non observables supérieures à la moyenne. Il est également plausible de penser qu'un certain nombre

de variables qui pourraient être pertinentes au modèle étudié ne soient pas disponibles (c'est souvent le cas lorsqu'on utilise des données provenant de fichiers administratifs, les raisons motivant la collecte de ces données étant souvent différentes de celles sous-jacentes à l'étude proposée). Si on ne prend pas en considération de tels facteurs, la présence d'hétérogénéité non observée biaise alors les paramètres associés aux régresseurs et implique un biais vers une dépendance temporelle négative (voir Heckman et Singer [14]).

Pour tenir compte de l'hétérogénéité non observée, on peut introduire dans la fonction de hasard une variable aléatoire θ avec fonction de densité $G(\theta)$. La fonction de vraisemblance conditionnelle à θ est donnée par¹ :

$$L_i(\beta|\theta) = \left[\prod_{l=1}^{n-1} \lambda(t_l, x_i(t_l + \tau_l), \beta|\theta) S(t_l, x_i(t_l + \tau_l), \beta|\theta) \right] S(t_n, x_i(t_n + \tau_n), \beta|\theta). \quad (2.18)$$

Une façon de garder la fonction de hasard positive est d'inclure le terme d'hétérogénéité dans celle-ci. On obtient alors la forme suivante pour la fonction de hasard :

$$\lambda(t_l, x_i(t_l + \tau_l), \beta|\theta) = \lambda_0(t) \exp(x_i(t_l + \tau_l)\beta) \exp(\theta). \quad (2.19)$$

Pour modéliser la loi de distribution de l'hétérogénéité non observée, nous aurons recours à deux approches. Tout d'abord, suivant les suggestions des travaux de Heckman et Singer [14], nous utiliserons une distribution discrète avec un nombre fini (s) de points de masse pour estimer $G(\theta)$. On peut ainsi obtenir la distribution marginale

¹Pour simplifier la notation, nous utilisons pour l'instant le modèle à deux états, avec la contribution pour un seul individu.

des épisodes de la façon suivante :

$$L_i(\beta) = \sum_{\theta_s} L(t, x_i(t + \tau), \beta | \theta_s) \Pr(\theta_s). \quad (2.20)$$

Ici, $\Pr(\theta_s)$ est la probabilité associée à chaque point de masse, telle que $\sum_s \Pr(\theta_s) = 1$.

Dans le contexte du modèle multi-états multi-épisodes, nous supposons que l'hétérogénéité non observée sera caractérisée par l'état d'origine de la transition de l'individu. Cette composante sera constante pour chaque individu durant la période d'observation, et sera distribuée aléatoirement parmi la population. Ainsi, un individu ayant une composante non observée $\theta_{assurance-emploi}$ faible sera plus enclin à demeurer prestataire qu'à se chercher un emploi par exemple, comparativement à un autre individu ayant une composante du même type plus élevée. Pour chaque état d'origine possible (dans notre cas, il y en a sept), nous estimerons donc un nombre fini (s) de points de masse ainsi que les ($s - 1$) probabilités associées à ces points de masse. Il y aura donc $7 \times s + 7 \times (s - 1)$ paramètres à estimer en ce qui concerne l'hétérogénéité non observée. En théorie, le nombre de points de masse devrait être estimé de façon simultanée avec les autres paramètres de la fonction de vraisemblance mais, à ce jour, les méthodes permettant ce type d'estimation n'ont pas encore été développées (pour une discussion des critères pouvant être utilisés pour le choix du nombre de points de masse, voir Gritz [10]). Dans le cadre du modèle simple à deux états (deux états d'origine possible : état 1 et état 2), la distribution marginale des épisodes d'un individu s'obtient ainsi² :

$$L_i(\beta) = \prod_{j=1}^2 \left\{ \sum_{\theta_{j_s}} L(t, x_i(t + \tau), \beta | \theta_{j_s}) \Pr(\theta_{j_s}) \right\}. \quad (2.21)$$

La fonction de vraisemblance pour tous les individus sera alors donnée par le

² j représente les états possibles, s représente le nombre de points de masse.

produit des contributions individuelles.

Comme cette approche est très restrictive (elle ne permet aucune dépendance entre les variables aléatoires représentant l'hétérogénéité non observée), une façon d'introduire un niveau de dépendance assez flexible entre les composantes θ est d'utiliser un modèle à deux "loading factor" (voir Bonnal, Fougère et Sérandon [3] ainsi que Ham et Lalonde [12]). Dans ce type de modèle, la composante d'hétérogénéité non observée a la forme suivante :

$$\theta_k = \exp(\alpha_{k1}\omega_1 + \alpha_{k2}\omega_2). \quad (2.22)$$

Les ω sont des points de support que l'on doit estimer, chacun ayant deux réalisations possibles, ce qui fait qu'au total, il y a quatre couples (ω_1, ω_2) possibles, et chaque couple est associé à une probabilité (laquelle est également estimée). Ainsi :

$$\begin{aligned} \text{prob}(\omega_1, \omega_2) &= (\omega_{11}, \omega_{21}) = p1, \\ &= (\omega_{12}, \omega_{21}) = p2, \\ &= (\omega_{11}, \omega_{22}) = p3, \\ &= (\omega_{12}, \omega_{22}) = 1 - p1 - p2 - p3. \end{aligned} \quad (2.23)$$

Au total, il y a K couples³ $(\alpha_{k1}, \alpha_{k2})$ à estimer (dans notre cas, $(K = 7) \times 2$ paramètres), en plus des quatre points de support ω et des trois probabilités.

Dans ce modèle, l'hétérogénéité non observée sera caractérisée par l'état vers lequel se dirige l'individu, et de la même façon que pour le premier modèle, ce terme d'hétérogénéité sera constant pour chaque individu durant toute la période d'observation (semblable à Bonnal, Fougère et Sérandon [2]). Cette hypothèse implique, par exem-

³Un couple pour chaque état possible.

ple, que si un individu a une composante non observée θ_{emploi} élevée, il aura un plus fort attachement au marché du travail et la probabilité qu'il transite vers un état d'emploi sera plus élevée, peu importe l'état occupé au préalable.

La fonction de vraisemblance pour l'échantillon sera alors donnée par :

$$L(\beta) = \sum_{\theta_{k_p}, p=1}^4 \left\{ \prod_{i=1}^N L_i(t, x_i(t), \beta | \theta_{k_p}) \right\} \Pr(\theta_{k_p}), \quad (2.24)$$

où les p représentent les quatre réalisations possibles de θ_{k_p} , soit :

$$\theta_{k_1} = \exp(\alpha_{k_1}\omega_{11} + \alpha_{k_2}\omega_{21}),$$

$$\theta_{k_2} = \exp(\alpha_{k_1}\omega_{12} + \alpha_{k_2}\omega_{21}),$$

$$\theta_{k_3} = \exp(\alpha_{k_1}\omega_{11} + \alpha_{k_2}\omega_{22}),$$

$$\theta_{k_4} = \exp(\alpha_{k_1}\omega_{12} + \alpha_{k_2}\omega_{22}).$$

Chapitre 3

Analyse empirique

3.1 Présentation des données

Tout d'abord, pour construire notre banque de données, nous avons tiré un échantillon aléatoire d'individus ayant eu au moins un épisode à l'aide de dernier recours entre le 1er janvier 1984 et le 31 décembre 1994. Ces données ont été fournies par le Ministère de la Solidarité Sociale du Québec. Outre le fait d'indiquer si un individu était ou non prestataire d'aide sociale, pour chaque mois de la période considérée, ces données contenaient également des informations mensuelles sur les caractéristiques des individus (âge, scolarité, nombre d'enfants ...), ainsi que sur les programmes de formation auxquels ils ont participé, à l'exception du programme PAIE. Les informations concernant ce dernier programme ont été tirées de fichiers administratifs consacrés uniquement à ce programme.

Par la suite, nous avons obtenu les renseignements se rapportant aux épisodes d'emploi des individus, à partir des fichiers des Relevés D'Emploi (RDE), et ceux concernant les épisodes à l'assurance-emploi et les programmes de formation qui s'y rattachent, à partir des fichiers du Profil Vectoriel. Ces données ont été fournies par le Ministère du Développement des Ressources Humaines Canada. Ces données contenaient également des informations sur les épisodes du même type que celles

énumérées pour l'aide sociale. Nous utiliserons une partie de ces informations comme variables explicatives dans notre modèle.

Toutefois, les données fournies par le DRHC étaient hebdomadaires, contrairement à celles portant sur l'aide sociale, qui étaient mensuelles. Pour procéder au croisement des données et pour conserver toutes les informations mises à notre disposition, nous avons converti les données mensuelles en données hebdomadaires. Nous avons ainsi supposé que la présence à l'aide au cours d'un mois donné était valable pour chaque semaine de ce même mois.

Après le croisement des données, il a donc été possible de connaître l'état dans lequel se trouvait un individu, pour chaque semaine de la période considérée, c'est-à-dire à quel moment il était prestataire d'assurance-emploi, dans un programme de formation¹, en emploi, prestataire d'aide sociale ou participant au programme PAIE. Lorsque l'individu n'était dans aucun des états énumérés, il était considéré comme inactif, qui devient un état supplémentaire dans notre modèle (c'est le cas, par exemple, des chômeurs qui ne sont pas admissibles aux prestations d'assurance-emploi). Cependant, un autre problème s'est posé avec nos données. En effet, à partir des fichiers administratifs que nous avons utilisés, il était possible que les épisodes d'un individu se chevauchent. Ainsi, un individu prestataire de l'assurance-emploi peut travailler en même temps qu'il reçoit des prestations. Il en va de même pour l'aide de dernier recours. Une solution à ce problème aurait pu consister à créer de nouveaux états correspondant à chacun des chevauchements possibles. Cependant, comme notre modèle contient un nombre déjà considérable d'états, il eut été impossible de considérer tous les états possibles au niveau de l'estimation, le nombre de combinaisons envisageables étant beaucoup trop élevé. Nous avons éliminé ces chevauchements en excluant l'épisode ayant débuté le plus récemment du chevauchement. Ainsi, si un épisode à l'aide de dernier recours commence à la cinquième semaine et qu'il se ter-

¹On retrouve à l'annexe A une brève description des principaux programmes de formation à l'aide de dernier recours et à l'assurance-emploi.

mine à la quinzième et que, parallèlement, un épisode d'emploi se déroule de la dixième à la vingtième semaine, le recoupement s'effectue ainsi : nous considérons que l'individu a été prestataire de l'aide sociale de la cinquième à la quinzième semaine et qu'il a été en emploi de la seizième à la vingtième semaine. Les épisodes complètement inclus dans un autre ont tout simplement été éliminés.

À partir de ces données, nous avons extrait tous les individus célibataires, sans enfant à charge, qui étaient âgés d'au plus 16 ans au début de l'année 1984. Ce choix est motivé par le fait que, de cette façon, on n'a pas à modéliser l'historique de l'individu précédant le moment où celui-ci a commencé à faire partie de notre échantillon. En effet, comme ces jeunes n'ont généralement que peu ou pas d'expérience sur le marché du travail (au Québec, les études à temps plein sont obligatoires jusqu'à l'âge de 16 ans), ils n'ont pas eu le temps de développer un comportement ou des habitudes face à ce marché qui pourraient affecter leurs transitions. Ce ne serait pas le cas, par exemple, pour des individus de 45 ans qui auraient eu plusieurs épisodes à l'assurance-emploi avant de faire partie de l'échantillon. Comme ces individus auraient une meilleure connaissance du fonctionnement de ce programme, cela pourrait affecter leurs transitions durant la période où ces individus sont étudiés, et il faudrait alors trouver une façon de modéliser l'expérience acquise par l'individu préalablement à leur entrée dans notre échantillon.²

Nous considérerons donc que les individus commencent leur premier épisode sur le marché du travail au début de notre fenêtre d'analyse. Cette hypothèse implique également qu'on ne retrouve pas de censure à gauche dans nos données, ce qui ne nous semble pas trop restrictif étant donné l'âge des individus faisant partie de notre échantillon.

Les individus que nous avons retenus pour notre échantillon possèdent également les caractéristiques suivantes : leur premier épisode à l'aide de dernier recours a eu lieu

²La modélisation de la transition vers l'entrée dans l'échantillon est connue comme le problème des "conditions initiales" dans la littérature.

alors qu'ils avaient moins de 27 ans (ceci étant dû à la façon dont notre échantillon a été tiré ainsi qu'au critère d'âge que nous avons choisi afin d'éliminer le problème de la censure à gauche); ce sont tous des hommes et ils ont moins de onze années de scolarité (c'est-à-dire qu'ils ne possèdent pas de diplôme d'études secondaires). Ces deux derniers critères ont été retenus afin de diminuer le nombre de variables explicatives à inclure dans notre modèle. Pour mesurer l'effet de ces deux variables, il nous faudra estimer le modèle avec les échantillons complémentaires et comparer ces estimations entre elles. Ces estimations feront l'objet de travaux ultérieurs.

Après avoir appliqué les divers critères de sélection précédemment énumérés, nous avons obtenu un échantillon portant sur les trajectoires de 3068 individus. Les tableaux 3.1 et 3.2 fournissent de l'information concernant la durée moyenne et le nombre d'individus selon le nombre d'épisodes pour les quatre premiers épisodes des sept états considérés dans notre échantillon. On note en général qu'à mesure que le nombre d'épisodes augmente, la durée moyenne de ceux-ci diminue. Cependant, il ne faut pas trop se fier à cette décroissance. En effet, plus le nombre d'épisodes augmente, plus la probabilité que ces épisodes soient censurés augmente, ce qui implique qu'on ne connaît pas la durée totale de ces épisodes et que les calculs faits à partir de durées censurées sous-estiment la durée moyenne réelle de ces épisodes. Après l'analyse des résultats d'estimation, les durées espérées, calculées à partir des paramètres estimés, seront présentées et ces durées seront exemptes du biais causé par les durées censurées.

TABLEAU 3.1: Durée moyenne (en semaines) des quatre premiers épisodes.

Épisode	Aide sociale	P. f. (a.s.)	PAIE	Assurance-emploi	P. f. (a.-e.)	Emploi	Inactivité
1	51,76	35,98	23,70	39,44	19,72	25,00	59,48
2	34,72	26,43	22,38	36,86	14,36	21,24	26,68
3	37,21	26,09	15,20	36,00	-	20,86	27,01
4	33,48	30,55	12,00	33,43	-	21,06	25,05
Nb maximum d'épisodes	9	8	4	8	2	12	21

Abréviations :

P.f. (a.s.) : Programmes de formation à l'aide sociale

P.f. (a.-e.) : Programmes de formation à l'assurance-emploi

TABLEAU 3.2: Nombre d'individus selon le nombre d'épisodes.

Épisode	Aide sociale	P. f. (a.s.)	PAIE	Assurance-emploi	P. f. (a.-e.)	Emploi	Inactivité
0	155	1334	2854	1267	2923	485	430
1	1619	1322	182	718	134	392	615
2	752	294	27	480	11	396	636
3	290	78	3	313	0	373	494
4	136	26	2	160	0	326	376
Total	2913	1734	214	1801	145	2583	2638

Abréviations :

P.f. (a.s.) : Programmes de formation à l'aide sociale

P.f. (a.-e.) : Programmes de formation à l'assurance-emploi

On constate, en étudiant le tableau 3.2, que plus de la moitié des individus de notre échantillon ont eu au moins un épisode à l'assurance-emploi (en fait, 35 % des individus ont eu au moins deux épisodes à l'assurance-emploi). Aussi, les épisodes en emploi et en inactivité sont également très fréquents (84 % (emploi) et 86 % (inactivité) des individus ont connu au moins un épisode dans ces états). Pour mieux apprécier la richesse en transitions de notre échantillon, le tableau 3.3 présente le nombre de transitions entre les différents états considérés. On observe que certaines transitions sont très peu courantes, alors que d'autres sont très fréquentes. Lors de l'élaboration de notre modèle, nous nous sommes servis de ce tableau pour éviter de

modéliser des transitions peu fréquentes. En fait, nous avons éliminé les transitions dont la fréquence était inférieure à 80, afin d'aider à l'identification de nos paramètres ; le nombre de paramètres étant très élevé, il faut s'assurer d'un minimum de données pour pouvoir les estimer.

TABLEAU 3.3: Fréquences des transitions entre les différents états.

Destination Origine	Aide sociale	P. f. (a. s.)	PAIE	Assurance- emploi	P. f. (a.-e.)	Emploi	Inactivité	Censure
Aide sociale	0	1809	140	88	0	1851	1134	174
P. f. (a. s.)	432	0	67	6	0	438	306	1075
PAIE	21	4	0	7	0	192	29	0
Assurance- emploi	374	38	2	292	111	1380	1404	378
P. f. (a.-e.)	2	1	0	114	0	16	2	21
Emploi	1002	229	35	2918	41	2004	4662	612
Inactivité	2614	235	9	523	2	3815	0	808

Abréviations :

P.f. (a.s.) : Programmes de formation à l'aide sociale

P.f. (a.-e.) : Programmes de formation à l'assurance-emploi

À première vue, il peut sembler y avoir une anomalie dans nos données en ce qui concerne les individus n'ayant eu aucun épisode à l'aide de dernier recours. En effet, nous avons mentionné plus tôt qu'un critère auquel répondent les individus faisant partie de notre échantillon est d'avoir eu au moins un épisode à l'aide de dernier recours durant la période observée. Or, on note dans le tableau 3.2 que 155 individus n'ont eu aucun épisode à l'aide de dernier recours. Ces données ne sont pas aberrantes ; elles sont simplement dues à la façon dont nous avons traité les épisodes se chevauchant. Ainsi, il est possible que des épisodes dans cet état se soient retrouvés complètement inclus dans d'autres épisodes ayant commencé auparavant, ce qui fait

que les épisodes inclus ont été éliminés. Aussi, dans les cas où un épisode à l'aide de dernier recours coïncidait parfaitement avec un épisode dans un programme de formation, la préséance était accordée à ce dernier type d'épisode. Néanmoins, le critère de participation à l'aide de dernier recours tient toujours pour les individus faisant partie de notre échantillon.

Un problème beaucoup plus sérieux que nous avons rencontré, en ce qui concerne nos données, se rapporte aux épisodes dans les programmes de formation offerts aux bénéficiaires à l'aide de dernier recours. En effet, nous avons remarqué que nos données contenaient un nombre très élevé de durées censurées dans cet état. En fait, sur les 2324 transitions effectuées à partir de cet état, 1075 (46 %) étaient censurées. En regardant de plus près les durées censurées, un nombre anormalement élevé de ces durées étaient exactement égales à 52 semaines. En consultant les employés responsables de la gestion de ces fichiers au Ministère de l'Emploi et de la Solidarité, on nous a confirmé que les données dans cet état n'avaient pas été "nettoyées" pour l'année 1994. Ainsi, tous les individus ayant commencé un épisode en formation qui s'est terminé au cours de l'année 1994 sont, dans notre échantillon, en fait considérés comme toujours dans cet état à la fin de l'année 1994. Les fichiers administratifs se rapportant à ces données sont construits de la façon suivante : lorsqu'un individu commence un épisode dans un programme de formation durant l'année, la variable dichotomique se rapportant à cet état devient égale à 1 (elle est égale à 0 sinon), et ce, pour tous les mois subséquents à cet épisode durant l'année en cours. Au début de l'année suivante, le Ministère procède à un nettoyage rétroactif des données, c'est-à-dire qu'on donne à la variable dichotomique la valeur appropriée, pour les mois où l'individu a effectivement été en formation. Ce recouplement est fait à l'aide d'autres fichiers administratifs. Pour l'année 1994, qui est la dernière année de la période observée dans notre échantillon, ce nettoyage n'a pas été fait, ce qui entraîne que l'on surestime le nombre ainsi que la durée des épisodes censurés dans cet état. Afin de diminuer le biais causé par ce problème, nous avons décidé d'éliminer tous les épisodes

se terminant dans un programme de formation à l'aide de dernier recours en décembre 1994.

Nous avons retenu quatre variables explicatives pour notre modèle. Nous avons ainsi inclus le salaire minimum (dollars de 1986) au Québec, lequel est habituellement indexé le 1er octobre de chaque année. Le graphique B.1, présenté à l'annexe B, retrace les fluctuations de cette variable durant la période considérée, soit de janvier 1984 à décembre 1994. Ces fluctuations sont engendrées par l'indexation annuelle ainsi que par le fait que le salaire minimum est "dégonflé" par l'indice des prix à la consommation (année de référence : 1986).

La deuxième variable que nous avons retenue est le taux de chômage brut non désaisonnalisé des hommes âgés de 15 ans ou plus, au Québec. Cette variable macro-économique traduit les changements cycliques de l'environnement économique auquel font face les individus de notre échantillon. Elle est également un bon baromètre du marché de l'emploi (voir graphique B.2 en annexe).

Nous avons également choisi d'inclure dans nos variables explicatives le taux des prestations de l'assurance-emploi. Cette variable, qui fut définie plus tôt dans ce travail, est un indice de la générosité du programme de l'assurance-emploi. Le graphique B.3, de l'annexe B, retrace l'évolution du taux des prestations.

Finalement, nous avons choisi comme quatrième variable explicative le barème mensuel d'aide de dernier recours (dollars de 1986) auquel un individu a droit lorsqu'il est à l'aide de dernier recours. Comme toute l'information pertinente (âge, nombre d'enfants à charge, conjoint) à la détermination du niveau du barème n'était disponible que pour les périodes où les individus étaient effectivement prestataires de l'aide de dernier recours, nous avons imputé aux autres épisodes le barème d'une personne seule. Étant donné l'âge des individus de notre échantillon, cette hypothèse ne nous semble pas trop restrictive. Le graphique B.4, de l'annexe B, présente l'évolution de cette variable pour les individus de moins de 30 ans, sans enfant à charge.

3.2 Analyse non paramétrique

3.2.1 Hasard empirique

Comme nous l'avons mentionné auparavant, il est important de choisir judicieusement la forme adoptée pour représenter les hasards de base, car l'analyse qui résulte de ces choix peut s'avérer très sensible à la forme fonctionnelle retenue pour représenter ces taux de sortie instantanée. Afin de nous guider dans ce choix, nous avons tout d'abord eu recours à l'analyse non paramétrique. Plus précisément, nous avons calculé les estimateurs non paramétriques de la fonction de hasard proposés par Tanner et Wong [23].

L'annexe C présente les graphiques des hasards empiriques, pour chacune des transitions admises dans notre modèle. À première vue, plusieurs de ces graphiques semblent suggérer que la forme log-logistique pourrait être un choix judicieux pour représenter le hasard de base de la majorité des transitions, à l'exception des transitions ayant pour origine l'assurance-emploi, ainsi que celles ayant pour origine les programmes de formation à l'assurance-emploi. Les hasards empiriques de ces transitions exhibent d'importantes crêtes, que ne pourrait reproduire la forme log-logistique. Nous avons donc choisi une forme non paramétrique pour ces transitions, afin de reproduire le mieux possible la non-monotonie des hasards empiriques.

En ce qui concerne les autres transitions, bien que la forme log-logistique semble appropriée pour reproduire les formes observées, nous avons constaté en estimant notre modèle que les données ne semblaient pas toujours supporter cette hypothèse. En fait, seules les données concernant les transitions ayant pour origine l'emploi ainsi que celles ayant pour origine les programmes de formation à l'aide de dernier recours ont permis d'estimer un modèle incluant des formes log-logistiques pour les hasards de base. Pour les autres transitions, nous avons adopté une forme non paramétrique pour représenter les hasards de base. Cette révision, quant au choix des formes des hasards de base, peut s'expliquer par le fait que l'inférence faite à l'aide de ces graphiques

ne devrait pas reposer sur la partie extrême droite de ceux-ci car relativement peu d'individus se retrouvent avec des durées aussi longues. Aussi, comme l'analyse non paramétrique ne tient pas compte des effets des variables explicatives ainsi que de l'hétérogénéité non observée, il est plausible de penser que les hasards empiriques ne captent pas toutes les variations réellement trouvées en ce qui concerne les taux de sortie instantanée.

Parmi les transitions que nous avons retenues pour notre modèle, on retrouve des transitions de l'emploi vers l'emploi, ainsi que de l'assurance-emploi vers l'assurance-emploi. Dans le premier cas, il s'agit tout simplement d'individus qui changent d'emploi. Dans le deuxième cas, on rencontre ce type de transitions parce qu'un individu qui reçoit des prestations d'assurance-emploi peut continuer de travailler, ce qui fait qu'il peut recommencer un nouvel épisode à l'assurance-emploi après avoir épuisé ses prestations.

On retrouve, à l'annexe D, les formes retenues pour les hasards de base. Ces choix ont été guidés par les graphiques des hasards empiriques, par le nombre d'individus ayant sorti d'un état au cours de certains intervalles de temps, ainsi que par la contrainte qui nous oblige à garder le nombre de paramètres à estimer dans les limites du raisonnable, étant donné la taille de notre échantillon et le nombre d'individus pour chacune des transitions.

3.2.2 Durées espérées et programmes de formation

Nous avons effectué une première analyse de l'impact des programmes de formation en utilisant une approche non paramétrique. Nous avons voulu mesurer l'impact d'une participation à un programme de formation sur la durée des épisodes subséquents à l'aide dernier recours, à l'assurance-emploi, ainsi qu'en emploi. Nous nous sommes également intéressés à comparer ces durées à celles des épisodes dans les mêmes états qui précédaient l'épisode dans un programme de formation. Nous avons également pensé qu'il serait pertinent de comparer les durées dans ces divers états des

individus ayant participé à une quelconque mesure de développement de l'employabilité, aux durées d'individus n'ayant participé à aucune de ces mesures.

À cette fin, nous aurions pu tout simplement comparer les moyennes arithmétiques des durées qui nous intéressent. Cependant, certaines de ces moyennes auraient probablement été fortement biaisées, et ce, pour deux raisons : premièrement, nous aurions sous-estimé la durée moyenne réelle, car nous n'aurions pas tenu compte des épisodes censurés et, deuxièmement, nous aurions accordé beaucoup trop de poids à des individus ayant un comportement extrême par rapport à la moyenne de l'échantillon. Pour pallier à ces biais, nous avons plutôt calculé les durées espérées dans les états qui nous intéressent à l'aide de l'estimateur Kaplan-Meier de la fonction de survie. La durée espérée dans un état quelconque est alors donnée par :

$$E[D] = \sum_{t=1}^{\infty} \hat{S}(t), \quad (3.1)$$

où

$$\hat{S}(t) = \prod_{Y_i < t} \left(\frac{n - r_i}{n - r_i + 1} \right)^{\delta_i}. \quad (3.2)$$

Dans cette dernière équation, $\hat{S}(t)$ est l'estimateur Kaplan-Meier de la fonction de survie, n représente le nombre de réalisations de la variable de durée observée Y_i , r_i correspond au rang de l'observation Y_i dans l'échantillon et δ_i est une variable prenant la valeur 1 si la i -ème observation est censurée à droite (0 sinon).

Les tableaux 3.4 et 3.5 résument nos calculs. Tout d'abord, on observe que les individus n'ayant pas participé à un programme de formation à l'aide de dernier recours (ici, PAIE est inclus dans ces derniers) ont, en moyenne, des durées plus courtes à l'aide de dernier recours, ainsi qu'à l'assurance-emploi, et des durées plus longues

en emploi que les individus ayant participé à un programme, avant que cette participation n'ait lieu. Cela pourrait indiquer que les individus qui participent à ces programmes de formation ont des caractéristiques non observables qui rendent leur séjour plus long et qui sont corrélées avec la probabilité de participer à un programme de développement de l'employabilité. Il est possible que les individus qui participent à ces programmes soient, en fait, choisis par les agents responsables de ces programmes ; et ceci sur la base de caractéristiques qui font en sorte que les participants possèdent peu de chance de se sortir de leur situation de dépendance face à l'aide gouvernementale sans l'aide des programmes de formation. En s'adressant à cette clientèle, les programmes de formation, même s'ils n'impliquent que peu de moyens, peuvent s'avérer un outil peu coûteux pour rehausser les chances de ces individus d'accéder au marché du travail ou, du moins, de diminuer leur dépendance face à l'État.

En effet, on note que la participation à un programme de développement de l'employabilité a pour effet de diminuer la durée des épisodes à l'aide sociale et à l'assurance-emploi, et d'augmenter celle des épisodes en emploi. Si on compare maintenant les non-participants avec les individus ayant participé, après que la participation ait eu lieu, on constate que les durées espérées à l'aide sociale et à l'assurance-emploi des participants sont maintenant plus courtes que celles des non-participants. Cependant les durées en emploi des non-participants sont tout de même plus longues que celles des participants.

TABLEAU 3.4: Durées espérées (en semaines) pour les participants et les non-participants (programmes de formation à l'aide de dernier recours et PAIE).

	Non-Participants	Participants	
		Avant	Après
Durées espérées à l'aide sociale	33,72	49,19	28,80
Durées espérées à l'assurance-emploi	37,89	39,78	35,14
Durées espérées en emploi	25,31	15,66	18,84

TABLEAU 3.5: Durées espérées (en semaines) pour les participants et les non-participants (programmes de formation à l'assurance-emploi).

	Non-Participants	Participants	
		Avant	Après
Durées espérées à l'aide sociale	44,34	17,74	14,99
Durées espérées à l'assurance-emploi	40,17	28,49	26,08
Durées espérées en emploi	21,24	18,94	19,04

En ce qui concerne la participation aux programmes de formation se rattachant au programme d'assurance-emploi, les mêmes constatations s'appliquent pour les participants et les non-participants. Cependant, on note que les non-participants, dans ce dernier cas, ont des épisodes à l'aide sociale et à l'assurance-emploi plus longs que les non-participants à des programmes de formation à l'aide de dernier recours. Aussi, ces mêmes épisodes sont plus courts pour les participants aux programmes de formation à l'assurance-emploi que pour les participants aux programmes de formation à l'aide sociale. Ceci implique que l'ampleur de l'écart entre les durées espérées des non-participants et des participants est beaucoup plus grand dans le cas des programmes à l'assurance-emploi que dans le cas des programmes à l'aide de dernier recours. Il est encore une fois possible que le processus de sélection des participants utilisé par les agents responsables de ces programmes entre encore en jeu. Toutefois, il faut être prudent dans l'interprétation des résultats, puisque le nombre de participants aux programmes de formation à l'assurance-emploi est peu élevé.

3.3 Analyse des résultats

Nous avons tout d'abord procédé à l'estimation du modèle à sept états, sans inclure l'hétérogénéité non observée. En l'absence de celle-ci, on peut diviser la fonction de vraisemblance en sept parties, une pour chacun des états d'origine possibles, ce qui

rend l'estimation du modèle moins ardue. En effet, en omettant d'inclure l'hétérogénéité non observée, l'estimation des paramètres de chaque partie est indépendante de l'estimation des paramètres des autres parties, puisque ces paramètres ne se rapportent qu'aux transitions ayant pour origine l'état propre à la partie traitée. Pour bien comprendre cela, on peut réécrire l'équation de la log-vraisemblance 2.17 ainsi :

$$\ln(L(\beta)) = \sum_{i=1}^N \left\{ \sum_{l_i=1}^{L_i} \left[\delta_{l_i} \ln(\lambda_{j,k}^i(t_{l_i})) - \sum_{k \neq j} \int_0^{t_{l_i}} \lambda_{j,k}^i(u) du \right] \right\}, \quad (3.3)$$

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

La sommation est d'abord effectuée sur tous les épisodes d'un individu, puis sur tous les individus. L'ordre dans lequel la sommation sur les épisodes est calculée n'importe pas. On peut donc commencer par faire la sommation de tous les épisodes d'un individu ayant pour état d'origine l'état $j = 1$, puis ensuite faire la sommation pour les individus ayant eu des épisodes dont l'état d'origine était l'état $j = 1$, et faire de même pour les 6 autres états d'origine possibles. Ainsi, on peut réécrire l'équation 3.3 de la façon suivante (ici, comme on distingue les L_i épisodes selon leur état d'origine, on utilisera la notation l_i^j pour les L épisodes de l'individu i ayant eu pour origine l'état j) :

$$\ln(L(\beta)) = \sum_{j=1}^7 \left[\sum_{i=1}^N \left\{ \sum_{l_i^j=1}^{L_i^j} \left[\delta_{l_i^j} \ln(\lambda_{j,k}^i(t_{l_i^j})) - \sum_{k \neq j} \int_0^{t_{l_i^j}} \lambda_{j,k}^i(u) du \right] \right\} \right], \quad (3.4)$$

$$\text{avec } \delta_{t_i^j} = \begin{cases} 0 & \text{si l'épisode est censuré} \\ 1 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Comme tous les paramètres à estimer ne sont propres qu'à chacune des transitions possibles, estimer les paramètres de la log-vraisemblance comprenant les sept états revient à estimer chacune des sept parties séparément. En effet, la maximisation de la somme des sept parties revient à la même chose que de faire la somme des maximisations de chacune des parties. Ce résultat peut être illustré en dérivant par exemple l'équation 3.4 par rapport à $\beta_{1,2}$:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln(L(\beta))}{\partial \beta_{1,2}} &= \frac{\partial \sum_{j=1}^7 \left[\sum_{i=1}^N \left\{ \sum_{l_i^j=1}^{L_i^j} \left[\delta_{l_i^j} \ln(\lambda_{j,k}^i(t_{l_i^j})) - \sum_{k \neq j} \int_0^{t_{l_i^j}} \lambda_{j,k}^i(u) du \right] \right\} \right]}{\partial \beta_{1,2}}, \\ &= \frac{\partial \sum_{i=1}^N \left\{ \sum_{l_i^1=1}^{L_i^1} \left[\delta_{l_i^1} \ln(\lambda_{1,k}^i(t_{l_i^1})) - \sum_{k \neq 1} \int_0^{t_{l_i^1}} \lambda_{1,k}^i(u) du \right] \right\}}{\partial \beta_{1,2}}, \\ &= \sum_{i=1}^N \sum_{l_i^1=1}^{L_i^1} \frac{\partial \left[\delta_{l_i^1} \ln(\lambda_{1,k}^i(t_{l_i^1})) - \sum_{k \neq 1} \int_0^{t_{l_i^1}} \lambda_{1,k}^i(u) du \right]}{\partial \beta_{1,2}}. \end{aligned}$$

Ici, on voit bien que la seule partie pertinente lorsqu'on maximise par rapport à $\beta_{1,2}$ est celle concernant l'état d'origine 1, la dérivée des autres parties par rapport à $\beta_{1,2}$ étant nulle.

3.3.1 Résultats sans hétérogénéité non observée

On retrouve tous les résultats des estimations pour le modèle sans hétérogénéité à l'annexe E. Nous procéderons ici à une analyse résumant les résultats obtenus, au lieu de commenter un à un le sens et l'intervalle de confiance des 93 paramètres mesurant l'effet des variables explicatives. L'impact de chacune de ces variables sur

les 24 transitions possibles sera donc traité de façon sommaire (seuls les résultats significatifs au seuil de 5% ou 10% seront commentés), et le lecteur pourra se référer aux tableaux de l'annexe E pour plus de détails.

Nous devons noter, en premier lieu, que les interprétations concernant les épisodes à l'inactivité doivent être considérées avec circonspection, cet état étant un état complémentaire aux six autres. Aussi, comme aucun des paramètres reliés aux épisodes ayant pour origine les programmes de formation à l'assurance-emploi n'est statistiquement significatif, nous soupçonnons que les difficultés que nous avons éprouvées lors de l'estimation de cette partie de notre modèle soient un indice de la difficulté d'identifier les paramètres qui y sont reliés. Il est possible qu'un modèle de choix dichotomique serait plus approprié pour l'estimation des paramètres de cet état.

Une dernière remarque s'applique concernant les variables explicatives. En effet, celles-ci ont été ramenées à une même échelle, et nous avons pris pour hypothèse que la valeur des variables explicatives au début de chaque épisode affecte de façon constante l'intensité de transition de cet épisode.

En ce qui concerne la variable de barème à l'aide de dernier recours, celle-ci a généralement l'effet attendu sur les diverses transitions possibles. Ainsi, on constate que les intensités de transition vers l'emploi ont tendance à diminuer lorsque le barème augmente, tout comme celles vers l'inactivité, au profit des intensités de transition vers l'aide de dernier recours et vers les programmes de formation reliés à ces programmes. Ces dernières, la hausse des barèmes rendant ces programmes plus attrayants pour les individus dont l'attachement au marché du travail est faible. Les seules exceptions à cette règle sont les transitions faites à partir des programmes de formation à l'aide de dernier recours vers l'aide de dernier recours, qui elles sont affectées de façon négative par l'augmentation des barèmes. Comme la participation à de tels programmes de formation est souvent récompensée par un barème plus élevé, il est possible que les individus cherchent à demeurer le plus longtemps possible dans ces programmes suite à une hausse du barème, ce qui ralentit leur retour à l'aide de dernier recours.

Les taux de sortie vers l'assurance-emploi sont généralement affectés de façon positive par l'augmentation des barèmes. Il est possible que, suite à cette hausse, l'aide de dernier recours devienne pour certains chômeurs une alternative financièrement intéressante à l'emploi ou à l'inactivité après l'épuisement des prestations, rendant ainsi le coût de se retrouver à l'assurance-emploi moindre. Encore une fois, il y a une exception, soit les transitions ayant pour origine l'assurance-emploi. Dans cette situation, il peut être moins contraignant de se tourner vers l'aide de dernier recours à la fin d'un épisode d'assurance-emploi, plutôt que de tenter de demeurer admissible en travaillant, étant donné la générosité accrue du programme d'aide de dernier recours.

L'estimation de l'impact du taux de chômage sur les intensités de transition nous a également fourni des résultats très intéressants. En effet, on obtient qu'une hausse du taux de chômage a, en général, un impact négatif sur les transitions vers l'emploi, alors que cet impact est plutôt positif en ce qui concerne les transitions vers l'aide de dernier recours, vers les programmes de formation qui s'y rattachent, ainsi que vers les programmes de formation à l'assurance-emploi. Ces impacts sont cohérents en raison du fait qu'une hausse du taux de chômage est symptomatique d'une détérioration des conditions sur le marché du travail. Cette détérioration peut donc inciter les individus à acquérir une meilleure formation, ou encore à se tourner vers l'État pour les aider à subvenir à leurs besoins. Cette dernière explication est également cohérente avec le fait que les intensités de transition ayant pour origine les programmes de formation à l'aide de dernier recours diminuent lorsque la destination est l'aide de dernier recours. En effet, les individus peuvent être incités à demeurer plus longtemps dans ces programmes afin de continuer à parfaire leur formation et ainsi mieux se prémunir face aux conditions difficiles sur le marché du travail. Toutefois, le résultat selon lequel les taux de sortie de ces programmes vers l'emploi augmentent avec la hausse du taux de chômage ne nous semble pas logique. Nous mettons donc une fois de plus un bémol aux résultats se rapportant à ces programmes.

On retrouve des résultats en accord avec les explications précédemment mention-

nées dans le cas des transitions vers l'assurance-emploi, qui ont tendance à augmenter avec le taux de chômage, à l'exception des transitions ayant pour origine l'emploi et l'inactivité, qui elles ont tendance à diminuer lorsqu'on assiste à une hausse du taux de chômage. Face à une dégradation du marché de l'emploi, il est plausible de penser que les individus soient plus enclins à conserver leur emploi. Face aux mêmes conditions, un individu aux études peut être incité à prolonger celles-ci, allongeant ainsi sa période d'inactivité et diminuant son intensité de transitions vers l'emploi ou l'assurance-emploi. Les transitions ayant pour destination l'inactivité augmentent avec le taux de chômage lorsque l'origine est l'aide de dernier recours ou les programmes de formation reliés à celle-ci, et diminuent lorsque l'origine est l'emploi. Ces résultats peuvent signifier que dans des conditions économiquement difficiles, les individus sont plus prédisposés à retourner aux études, ou à se tourner vers le travail au noir, par exemple.

En ce qui concerne le salaire minimum, on observe qu'une hausse de celui-ci est accompagnée d'une diminution des taux de sortie vers l'aide de dernier recours, à condition d'être en emploi, ou encore inactif au préalable. La hausse du salaire minimum semble rendre le marché du travail plus attrayant pour les individus de notre échantillon, lesquels sont de jeunes hommes peu scolarisés. Comme on retrouve typiquement ce type d'individus dans des emplois faiblement salariés, ceux-ci sont donc particulièrement sensibles aux fluctuations de cette variable. On constate que les intensités de transition vers les programmes de formation à l'aide de dernier recours sont affectées positivement par la hausse du salaire minimum, ce qui peut signifier que la hausse de cette variable, par son effet sur la demande de travail, stimule les individus à acquérir une meilleure formation, afin de se qualifier pour un emploi. C'est sans surprise que nous constatons que les intensités de transition de l'aide de dernier recours vers le programme PAIE augmentent avec le salaire minimum, les participants à PAIE étant la plupart du temps rémunérés au salaire minimum.

Conditionnellement à se trouver à l'assurance-emploi, l'augmentation du salaire

minimum a pour effet d'intensifier les sorties vers l'assurance-emploi, l'emploi et l'inactivité. Plusieurs interprétations sont possibles pour expliquer ces résultats et elles ne sont malheureusement pas toutes cohérentes entre elles. Il est possible que les sorties ayant pour origine l'assurance-emploi augmentent quand la destination est l'assurance-emploi ou l'inactivité, à cause de l'effet d'une augmentation du salaire minimum sur la demande de travail, l'accès au marché du travail pouvant être devenu plus difficile pour les individus travaillant à faible salaire. Cependant, pour justifier la raison pour laquelle les taux de sortie vers l'emploi augmentent également, c'est plutôt l'effet d'attraction d'un salaire potentiellement plus élevé qui semble jouer. Comme notre modèle comporte un nombre très élevé de paramètres, il serait vain d'espérer que tous nos estimés aient une interprétation qui soit toujours cohérente.

Lorsque l'état d'origine est l'emploi, les taux de sortie vers l'assurance-emploi ainsi que vers les programmes de formation à l'aide de dernier recours ont tendance à augmenter, alors que ceux vers l'emploi, l'inactivité et l'aide de dernier recours tendent, quant à eux, à diminuer avec une hausse du salaire minimum. Ces résultats peuvent traduire l'impact négatif d'une hausse du salaire minimum sur la demande pour les travailleurs faiblement salariés. Ainsi, l'accès au marché du travail pouvant être difficile, les individus faisant face à une baisse de la demande de travail peuvent avoir à transiter plus fréquemment vers l'assurance-emploi. Aussi, cela peut les inciter à se doter d'une meilleure formation afin d'augmenter leur employabilité, et peut-être du même coup leur rémunération. C'est pourquoi on observe que les transitions vers les programmes de formation s'intensifient, au détriment de celles vers l'aide de dernier recours. Les individus qui réussissent à conserver leur emploi peuvent être moins portés à le quitter pour s'en chercher un autre, ou encore à prendre le risque de quitter le marché du travail.

Finalement, les résultats obtenus en rapport avec la variable du taux des prestations à l'assurance-emploi sont pour le moins surprenants. En effet, nous nous attendions à ce qu'une augmentation de ce taux augmente les intensités de transition

vers l'assurance-emploi et l'emploi ; dans ce dernier cas, afin de devenir admissible à l'assurance-emploi. Pour cette raison, nous pensions que les taux de sortie vers l'aide de dernier recours auraient plutôt tendance à diminuer, au profit de l'emploi et de l'assurance-emploi. Nos paramètres nous indiquent pourtant tout le contraire et nous croyons qu'ici, la nature de notre variable a affecté nos résultats. En effet, en incluant le taux des prestations dans notre modèle, nous faisons implicitement l'hypothèse que cette variable est exogène ; donc que le comportement des individus de notre échantillon est expliqué par celle-ci, et non pas l'inverse. Cependant, cette variable étant bien souvent le résultat de décisions politiques, nous croyons, à la lumière de nos résultats, que les variations de cette variable pourraient plutôt être en partie induites par le comportement des individus à l'assurance-emploi. En effet, les réformes qui ont modifié le taux des prestations à l'assurance-emploi ont été motivées par le nombre sans cesse croissant de prestataires de l'assurance-emploi et par les sommes considérables consacrées à ce programme. Dans un sens, les variations du taux de prestations peuvent être endogènes au comportement des prestataires de l'assurance-emploi.

3.3.2 Résultats avec variables indicatrices

Nous n'avons malheureusement pas réussi à faire converger nos programmes en incluant l'hétérogénéité non observée dans notre modèle, et ce, pour tous les types de spécifications dont nous avons traité précédemment. Il est possible que les hasards proportionnels soient une spécification trop flexible pour un modèle incluant un nombre aussi élevé de paramètres, auquel on veut ajouter des paramètres d'hétérogénéité non observée. Des fonctions de hasard accéléré ("Accelerated failure time model") seraient peut-être plus appropriées.

Pour enrichir notre modèle, nous avons décidé d'introduire deux autres variables explicatives dans celui-ci, lesquelles tiennent compte de l'effet des trajectoires passées dans les programmes de formation sur les trajectoires subséquentes. Nous avons donc construit deux variables indicatrices ; une pour les programmes de formation à l'aide

de dernier recours, l'autre pour les programmes de formation à l'assurance-emploi. Pour chaque épisode de la trajectoire d'un individu, peu importe l'état dans lequel il se trouve, ces variables indiquent respectivement le nombre d'épisodes en formation ayant précédé l'épisode en cours. C'est une façon indirecte de tenir compte de l'hétérogénéité non observée, si on fait l'hypothèse que la participation, ou encore le nombre de fois qu'un individu a participé à un tel programme, est un indice de caractéristiques non observables, telles la motivation, la débrouillardise, *etc.* S'il y a effectivement présence d'hétérogénéité non observée, les paramètres rattachés aux variables indicatrices surestimeront l'impact du nombre de participation. Cependant, si en présence d'hétérogénéité non observée, on n'admet aucune façon de la capter, cela implique un biais systématique vers une dépendance temporelle négative. Une approche similaire a été adoptée entre autres par Fougère, Bonnal et Sérandon [2] et Gritz [10].

Par souci de concision, nous ne reprendrons pas les explications portant sur les variables explicatives traitées dans la section précédente. En effet, le modèle avec les variables indicatrices pour les programmes de formation a donné des résultats en général très proches de ceux obtenus auparavant. En fait, toutes les variables significatives dans le dernier modèle estimé ont le même signe que ceux du modèle sans variable indicatrice. Pour plus de détails, on peut consulter les tableaux de l'annexe F. Seule la partie ayant les programmes de formation à l'assurance-emploi comme origine n'a pas pu être estimée avec les variables indicatrices, le nombre d'individus ayant participé à cette mesure étant probablement trop peu élevé, par rapport au nombre de paramètres à estimer. Nous allons plutôt nous attarder à analyser les résultats obtenus concernant l'effet des variables indicatrices.

Tout d'abord, on constate en général que plus le nombre de participations à un programme de formation à l'aide de dernier recours est élevé, plus les taux de sortie vers ces mêmes programmes, ainsi que vers l'aide de dernier recours, augmentent ; et ceci alors que les taux de sortie vers les autres états diminuent. À première vue,

ces programmes de formation semblent jouer tout le contraire du rôle qu'on leur destinait. Plus un individu participe à ces mesures, plus il y retourne, et moins il est enclin à retourner et à demeurer sur le marché du travail. La variable que nous avons construite semble donc capter au moins une partie des caractéristiques non observées des individus de notre échantillon. Ces participants semblent posséder des caractéristiques très particulières qui font qu'ils demeurent dépendants de ce système de soutien du revenu. C'est sans surprises que nous constatons ces résultats, compte tenu des précédentes comparaisons entre les durées espérées des participants et des non-participants. Une exception s'applique dans le cas des transitions des programmes de formation à l'aide de dernier recours vers l'emploi. Plus le nombre de participation est élevé, plus l'intensité de transition entre ces deux états augmente. Il est possible que ce résultat traduise un effet positif, mais de très court terme, sur l'employabilité des participants, qui n'est malheureusement pas assez fort pour perdurer.

Des résultats un peu différents sont obtenus en ce qui concerne le nombre de participations à un programme de formation à l'assurance-emploi. Bien qu'on observe, tout comme pour les participants aux programmes de formation à l'aide de dernier recours, qu'un nombre de participations élevé coïncide avec une participation accrue à l'aide de dernier recours, on constate également que les taux de sortie de l'emploi et l'inactivité (sauf pour les transitions de l'emploi vers l'inactivité, qui elles diminuent) augmentent avec le nombre de participations aux programmes de formation à l'assurance-emploi. En particulier, le résultat concernant les transitions vers l'emploi semble indiquer que les participants aux programmes de formation à l'assurance-emploi possèdent des caractéristiques quelque peu différentes de celles des participants à d'autres types de programmes de formation ; ou encore que les programmes à l'assurance-emploi contribuent plus efficacement à une réinsertion de ses participants au marché du travail. Ce résultat mérite qu'on s'attarde éventuellement à comparer les deux programmes, mais aussi les participants à ces programmes. D'importantes leçons pourraient être tirées de ces comparaisons.

3.3.3 Durées espérées

Nous nous sommes servis des paramètres estimés du modèle avec variables indicatrices pour les programmes de formation pour calculer les durées espérées dans les sept états de notre modèle. En fixant les caractéristiques des individus à la moyenne de leurs valeurs durant la période observée, la durée espérée passée dans l'état j se calcule ainsi, dans le cas discret :

$$E[D_j|X] = \sum_{t=1}^{\infty} S_j(t, \beta|X), \quad (3.5)$$

où $S_j(t|X)$ est la fonction de survie présentée à l'équation 2.14.

Afin de vérifier si les variables indicatrices captent bien l'hétérogénéité non observée présente dans notre échantillon, nous avons effectué une allocation aléatoire des épisodes en programmes de formation. Pour ce faire, nous avons pris les vecteurs des deux variables indicatrices, pour tous les individus, et nous avons redistribué aléatoirement les valeurs de ces variables aux individus de notre échantillon. L'intuition derrière cette idée est la suivante : si, en allouant de façon aléatoire les épisodes en programmes de formation, on se retrouve avec des durées espérées très différentes de celles calculés avant l'allocation aléatoire, cela impliquera que l'hétérogénéité non observée qui a pu être captée par les variables indicatrices n'a pas un grand rôle à jouer dans l'explication de ces durées. Autrement dit, la participation, ou le nombre de participation, à un programme de formation n'est pas un bon indice des caractéristiques non observables des individus de l'échantillon. Cependant, si les durées espérées sont sensiblement les mêmes après l'allocation aléatoire, cela démontrera que les durées observées s'expliquent également par des caractéristiques non observables que captent en quelque sorte les variables de participation à un programme de formation. Dans ce dernier cas, ces caractéristiques non observables ont le même effet sur les durées espérées, peu importe l'individu auquel ces caractéristiques sont al-

louées, mais surtout peu importe les valeurs des autres variables explicatives pour cet individu. Nous avons effectivement obtenu que l'allocation aléatoire des épisodes de formation n'affecte pratiquement pas les durées espérées pour chacun des 7 états, ce qui confirme que les durées observées s'expliquent aussi par des caractéristiques non observables qui ne sont aucunement corrélées avec les variables explicatives observées pour chaque individu.

Le tableau 3.6 résume les résultats obtenus. On note que les épisodes d'emploi des individus sont généralement assez courts, soit d'une durée d'environ 28 semaines (7 mois). Les durées obtenues pour les épisodes en formation correspondent grossièrement aux durées habituelles de ces programmes (étant donné l'agrégation de ces programmes, il est difficile d'en dire plus). De même, la durée espérée à l'assurance-emploi prend une valeur près de celles généralement trouvées pour cet état.

TABLEAU 3.6: Durées espérées pour chacun des sept états (moyenne sur l'échantillon vs allocation aléatoire des épisodes en formation).

	Échantillon	Allocation aléatoire
Durées espérées à l'aide sociale	43,98	43,99
Durées espérées en formation à l'aide sociale	23,70	23,69
Durées espérées à PAIE	13,10	13,11
Durées espérées à l'assurance-emploi	36,68	36,65
Durées espérées en formation à l'assurance-emploi	25,80	-
Durées espérées en emploi	28,03	28,23
Durées espérées à l'inactivité	42,59	42,71

3.3.4 Probabilités de transition

Nous nous sommes également servis des paramètres estimés du modèle avec variables indicatrices afin de calculer des probabilités conditionnelles de transition. Ces statistiques donnent la probabilité que l'état k succède directement à l'état j . Ces probabilités (qui sont conditionnelles à être dans l'état j au préalable) sont données, dans le cas discret, par l'expression suivante (voir à cet effet Lancaster [18]) :

$$\pi_{k|j}(X) = \sum_{t=0}^{\infty} \lambda_{j,k}(t, \beta|X) S_j(t, \beta|X). \quad (3.6)$$

Pour mesurer l'impact des programmes de formation, nous nous y sommes pris de deux façons. Premièrement, nous avons comparé les probabilités conditionnelles de transition, évaluées à la moyenne des variables explicatives de l'échantillon³, avec celles évaluées pour les deux variables indicatrices égales à zéro. En comparant ces moyennes, on peut avoir une idée de l'impact d'une participation passée à un programme de formation sur les probabilités de transition futures des individus. En étudiant le tableau 3.7, on constate que le fait d'avoir participé ou non à un programme de formation dans le passé n'affecte pas très significativement les transitions de l'individu moyen de l'échantillon. En particulier, l'impact d'une participation à un programme de développement de l'employabilité à l'assurance-emploi est très marginal (l'écart maximal entre les probabilités est de 0,2 %). Cela peut s'expliquer par le faible nombre de participants à ce programme, comparé au nombre d'individus dans notre échantillon (en tout, 145 individus sur 3068). Comme nous prenons la moyenne de la variable indicatrice pour l'échantillon, il est normal de trouver que l'effet de cette variable est très petit pour l'individu moyen de l'échantillon. Malgré tout, on note que, conditionnellement à être à l'aide de dernier recours, en emploi ou encore inactif, une

³Nous avons fait ceci en ne permettant qu'un seul type de participation à la fois; nous avons donc posé la variable Indicateur-5 égale à 0, puis de même avec la variable Indicateur-2 afin d'isoler l'impact d'une participation à chacun des types de programmes de formation.

participation passée à un programme de formation à l'assurance-emploi a pour effet d'augmenter la probabilité de transition vers l'emploi, ce qui corrobore les résultats déjà énoncés.

Dans le cas des programmes de formation à l'aide de dernier recours, l'impact d'une participation à ce programme est un peu plus marqué, même si les différences entre les probabilités de transition des participants et des non-participants sont toujours inférieures à 1,5 %. Contrairement aux programmes de formation à l'assurance-emploi, on observe ici qu'une participation à un programme de formation à l'aide de dernier recours a généralement pour effet de diminuer la probabilité de transiter vers un emploi, conditionnellement à être à l'aide de dernier recours, à l'assurance-emploi ou en emploi. Ce résultat va également dans le même sens que ceux précédemment évoqués.

TABLEAU 3.7: Probabilités de transition (variables indicatrices à zéro) en pourcentage.

Destination Origine	Aide sociale	Assurance-emploi	Emploi	Inactivité
Aide sociale				
<i>Participation a. s.</i>	-	1,8	35,9	22,8
<i>Participation a. e.</i>	-	1,9	36,5	23,4
<i>Aucune participation</i>	-	1,9	36,3	23,4
Assurance-emploi				
<i>Participation a. s.</i>	9,7	10,4	39,8	43,3
<i>Participation a. e.</i>	9,3	9,9	40,6	43,3
<i>Aucune participation</i>	9,2	9,9	40,6	43,4
Emploi				
<i>Participation a. s.</i>	8,9	31,2	17,8	41,4
<i>Participation a. e.</i>	8,5	30,2	18,1	42,5
<i>Aucune participation</i>	8,5	30,1	18,0	42,8
Inactivité				
<i>Participation a. s.</i>	40,7	7,8	53,4	-
<i>Participation a. e.</i>	40,2	8,6	53,3	-
<i>Aucune participation</i>	40,2	8,7	53,2	-

Nous avons également utilisé les paramètres estimés pour calculer les probabilités conditionnelles de transition si on abolissait les programmes de formation. Pour ce faire, nous avons tout simplement redéfini de façon appropriée la fonction de survie

de l'équation 3.6, en enlevant les fonctions de hasard dont la destination était un programme de formation. Nous avons ainsi comparé les probabilités conditionnelles de transition en présence et en l'absence de programmes de formation, ce qui nous permet d'évaluer l'impact de ces programmes sur les transitions subséquentes des individus.

Le tableau 3.8 présente les probabilités de transition obtenues en utilisant cette méthode. On constate ici une différence appréciable entre les probabilités conditionnelles de transition ayant pour origine l'aide de dernier recours. En l'absence des programmes de formation, on observe en effet que les probabilités de transition vers l'assurance-emploi, vers l'emploi ainsi que vers l'inactivité augmentent de façon considérable. Dans le cas de l'emploi, on trouve qu'en moyenne 1,5 fois plus de gens vont transiter vers cet état lorsqu'ils sont à l'aide de dernier recours au préalable, en l'absence de programmes de formation à l'aide de dernier recours. Cependant, il faut demeurer prudent quant à l'interprétation de ces résultats. En effet, il se peut que les durées à l'aide de dernier recours soient prolongées en l'absence de programmes de formation. Dans ce cas, des séjours à l'aide qui durent plus longtemps peuvent s'avérer aussi coûteux, sinon davantage, que de fournir aux prestataires l'occasion de se sortir de leur situation de dépendance en leur offrant la possibilité de participer à divers programmes de formation.

TABLEAU 3.8: Probabilités de transition (abolition des programmes de formation) en pourcentage.

Destination Origine	Aide sociale	Assurance-emploi	Emploi	Inactivité
Aide sociale				
<i>Participation a. s.</i>	-	1,8	36,1	22,8
<i>Aucune participation</i>	-	3,4	53,8	43,4
Assurance-emploi				
<i>Participation a. e.</i>	9,8	10,4	39,8	43,2
<i>Aucune participation</i>	10,1	10,7	40,7	44,4
Emploi				
<i>Participation a. s.</i>	8,9	31,4	17,9	41,1
<i>Aucune participation</i>	8,9	31,7	18,0	41,3
Inactivité				
<i>Participation a. s.</i>	40,6	7,8	53,6	-
<i>Aucune participation</i>	41,1	7,8	54,2	-

En ce qui concerne les autres transitions, l'impact de l'abolition des programmes de formation est beaucoup moins marqué. Ces résultats impliquent que les programmes de formation à l'aide de dernier recours affectent surtout les transitions reliées à l'aide de dernier recours, et il semble, du moins pour les individus de notre échantillon, que ces programmes ne font qu'encourager la dépendance à l'aide, plutôt que de la diminuer.

Finalement, on remarque qu'en l'absence de programmes de formation à l'assurance-emploi, les probabilités de transition ne changent pratiquement pas. L'abolition de ces programmes n'affecte jamais de plus de 0,3 points de pourcentage les probabilités de transition. Le peu d'impact de ce programme pourrait expliquer la faible participation, mais l'inverse peut également être vrai. Il pourrait également être intéressant de voir de quelle façon la participation à ces programmes influence l'admissibilité à l'assurance-emploi (niveau et durée des prestations).

Conclusion

L'étude de la dynamique des transitions des jeunes sur le marché du travail nous a permis de trouver des résultats très intéressants. En particulier, elle nous a permis d'identifier l'impact de plusieurs variables sur ces transitions. Ainsi, on observe qu'une hausse du barème à l'aide de dernier recours exerce un effet d'attraction vers ce programme, au détriment de l'emploi. Nous avons également constaté qu'un taux de chômage élevé affecte de façon significative les transitions des individus de notre échantillon, les obligeant bien souvent à se tourner vers les programmes de soutien du revenu pour subvenir à leurs besoins. Aussi, la population à laquelle nous nous sommes intéressés, soit de jeunes hommes peu scolarisés, est fortement affectée par les variations du salaire minimum, ce qui n'est pas surprenant, puisque ce type d'individus se retrouve souvent à travailler dans des emplois faiblement salariés.

Cette étude nous a également permis d'identifier certains impacts des programmes de développement de l'employabilité, prodigués tant à l'aide de dernier recours qu'à l'assurance-emploi. Nous avons donc pu observer qu'un nombre élevé de participations à ce dernier programme coïncide avec des transitions plus fréquentes vers l'emploi, ce qui n'est pas toujours le cas avec les programmes de formation se rattachant à l'aide de dernier recours. Aussi, nous avons constaté que l'abolition de ces derniers programmes augmenterait considérablement la probabilité de quitter l'aide de dernier recours pour un emploi. Nous croyons, à la lumière de nos résultats, que les impacts parfois fort divergents obtenus lorsque nous comparons les deux types de programmes étudiés ici peuvent provenir des caractéristiques non observables des individus qui y

participent. Nous espérons que ces résultats sauront guider nos décideurs politiques, lorsque ceux-ci entameront une réforme des programmes concernés.

Une avenue future qu'il serait intéressant d'aborder consisterait à introduire des variables d'hétérogénéité non observée dans un modèle semblable au nôtre. Aussi, l'introduction de variables explicatives qui bougent dans le temps pourrait éventuellement conduire à une étude encore plus raffinée des impacts de ces variables sur les transitions des individus. Il serait également important de pouvoir désagréger les programmes de formation, afin de pouvoir étudier l'impact de chacun de ces programmes sur les transitions futures des individus qui y participent, ce qui ne nous était malheureusement pas possible de faire, étant donné le faible nombre de participants dans notre échantillon. On pourrait ainsi distinguer entre les divers types de programmes et être plus à même de juger de leur efficacité et des réformes pertinentes à y apporter.

Bibliographie

- [1] Michael Baker, Miles Corak, et Andrew Heisz. The Labour Market Dynamics of Unemployment Rates in Canada and the United States. *Canadian Public Policy*, 24 :72-89, 1998.
- [2] Liliane Bonnal, Denis Fougère, et Anne Sérandon. L'impact des dispositifs d'emploi sur le devenir des jeunes chômeurs : une évaluation économétrique sur donnée longitudinales. *Économie et Prévision*, 115(4) :1-28, 1994.
- [3] Liliane Bonnal, Denis Fougère, et Anne Sérandon. Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories. *Review of Economic Studies*, 64 :683-713, 1997.
- [4] Patrick Déry. *Relance de Relance : Une évaluation économétrique des programmes de développement de l'employabilité du Ministère de la Sécurité du Revenu du Québec*. CREFA, Département d'Économique, Université Laval, 1997.
- [5] Jean-Yves Duclos, Bernard Fortin, Guy Lacroix, et Hélène Roberge. *La dynamique de la participation à l'aide social au Québec : 1979-1999*. CREFA, Département d'Économique, Université Laval, 1996.
- [6] Bernard Fortin, Denis Fougère, et Guy Lacroix. *The Impact of Government-Sponsored Training Programs on Labour Market Transitions*. Rapport préliminaire préparé pour DRHC, 1999.
- [7] Bernard Fortin, Guy Lacroix, et Éric Simard. *Welfare Benefits and Youths' Welfare Spell Duration : An Econometric Model with Multiple Spells and Unobserved*

- Heterogeneity*. CREFA, Département d'Économique, Université Laval, 1997.
- [8] Pierre Fortin et Francine Séguin. *Pour un régime équitable axé sur l'emploi*. Rapport soumis à la ministre de la sécurité du revenu, 1995.
- [9] Daniel Friedlander, David H. Greenberg, et Philip K. Robins. Evaluating Government Training Programs for the Economically Disadvantaged. *Journal of Economic Literature*, 35(4) :1809–1855, 1997.
- [10] R. Mark Gritz. The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment. *Journal of Econometrics*, 57 :21–51, 1993.
- [11] Aaron Ham et Jerry A. Hausman. Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models. *Journal of Applied Econometrics*, 5(1) :1–28, 1990.
- [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, 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] James J. Heckman et Burton Singer. Econometric Duration Analysis. *Journal of Econometrics*, 24 :63–132, 1984.
- [15] Lawrence F. Katz et Bruce D. Meyer. The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment. *Journal of Public Economics*, 41 :45–72, 1990.
- [16] Nicholas M. Kiefer. Economic Duration Data and Hazard Functions. *Journal of Economic Literature*, 26 :646–679, 1988.
- [17] Robert J. Lalonde. The Promise of Public Sector-Sponsored Training Programs. *Journal of Economic Perspectives*, 9(2) :149–168, 1995.
- [18] Tony Lancaster. *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge University Press, 1990.

- [19] Robert Moffitt. Incentive Effects of the U.S. Welfare System : A Review. *Journal of Economics*, 30(1) :1-61, 1992.
- [20] Robert Moffitt. The Effect of Employment and Training Programs on Entry and Exit from the Welfare Caseload. *Journal of Policy and Management*, 15(1) :32-50, 1996.
- [21] Norman Park, W.Craig Riddell, et Ging Wong. *An Evaluation of UI-Sponsored Training*, 1994.
- [22] Christine Soucy. *L'évolution des programmes de sécurité du revenu : 1979-1991*. CREFA, Département d'économique, Université Laval, 1994.
- [23] M.A. Tanner et W.H. Wong. The Estimation of the Hazard Function from Randomly Censored Data by the Kernel Method. *Annals of Statistics*, 11 :989-993, 1983.

Annexe A

Description des programmes de formation

A.1 Aide de dernier recours

Avant 1989, il existait trois programmes visant le développement de l'employabilité des bénéficiaires à l'aide de dernier recours âgés de moins de 30 ans, soit : Rattrapage Scolaire (RS), Stages en Milieu de Travail (SMT) et les Travaux Communautaires (TC). Lors de la réforme de l'aide sociale en 1989, on a mis sur pied le programme d'Actions Positives pour le Travail et l'Emploi (APTE). Ce programme assure une aide de dernier recours aux familles et aux personnes seules considérées employables. Il a pour objectif l'intégration ou la réintégration au marché du travail de ces personnes. Pour y parvenir, un des moyens prévus est l'accès à des mesures de développement de l'employabilité et d'aide à l'emploi. Avec APTE, de nouvelles mesures sont venues s'ajouter à celles existant déjà, soit : la Reconnaissance des Activités de Développement de l'Employabilité (RADE), le Programme d'Aide à l'Intégration en Emploi (PAIE) et les Services Externes de Main-d'Oeuvre (SEMO). Voici une brève description de ces divers programmes :

- *Rattrapage Scolaire (RS)*

Ce programme permet aux bénéficiaires admissibles de recevoir une formation personnalisée et accélérée en vue d'obtenir un diplôme d'études secondaires. Cette formation est dispensée par les commissions scolaires. Le programme RS s'adresse à toutes les personnes prestataires de l'aide de dernier recours qui ont quitté les études régulières à temps plein depuis au moins neuf mois. La priorité est accordée aux individus ayant abandonné leurs études depuis plus de deux ans.

- *Stages en Milieu de Travail (SMT)*

Ce programme permet aux bénéficiaires admissibles d'acquérir, par le biais d'un stage en entreprise, les connaissances et les habiletés nécessaires pouvant faciliter l'accès à des métiers semi-qualifiés ou qualifiés. Les bénéficiaires admissibles doivent avoir quitté les études à temps plein depuis au moins neuf mois et ne peuvent détenir de diplôme d'études collégiales professionnelles ou de diplôme universitaire.

- *Expérience de Travail (EXTRA)*

Ce programme était auparavant connu sous le nom de Travaux Communautaires (TC). Il vise à permettre aux bénéficiaires admissibles de participer à des activités communautaires. EXTRA fournit ainsi une occasion d'utiliser et de développer des habiletés susceptibles d'accroître les chances d'accéder au marché du travail. Tous les bénéficiaires peuvent participer à ce programme, et la priorité est accordée à ceux étant à l'aide de dernier recours depuis plus d'un an.

- *Reconnaissance des Activités de Développement de l'Employabilité (RADE)*

Ce programme a pour but de favoriser l'accès des prestataires de la sécurité du revenu à diverses activités de développement de l'employabilité offertes par des organismes externes au Ministère de la Solidarité Sociale. Ces activités visent à faciliter l'intégration éventuelle au marché du travail. Tous les bénéficiaires y

sont admissibles.

- *Programme d'Aide à l'Intégration en Emploi (PAIE)*

Ce programme a pour objectif l'insertion ou la réinsertion des bénéficiaires dans des emplois rémunérés aux taux du marché. Ainsi, une subvention couvrant une partie du salaire versé au participant est accordée à l'employeur pour une période maximale de six mois. Les bénéficiaires doivent avoir accumulé au moins six mois de présence à l'aide de dernier recours au cours des douze derniers mois pour être admissibles à ce programme. Les chefs de famille monoparentale et les personnes âgées de plus de 45 ans sont exemptés de cette condition. Ce programme met l'accent sur les nouveaux emplois à temps plein qui peuvent éventuellement devenir permanent. Les emplois saisonniers (dix-huit semaines et plus) ou à temps partiel sont admissibles s'ils permettent de quitter l'aide de dernier recours.

- *Servies Externes de Main-d'Oeuvre (SEMO)*

Ces services sont donnés par des organismes à but non lucratif dont les efforts pour aider les bénéficiaires à intégrer le marché du travail sont complémentaires à ceux du Ministère de la Solidarité Sociale. Ce dernier soutient financièrement ces organismes favorisant l'aide et la préparation à la recherche d'emploi. Tous les prestataires de l'aide de dernier recours ont accès à ce programme.

A.2 Assurance-emploi

Allant de pair avec les diverses recommandations ayant été faites à ce sujet, on a assisté, aux cours des dix dernières années, à un changement progressif dans l'allocation des dépenses consacrées au programme d'assurance-emploi. Ce passage d'un remplacement passif du revenu vers des mesures actives a naturellement été accompagné d'une augmentation des fonds destinés aux programmes de formation, aux programmes de partage du travail ainsi qu'à la création d'emploi. Ainsi, les mon-

tants affectés à ces programmes sont passés de 300 000 dollars en 1989 à plus de 1,5 milliards de dollars en 1992. Bien que ces sommes ne constituent qu'une faible fraction des dépenses totales consacrées à l'assurance-emploi, elles témoignent tout de même du désir de fournir aux individus un complément à leur formation, reconnaissant l'importance des habiletés et des connaissances de la main-d'oeuvre de nos jours. Nous fournirons ici une description succincte de cinq des programmes de formation auxquels les prestataires de l'assurance-emploi peuvent participer. Il est important de noter que ces programmes s'adressent à des clientèles diverses, et que des objectifs et des critères d'admissibilité différents distinguent ces programmes.

- *Stagiaires Payants*

Lorsqu'ils participent à ce programme, les prestataires de l'assurance-emploi sont exemptés de la recherche d'emploi, laquelle est généralement un critère pour être admissible à l'assurance-emploi. Les prestataires, ou une tierce partie, sont responsables des coûts inhérents au programme suivi (d'où le nom), et les participants doivent avoir quitté les études à temps plein depuis au moins deux ans.

- *Clients DIR*

Ce programme englobe tous les prestataires de l'assurance-emploi prenant part à un programme de formation à temps partiel qui n'est pas sanctionné par les autorités du programme d'assurance-emploi. Il est possible que les participants à ce programme se voient enlever leurs prestations, mais ils peuvent toutefois demeurer admissibles si leur participation à ce programme n'entrave pas les activités reliées à la recherche d'un emploi, et si toute offre d'emploi raisonnable faite durant la période de formation n'est pas refusée.

- *Développement de l'Emploi*

Ce programme s'adresse aux chômeurs de long terme, soit ceux n'ayant pas eu d'emploi pendant au moins vingt-quatre des trente dernières semaines.

- *Intégration Professionnelle*

Les prestataires admissibles à ce programme sont les femmes effectuant un retour sur le marché du travail après une absence d'au moins trois ans, ainsi que les jeunes qui ne sont plus obligés d'être aux études à temps plein et qui ne possèdent que peu d'expérience sur le marché du travail. Ces derniers doivent avoir été sans emploi pendant au moins vingt-six des cinquante-deux dernières semaines, et la priorité est accordée aux décrocheurs.

- *Pénuries de Main d'Oeuvre*

Ce programme est dispensé dans les régions où on assiste à une pénurie (actuelle ou anticipée) de main-d'oeuvre pour certains types de profession. La formation pour ces emplois peut durer jusqu'à trois ans, mais seuls les prestataires ayant été sur le marché du travail pendant plus de cinq ans peuvent demeurer dans ce programme pendant plus d'un an.

Annexe B

Graphiques des variables explicatives

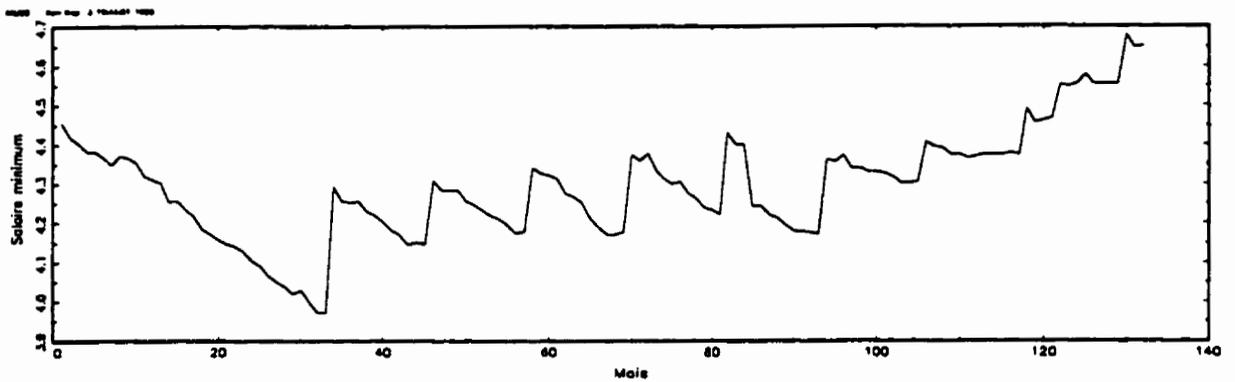


FIGURE B.1: Salaire minimum (\$ 1986).

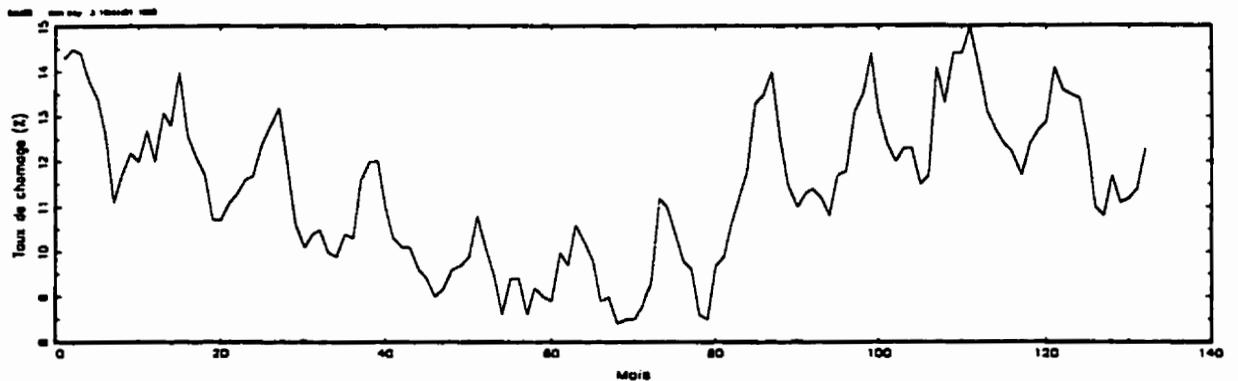


FIGURE B.2: Taux de chômage (en pourcentage).

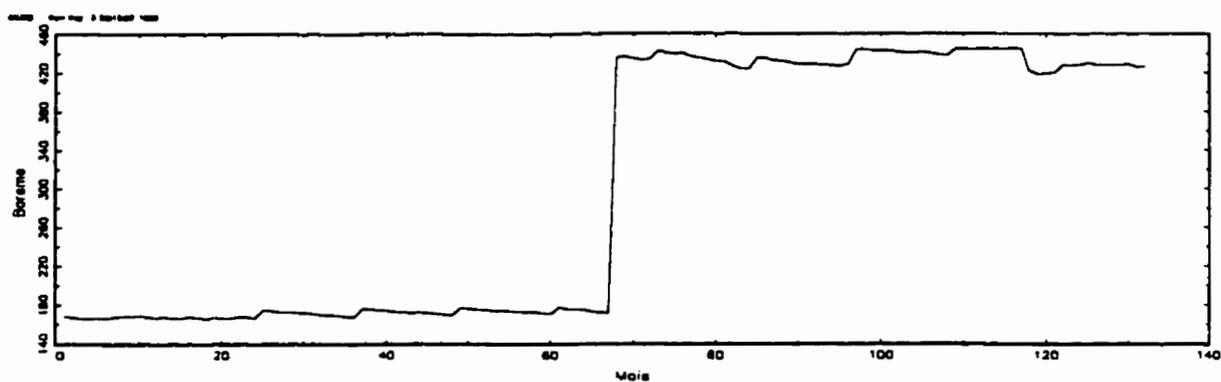


FIGURE B.3: Barème à l'aide de dernier recours (personnes seules, moins de 30 ans, \$ 1986).

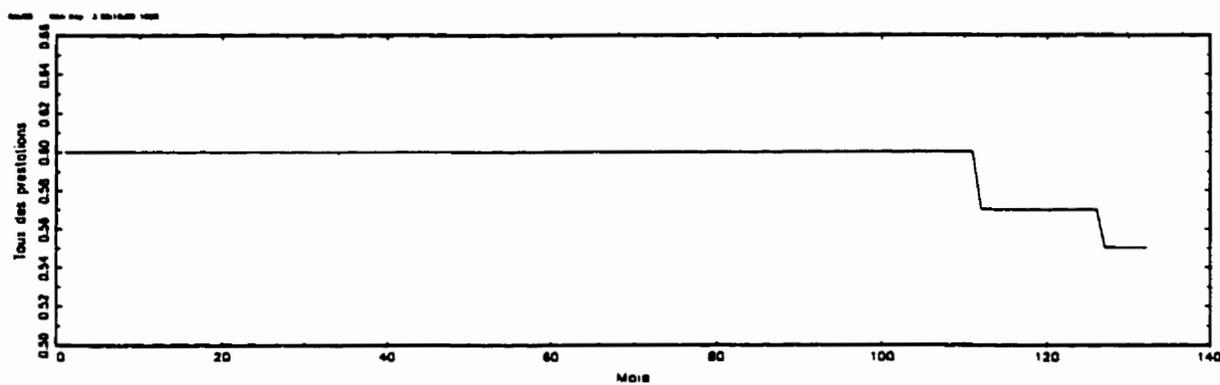


FIGURE B.4: Taux des prestations.

Annexe C

Graphiques des hasards empiriques

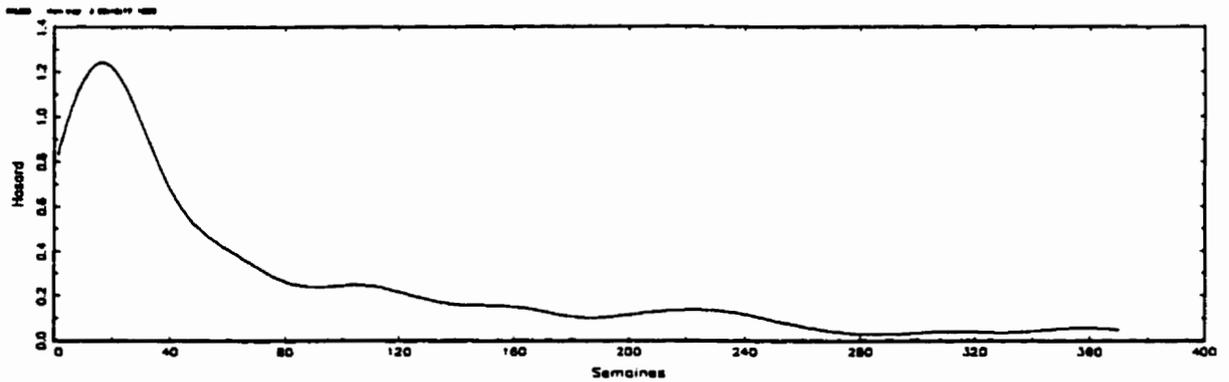


FIGURE C.1: Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers les programmes de formation à l'aide de dernier recours.

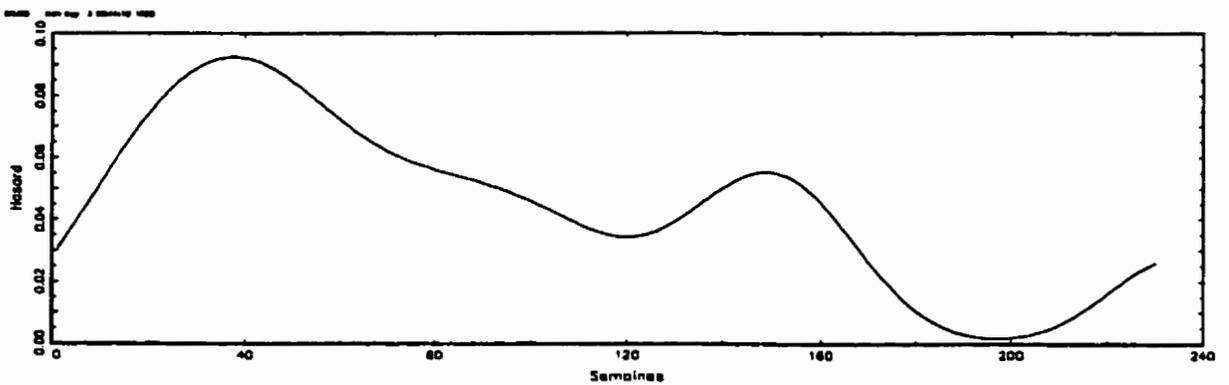


FIGURE C.2: Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers PAIE.

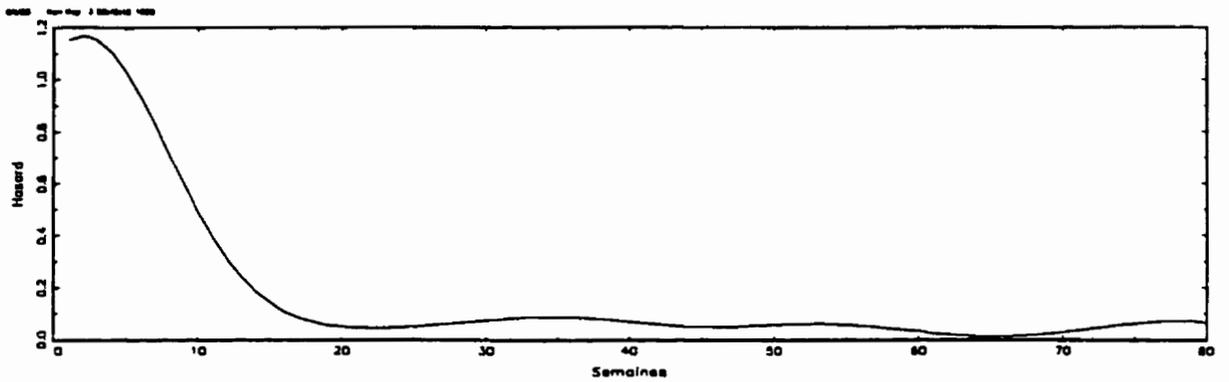


FIGURE C.3: Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers l'assurance-emploi.

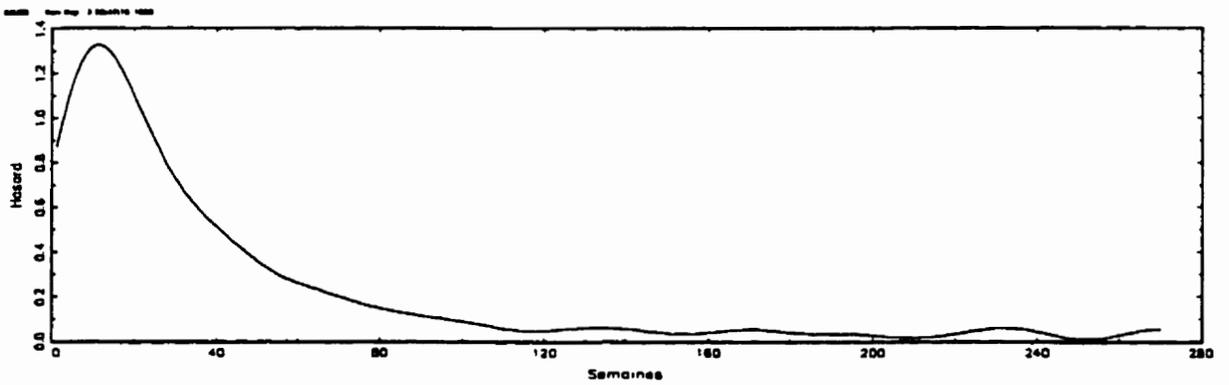


FIGURE C.4: Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers l'emploi.

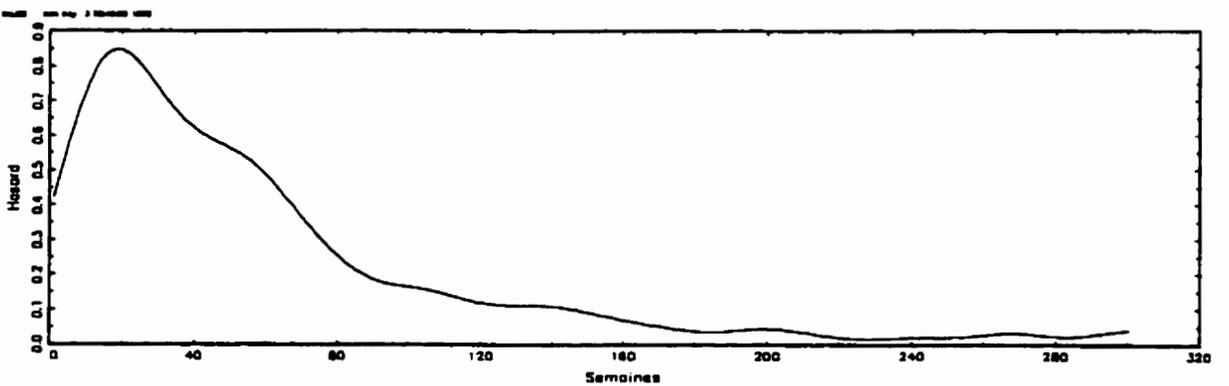


FIGURE C.5: Hasard empirique : transition de l'aide de dernier recours vers l'inactivité.

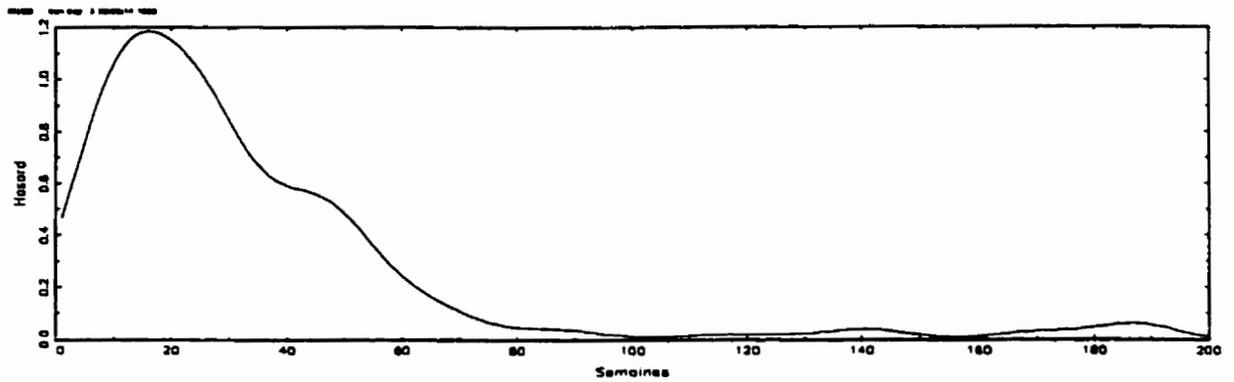


FIGURE C.6: Hasard empirique : transition des programmes de formation à l'aide de dernier recours vers l'aide de dernier recours.

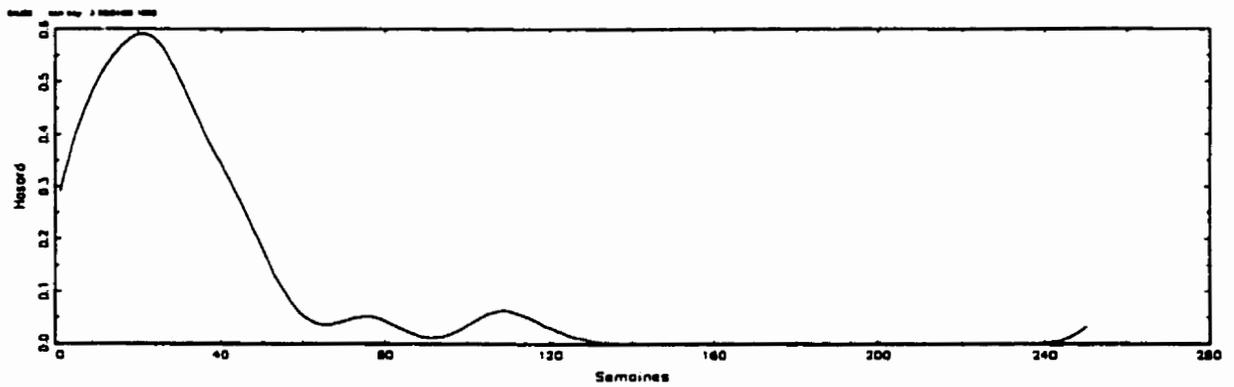


FIGURE C.7: Hasard empirique : transition des programmes de formation à l'aide de dernier recours vers l'emploi.

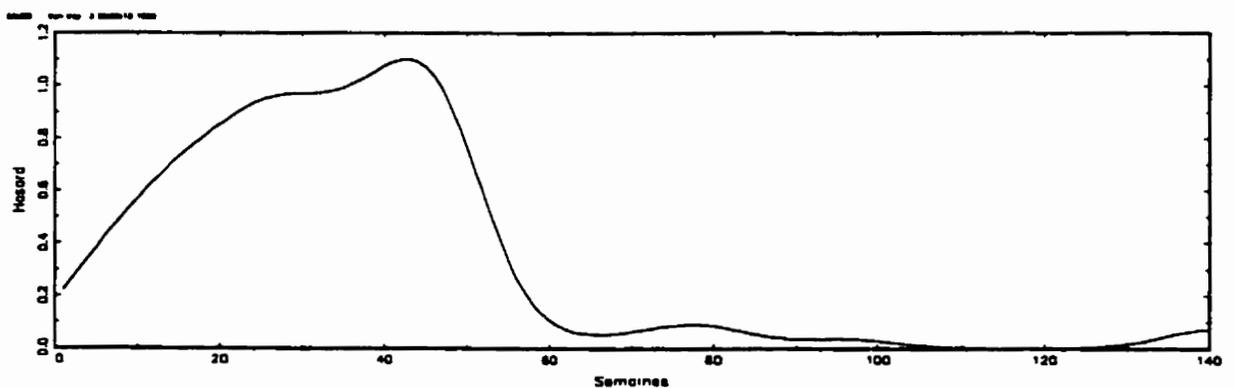


FIGURE C.8: Hasard empirique : transition des programmes de formation à l'aide de dernier recours vers l'inactivité.

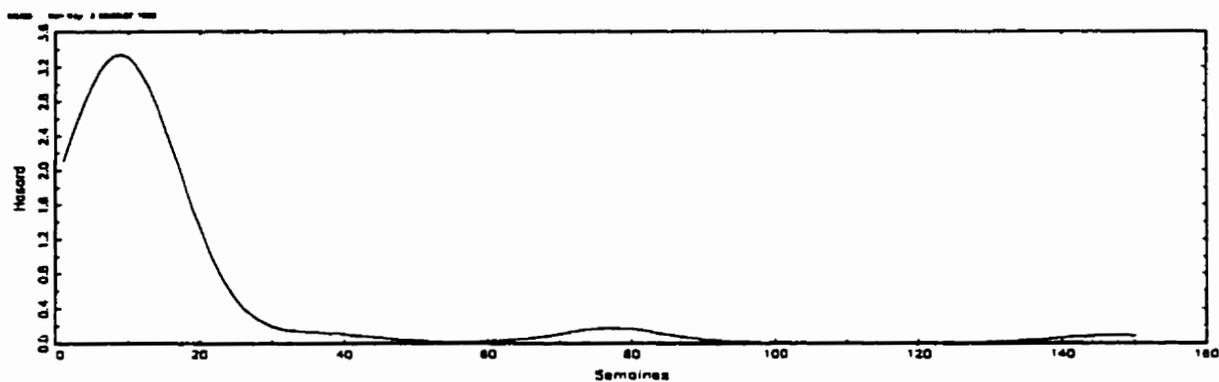


FIGURE C.9: Hasard empirique : transition de PAIE vers l'emploi.

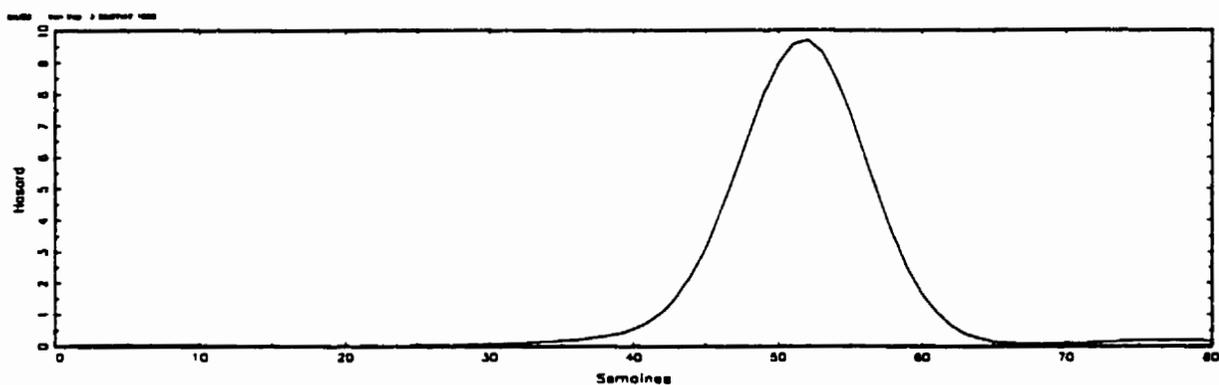


FIGURE C.10: Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers l'aide de dernier recours.

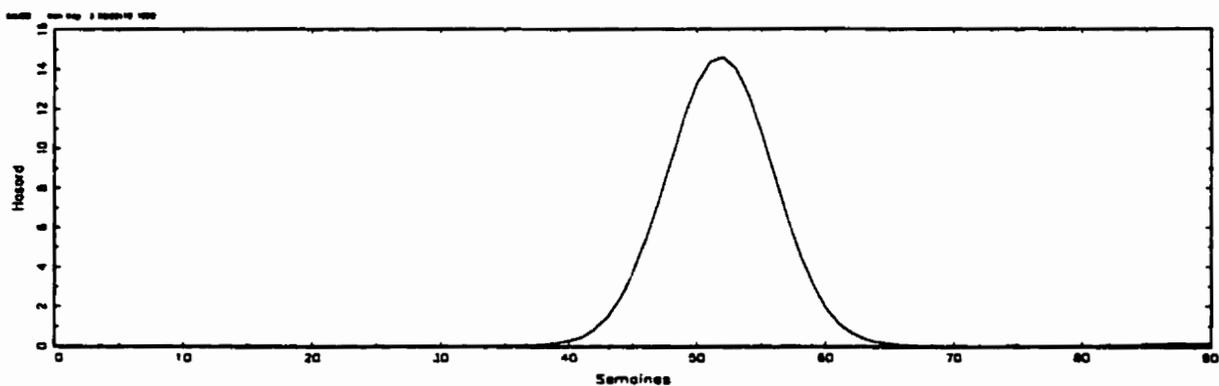


FIGURE C.11: Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers l'assurance-emploi.

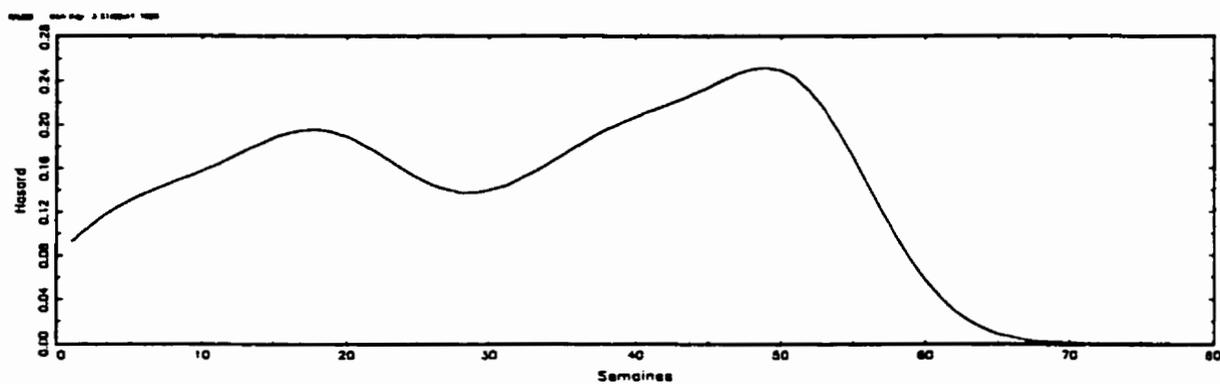


FIGURE C.12: Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers les programmes de formation à l'assurance-emploi.

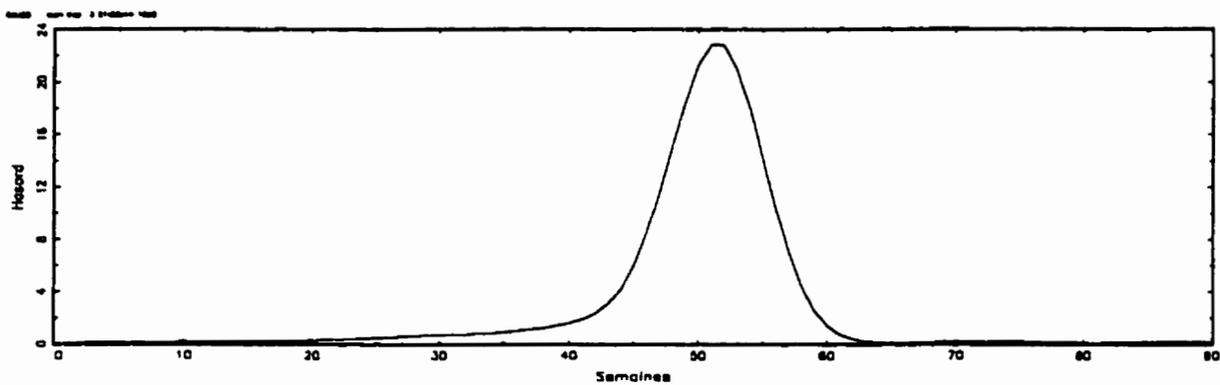


FIGURE C.13: Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers l'emploi.

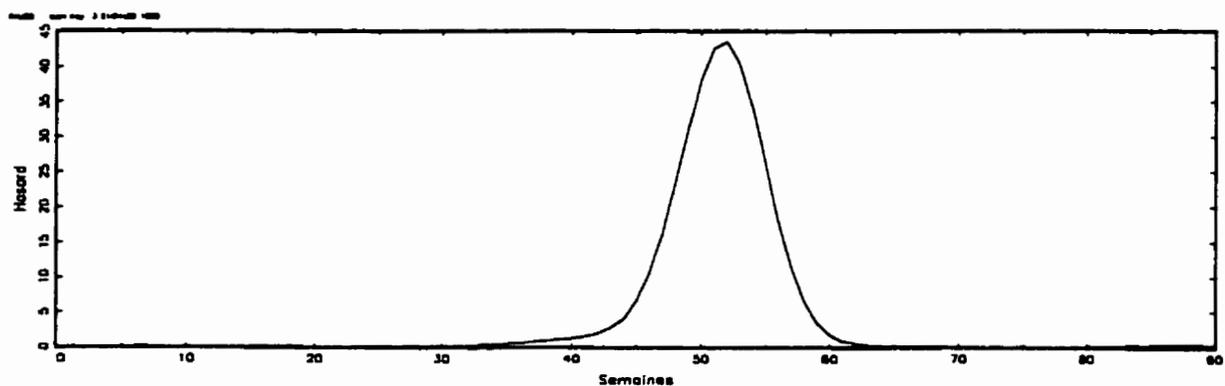


FIGURE C.14: Hasard empirique : transition de l'assurance-emploi vers l'inactivité.

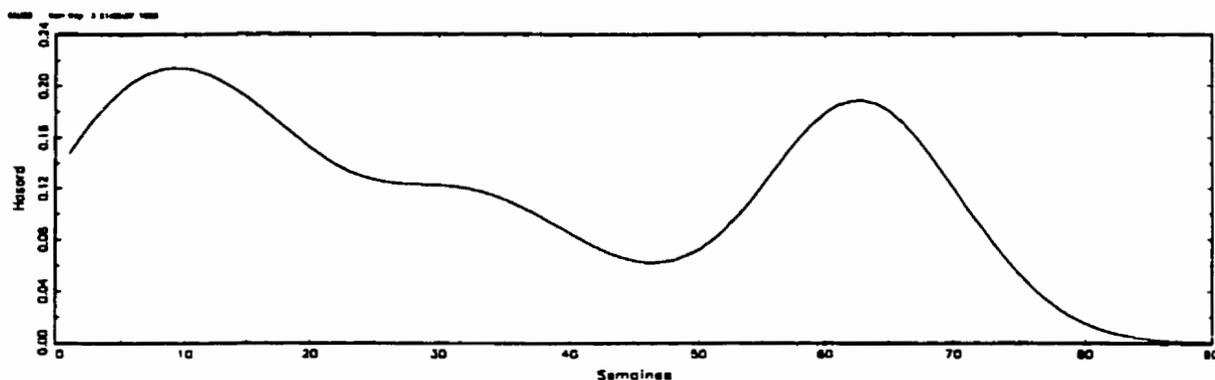


FIGURE C.15: Hazard empirique : transition des programmes de formation à l'assurance-emploi vers l'assurance-emploi.

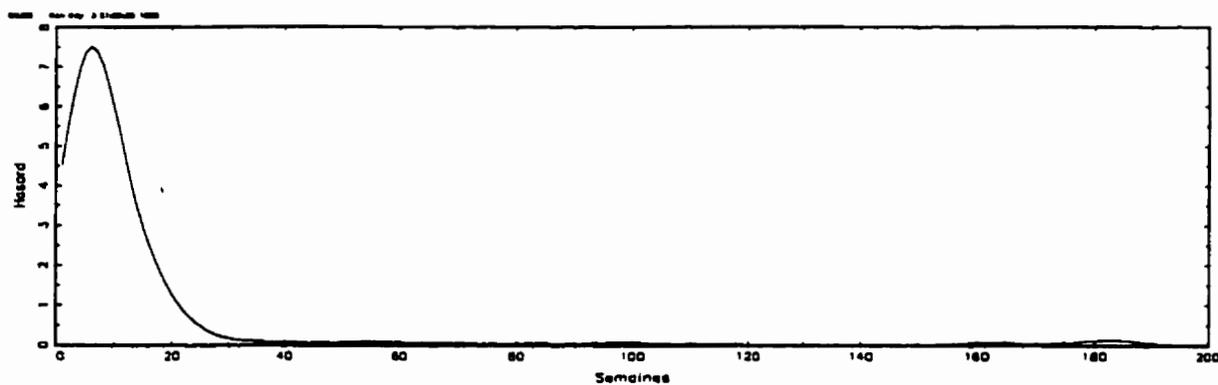


FIGURE C.16: Hazard empirique : transition de l'emploi vers l'aide de dernier recours.

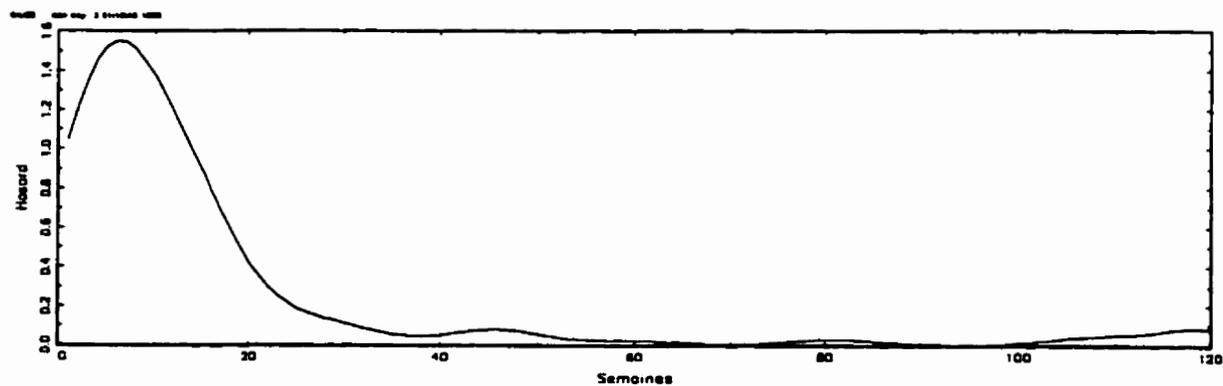


FIGURE C.17: Hazard empirique : transition de l'emploi vers les programmes de formation à l'aide de dernier recours.

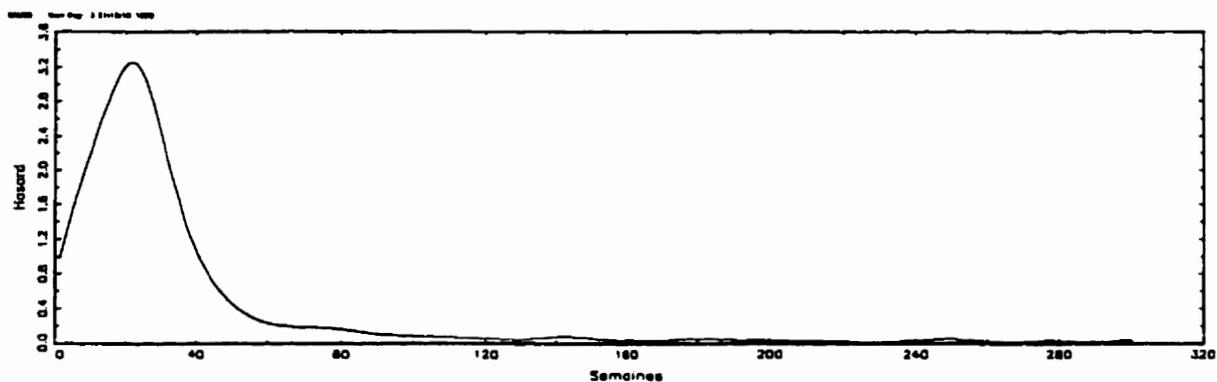


FIGURE C.18: Hazard empirique : transition de l'emploi vers l'assurance-emploi.

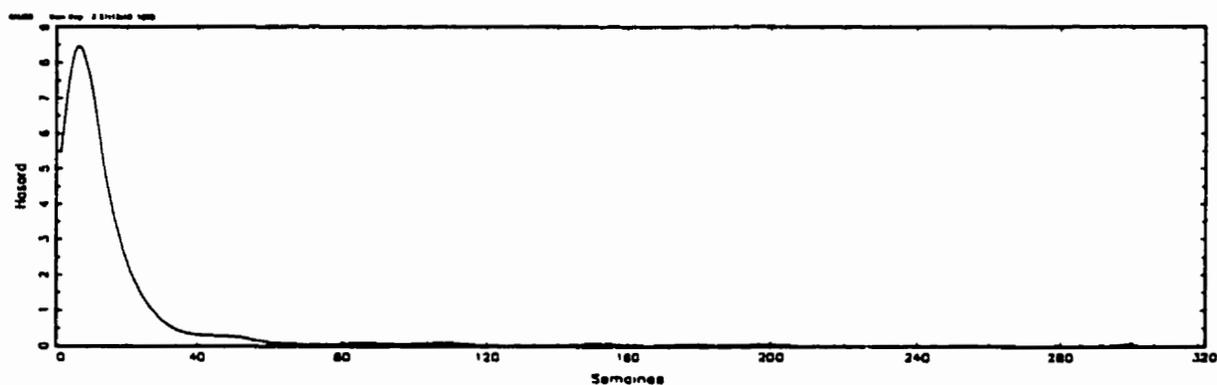


FIGURE C.19: Hazard empirique : transition de l'emploi vers l'emploi.

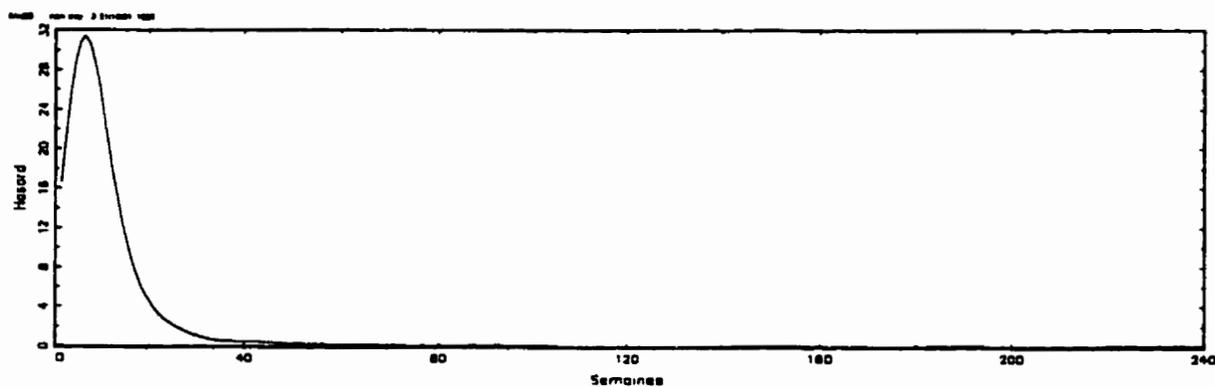


FIGURE C.20: Hazard empirique : transition de l'emploi vers l'inactivité.

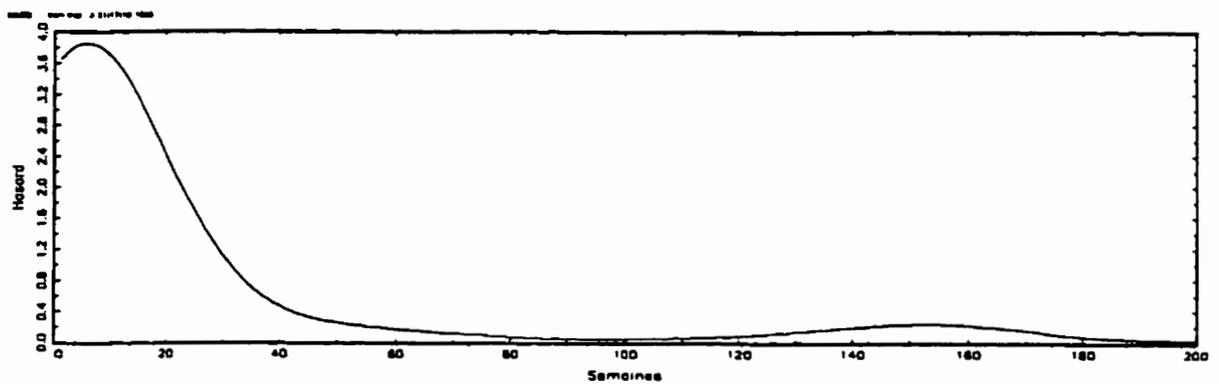


FIGURE C.21: Hasard empirique : transition de l'inactivité vers l'aide de dernier recours.

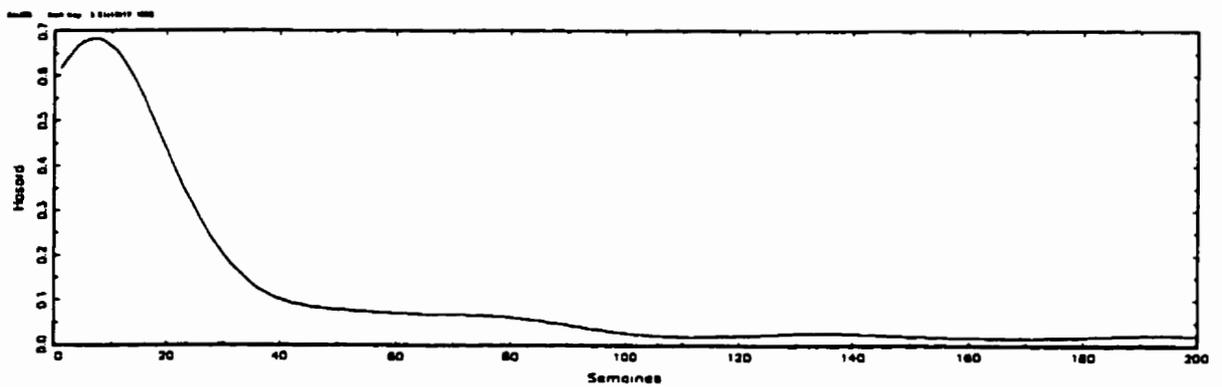


FIGURE C.22: Hasard empirique : transition de l'inactivité vers les programmes de formation à l'aide de dernier recours.

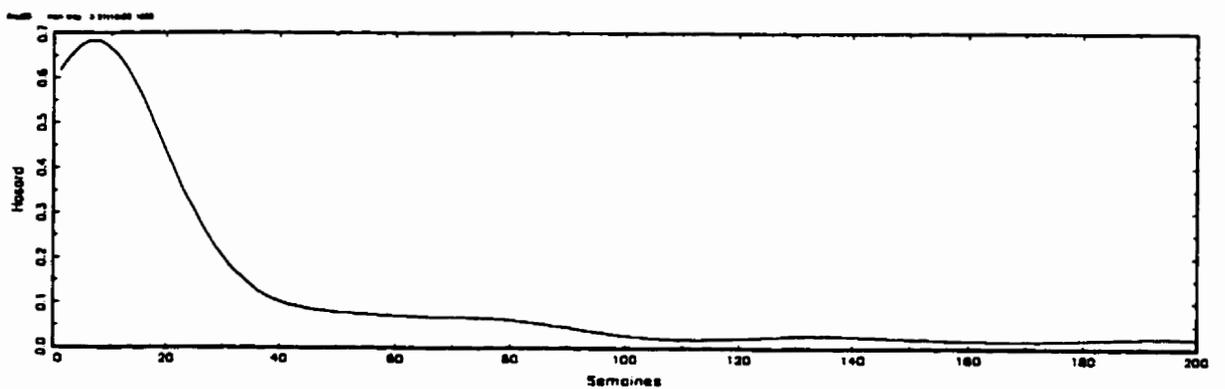


FIGURE C.23: Hasard empirique : transition de l'inactivité vers l'assurance-emploi.

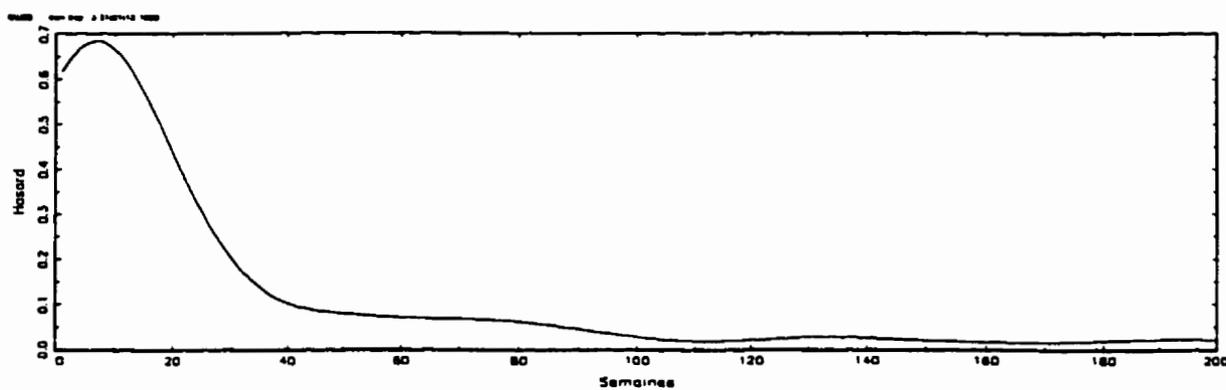


FIGURE C.24: Hasard empirique : transition de l'inactivité vers l'emploi.

Annexe D

Choix de la forme des hasards de base

TABLEAU D.1: Choix de la forme des hasards de base ; origine : aide de dernier recours.

Forme retenue	Hasards de base	
Splines	$\lambda_{12}(t)$	$= \exp(\beta_{12}^1)$ pour $\forall t$
	$\lambda_{13}(t)$	$= \exp(\beta_{13}^1)$ pour $\forall t$
	$\lambda_{14}(t)$	$= \exp(\beta_{14}^1)$ pour $\forall t$
	$\lambda_{16}(t)$	$= \exp(\beta_{16}^1)$ pour $t < 51$
		$= \exp(\beta_{16}^2)$ pour $51 \leq t < 107$
		$= \exp(\beta_{16}^3)$ pour $t \geq 107$
	$\lambda_{17}(t)$	$= \exp(\beta_{17}^1)$ pour $\forall t$

TABLEAU D.2: Choix de la forme des hasards de base ; origine : programmes de formation à l'aide de dernier recours.

Forme retenue	Hasards de base	
Log-logistique	$\lambda_{21}(t)$	$= \frac{\exp(\beta_{21}^2) \exp(\beta_{21}^1) t^{(\exp(\beta_{21}^2)-1)}}{1 + \exp(\beta_{21}^1) t^{(\exp(\beta_{21}^2)-1)}}$
	$\lambda_{26}(t)$	$= \frac{\exp(\beta_{26}^2) \exp(\beta_{26}^1) t^{(\exp(\beta_{26}^2)-1)}}{1 + \exp(\beta_{26}^1) t^{(\exp(\beta_{26}^2)-1)}}$
	$\lambda_{27}(t)$	$= \frac{\exp(\beta_{27}^2) \exp(\beta_{27}^1) t^{(\exp(\beta_{27}^2)-1)}}{1 + \exp(\beta_{27}^1) t^{(\exp(\beta_{27}^2)-1)}}$

TABLEAU D.3: Choix de la forme des hasards de base ; origine : PAIE.

Forme retenue	Hasard de base	
Splines	$\lambda_{36}(t)$	$= \exp(\beta_{36}^1)$ pour $\forall t$

TABLEAU D.4: Choix de la forme des hasards de base ; origine : assurance-emploi.

Forme retenue	Hasards de base	
Splines	$\lambda_{41}(t)$	$= \exp(\beta_{41}^1)$ pour $t < 46$
		$= \exp(\beta_{41}^2)$ pour $t \geq 46$
	$\lambda_{44}(t)$	$= \exp(\beta_{44}^1)$ pour $t < 46$
		$= \exp(\beta_{44}^2)$ pour $t \geq 46$
	$\lambda_{45}(t)$	$= \exp(\beta_{45}^1)$ pour $\forall t$
	$\lambda_{46}(t)$	$= \exp(\beta_{46}^1)$ pour $t < 46$
		$= \exp(\beta_{46}^2)$ pour $t \geq 46$
	$\lambda_{47}(t)$	$= \exp(\beta_{47}^1)$ pour $t < 46$
$= \exp(\beta_{47}^2)$ pour $t \geq 46$		

TABLEAU D.5: Choix de la forme des hasards de base; origine : programmes de formation à l'assurance-emploi.

Forme retenue	Hasard de base
Splines	$\lambda_{54}(t) = \exp(\beta_{54}^1)$ pour $\forall t$

TABLEAU D.6: Choix de la forme des hasards de base; origine : emploi.

Forme retenue	Hasards de base
Log-logistique	$\lambda_{61}(t) = \frac{\exp(\beta_{61}^1) \exp(\beta_{61}^2) t^{(\exp(\beta_{61}^2)-1)}}{1 + \exp(\beta_{61}^1) t^{(\exp(\beta_{61}^2)-1)}}$
	$\lambda_{62}(t) = \frac{\exp(\beta_{62}^1) \exp(\beta_{62}^2) t^{(\exp(\beta_{62}^2)-1)}}{1 + \exp(\beta_{62}^1) t^{(\exp(\beta_{62}^2)-1)}}$
	$\lambda_{64}(t) = \frac{\exp(\beta_{64}^1) \exp(\beta_{64}^2) t^{(\exp(\beta_{64}^2)-1)}}{1 + \exp(\beta_{64}^1) t^{(\exp(\beta_{64}^2)-1)}}$
	$\lambda_{66}(t) = \frac{\exp(\beta_{66}^1) \exp(\beta_{66}^2) t^{(\exp(\beta_{66}^2)-1)}}{1 + \exp(\beta_{66}^1) t^{(\exp(\beta_{66}^2)-1)}}$
	$\lambda_{67}(t) = \frac{\exp(\beta_{67}^1) \exp(\beta_{67}^2) t^{(\exp(\beta_{67}^2)-1)}}{1 + \exp(\beta_{67}^1) t^{(\exp(\beta_{67}^2)-1)}}$

TABLEAU D.7: Choix de la forme des hasards de base; origine : inactivité.

Forme retenue	Hasards de base
Splines	$\lambda_{71}(t) = \exp(\beta_{71}^1)$ pour $t \leq 5$
	$= \exp(\beta_{71}^2)$ pour $t > 5$
$\lambda_{72}(t)$	$= \exp(\beta_{72}^1)$ pour $t \leq 5$
	$= \exp(\beta_{72}^2)$ pour $t > 5$
$\lambda_{74}(t)$	$= \exp(\beta_{74}^1)$ pour $t \leq 5$
	$= \exp(\beta_{74}^2)$ pour $t > 5$
$\lambda_{76}(t)$	$= \exp(\beta_{76}^1)$ pour $t \leq 11$
	$= \exp(\beta_{76}^2)$ pour $t > 11$

Nous avons imposé comme contraintes que $\beta_{74}^1 = \beta_{72}^1$ et que $\beta_{74}^2 = \beta_{72}^2$.

Annexe E

Résultats sans hétérogénéité non observée

Notation utilisée :

- 1 = Aide de dernier recours*
- 2 = Programmes de formation à l'aide de dernier recours*
- 3 = PAIE*
- 4 = Assurance-emploi*
- 5 = Programmes de formation à l'assurance-emploi*
- 6 = Emploi*
- 7 = Inactivité*

TABLEAU E.1: Modèle sans hétérogénéité non observée;
origine : aide de dernier recours[†].

Destination programmes de formation (a. s.)		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,267	(0,238)
Taux de chômage/10	1,837*	(0,211)
Salaire minimum/10	11,507*	(4,113)
Taux des prestations	-41,844*	(2,733)
<i>Hasard de base</i>		
β_{12}^1	12,951	(3,165)
Destination PAIE		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,389	(0,879)
Taux de chômage/10	0,114	(0,597)
Salaire minimum/10	24,425*	(12,246)
Taux des prestations	-2,948	(9,289)
<i>Hasard de base</i>		
β_{13}^1	-16,915	(9,300)
Destination assurance-emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,579**	(0,939)
Taux de chômage/10	1,538*	(0,777)
Salaire minimum/10	12,777	(15,885)
Taux des prestations	-30,577*	(10,073)
<i>Hasard de base</i>		
β_{14}^1	2,275	(11,627)
Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-1,107*	(0,171)
Taux de chômage/10	-0,322*	(0,148)
Salaire minimum/10	6,019**	(3,131)
Taux des prestations	-0,201	(2,709)
<i>Hasard de base</i>		
β_{16}^1	-6,268	(2,502)
β_{16}^2	-6,786	(2,503)
β_{16}^3	-7,623	(2,505)

TABLEAU E.1: Modèle sans hétérogénéité non observée;
origine : aide de dernier recours[†] (suite).

Destination inactivité		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,847*	(0,203)
Taux de chômage/10	0,396*	(0,191)
Salaire minimum/10	-1,026	(3,907)
Taux des prestations	-3,865	(3,636)
<i>Hasard de base</i>		
β_{17}^1	-2,676	(3,297)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5 %. ** Statistiquement significatif à 10 %.

TABLEAU E.2: Modèle sans hétérogénéité non observée;
origine : programmes de formation à l'aide de dernier
recours[†].

Destination aide de dernier recours		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-1,188*	(0,412)
Taux de chômage/10	-2,213*	(0,249)
Taux des prestations	5,274*	(0,458)
<i>Hasard de base</i>		
β_{21}^1	-5,809	(0,224)
β_{21}^2	0,462	(0,072)
Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,314	(0,457)
Taux de chômage/10	1,427*	(0,346)
Taux des prestations	-3,155*	(0,929)
<i>Hasard de base</i>		
β_{26}^1	-5,234	(0,321)
β_{26}^2	0,296	(0,070)
Destination inactivité		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,831	(0,592)
Taux de chômage/10	3,209*	(0,433)
Taux des prestations	-7,983*	(1,162)
<i>Hasard de base</i>		
β_{27}^1	-6,553	(0,328)
β_{27}^2	0,504	(0,082)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5%. ** Statistiquement significatif à 10%.

TABLEAU E.3: Modèle sans hétérogénéité non observée ;
origine : PAIE[†].

Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,581	(1,601)
Taux de chômage/10	-0,276	(0,703)
Salaire minimum/10	6,240	(8,180)
Taux des prestations	-14,331*	(7,099)
<i>Hasard de base</i>		
β_{36}^1	3,612	(7,212)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5 %. ** Statistiquement significatif à 10 %.

TABLEAU E.4: Modèle sans hétérogénéité non observée ;
origine : assurance-emploi[†].

Destination aide de dernier recours		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,620*	(0,414)
Taux de chômage/10	1,695*	(0,344)
Salaire minimum/10	-5,551	(7,673)
Taux des prestations	22,900*	(6,921)
<i>Hasard de base</i>		
β_{41}^1	-20,617	(6,266)
β_{41}^2	-17,591	(6,266)
Destination assurance-emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-1,245*	(0,496)
Taux de chômage/10	0,901*	(0,412)
Salaire minimum/10	22,232*	(9,180)
Taux des prestations	3,966	(7,094)
<i>Hasard de base</i>		
β_{44}^1	-20,463	(7,054)
β_{44}^2	-16,030	(7,067)
Destination programmes de formation (a.-e.)		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,934	(0,863)
Taux de chômage/10	1,758*	(0,684)
Salaire minimum/10	4,588	(13,275)
Taux des prestations	-15,630**	(9,041)
<i>Hasard de base</i>		
β_{45}^1	-2,325	(10,314)
Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,683*	(0,218)
Taux de chômage/10	-0,801*	(0,190)
Salaire minimum/10	8,237*	(4,160)
Taux des prestations	-3,153	(3,576)
<i>Hasard de base</i>		
β_{46}^1	-5,570	(3,419)
β_{46}^2	-3,400	(3,418)

TABLEAU E.4: Modèle sans hétérogénéité non observée;
origine : assurance-emploi[†] (suite).

Destination inactivité		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,284	(0,274)
Taux de chômage/10	-0,054	(0,195)
Salaire minimum/10	8,652*	(4,219)
Taux des prestations	7,977*	(3,636)
<i>Hasard de base</i>		
β_{47}^1	-13,698	(3,524)
β_{47}^2	-10,723	(3,525)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5%. ** Statistiquement significatif à 10%.

TABLEAU E.5: Modèle sans hétérogénéité non observée;
origine : programmes de formation à l'assurance-emploi[†].

Destination assurance-emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,217	(0,870)
Taux de chômage/10	0,511	(0,696)
Salaire minimum/10	-13,504	(15,358)
Taux des prestations	8,027	(12,255)
<i>Hasard de base</i>		
β_{54}^1	-2,546	(12,780)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

• Statistiquement significatif à 5%. ** Statistiquement significatif à 10%.

TABLEAU E.6: Modèle sans hétérogénéité non observée;
origine : emploi[†].

Destination aide de dernier recours		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,338*	(0,219)
Taux de chômage/10	1,888*	(0,211)
Salaire minimum/10	-14,515*	(2,218)
Taux des prestations	-1,777	(1,434)
<i>Hasard de base</i>		
β_{61}^1	-7,572	(0,454)
β_{61}^2	1,909	(0,067)
Destination programmes de formation (a. s.)		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,011	(0,610)
Taux de chômage/10	2,247*	(0,579)
Salaire minimum/10	39,941*	(3,049)
Taux des prestations	-47,743*	(2,302)
<i>Hasard de base</i>		
β_{62}^1	-29,281	(3,742)
β_{62}^2	3,350	(0,157)
Destination assurance-emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,252*	(0,124)
Taux de chômage/10	-0,340*	(0,134)
Salaire minimum/10	2,926*	(1,261)
Taux des prestations	-2,890*	(0,792)
<i>Hasard de base</i>		
β_{64}^1	-6,139	(0,084)
β_{64}^2	0,690	(0,023)
Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,290*	(0,139)
Taux de chômage/10	-1,281*	(0,161)
Salaire minimum/10	-5,847*	(1,571)
Taux des prestations	1,592	(0,989)
<i>Hasard de base</i>		
β_{66}^1	-4,573	(0,198)
β_{66}^2	1,183	(0,055)

TABLEAU E.6: Modèle sans hétérogénéité non observée;
origine : emploi[†] (suite).

Destination inactivité		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,039	(0,086)
Taux de chômage/10	-1,122*	(0,103)
Salaire minimum/10	-10,761*	(1,054)
Taux des prestations	5,004*	(0,683)
<i>Hasard de base</i>		
β_{67}^1	-6,406	(0,203)
β_{67}^2	1,662	(0,037)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5 %. ** Statistiquement significatif à 10 %.

TABLEAU E.7: Modèle sans hétérogénéité non observée;
origine : inactivité[†].

Destination aide de dernier recours		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,759*	(0,100)
Taux de chômage/10	0,384*	(0,119)
Salaire minimum/10	-22,989*	(2,435)
Taux des prestations	-6,865*	(1,977)
<i>Hasard de base</i>		
β_{71}^1	9,050	(1,864)
β_{71}^2	8,014	(1,867)
Destination programmes de formation (a. s.)		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,757*	(0,693)
Taux de chômage/10	1,865*	(0,541)
Salaire minimum/10	23,722*	(5,616)
Taux des prestations	-64,337*	(3,889)
<i>Hasard de base</i>		
β_{72}^1	17,926	(3,982)
β_{72}^2	16,876	(3,975)
Destination assurance-emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,047*	(0,274)
Taux de chômage/10	-1,791*	(0,285)
Salaire minimum/10	-24,419*	(4,900)
Taux des prestations	-18,873*	(4,246)
<i>Hasard de base</i>		
β_{74}^1	17,926	(3,982)
β_{74}^2	16,876	(3,975)
Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,098	(0,081)
Taux de chômage/10	-1,950*	(0,097)
Salaire minimum/10	-22,641*	(1,920)
Taux des prestations	-6,325*	(2,024)
<i>Hasard de base</i>		
β_{76}^1	11,804	(1,728)
β_{76}^2	11,148	(1,731)

[†] Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5%. ** Statistiquement significatif à 10%.

Annexe F

Résultats avec variables indicatrices

Notation utilisée :

1 = Aide de dernier recours

2 = Programmes de formation à l'aide de dernier recours

3 = PAIE

4 = Assurance-emploi

5 = Programmes de formation à l'assurance-emploi

6 = Emploi

7 = Inactivité

Indicatrice-2 = Variable indicatrice pour le nombre d'épisodes en programmes de formation à l'aide de dernier recours (ou à PAIE) ayant précédé l'épisode en cours.

Indicatrice-5 = Variable indicatrice pour le nombre d'épisodes en programmes de formation à l'assurance-emploi ayant précédé l'épisode en cours.

TABLEAU F.1: Modèle avec variables indicatrices ; origine :
aide de dernier recours[†].

Destination programmes de formation (a. s.)		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,234	(0,242)
Taux de chômage/10	1,950*	(0,219)
Salaire minimum/10	8,821*	(4,150)
Taux des prestations	-40,615*	(2,753)
Indicatrice-2	0,210*	(0,034)
Indicatrice-5	0,158	(0,195)
<i>Hasard de base</i>		
β_{12}^1	13,186	(3,185)
Destination PAIE		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,413	(0,888)
Taux de chômage/10	0,227	(0,606)
Salaire minimum/10	23,563*	(12,481)
Taux des prestations	-0,734	(9,413)
Indicatrice-2	0,233	(0,140)
Indicatrice-5	0,556	(0,599)
<i>Hasard de base</i>		
β_{13}^1	-18,062	(9,338)
Destination assurance-emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,547	(0,957)
Taux de chômage/10	1,407**	(0,795)
Salaire minimum/10	15,955	(16,769)
Taux des prestations	-31,986*	(10,381)
Indicatrice-2	-0,363	(0,337)
Indicatrice-5	0,303	(0,851)
<i>Hasard de base</i>		
β_{14}^1	1,947	(12,051)

TABLEAU F.1: Modèle avec variables indicatrices ; origine : aide de dernier recours[†] (suite).

Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-1,121*	(0,171)
Taux de chômage/10	-0,378*	(0,149)
Salaire minimum/10	6,515*	(3,139)
Taux des prestations	-0,474	(2,729)
Indicatrice-2	-0,124*	(0,044)
Indicatrice-5	0,501*	(0,165)
<i>Hasard de base</i>		
β_{16}^1	-6,239	(2,517)
β_{16}^2	-6,754	(2,517)
β_{16}^3	-7,587	(2,519)
Destination inactivité		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,860*	(0,203)
Taux de chômage/10	0,284	(0,193)
Salaire minimum/10	-0,014	(3,910)
Taux des prestations	-4,657	(3,671)
Indicatrice-2	-0,280*	(0,072)
Indicatrice-5	0,434*	(0,193)
<i>Hasard de base</i>		
β_{17}^1	-2,473	(3,317)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5 %. ** Statistiquement significatif à 10 %.

TABLEAU F.2: Modèle avec variables indicatrices ; origine : programmes de formation à l'aide de dernier recours[†].

Destination aide de dernier recours		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-1,269*	(0,427)
Taux de chômage/10	-1,974*	(0,258)
Taux des prestations	5,003*	(0,489)
Indicatrice-2	0,172*	(0,064)
Indicatrice-5	-0,582	(0,407)
<i>Hasard de base</i>		
β_{21}^1	-5,854	(0,232)
β_{21}^2	0,456	(0,072)
Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,290	(0,459)
Taux de chômage/10	1,515*	(0,363)
Taux des prestations	-3,402*	(0,983)
Indicatrice-2	0,095*	(0,069)
Indicatrice-5	0,033	(0,272)
<i>Hasard de base</i>		
β_{26}^1	-5,230	(0,324)
β_{26}^2	0,296	(0,071)
Destination inactivité		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,880	(0,624)
Taux de chômage/10	3,077*	(0,476)
Taux des prestations	-7,570*	(1,292)
Indicatrice-2	-0,153	(0,107)
Indicatrice-5	-0,484	(0,442)
<i>Hasard de base</i>		
β_{27}^1	-6,587	(0,332)
β_{27}^2	0,504	(0,082)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5%. ** Statistiquement significatif à 10%.

TABLEAU F.3: Modèle avec variables indicatrices ; origine : PAIE†.

Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,547	(1,609)
Taux de chômage/10	-0,278	(0,709)
Salaire minimum/10	6,103	(8,990)
Taux des prestations	-14,517*	(7,114)
Indicatrice-2	0,005	(0,158)
Indicatrice-5	-0,134	(1,640)
<i>Hasard de base</i>		
β_{36}^1	3,768	(7,386)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5%. ** Statistiquement significatif à 10%.

TABLEAU F.4: Modèle avec variables indicatrices ; origine : assurance-emploi †.

Destination aide de dernier recours		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,636*	(0,417)
Taux de chômage/10	1,597*	(0,346)
Salaire minimum/10	-6,774	(7,671)
Taux des prestations	25,219*	(7,096)
Indicatrice-2	0,358*	(0,183)
Indicatrice-5	0,933*	(0,154)
<i>Hasard de base</i>		
β_{41}^1	-21,457	(6,340)
β_{41}^2	-18,406	(6,338)
Destination assurance-emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-1,290*	(0,498)
Taux de chômage/10	0,840*	(0,417)
Salaire minimum/10	21,202*	(9,479)
Taux des prestations	5,215	(7,266)
Indicatrice-2	0,283	(0,181)
Indicatrice-5	0,670*	(0,342)
<i>Hasard de base</i>		
β_{44}^1	-20,738	(7,174)
β_{44}^2	-16,285	(7,192)

TABLEAU F.4: Modèle avec variables indicatrices ; origine : assurance-emploi † (suite).

Destination programmes de formation (a.-e.)		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,931	(0,886)
Taux de chômage/10	1,749*	(0,698)
Salaire minimum/10	4,473	(13,462)
Taux des prestations	-15,315**	(9,210)
Indicatrice-2	0,030	(0,215)
Indicatrice-5	0,177	(0,479)
<i>Hasard de base</i>		
β_{45}^1	-2,460	(10,474)
Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,696*	(0,221)
Taux de chômage/10	-0,813*	(0,190)
Salaire minimum/10	8,963*	(4,211)
Taux des prestations	-3,564	(3,618)
Indicatrice-2	-0,263*	(0,096)
Indicatrice-5	0,385*	(0,143)
<i>Hasard de base</i>		
β_{46}^1	-5,623	(3,453)
β_{46}^2	-3,448	(3,451)
Destination inactivité		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,305	(0,277)
Taux de chômage/10	-0,076	(0,196)
Salaire minimum/10	8,887*	(4,253)
Taux des prestations	8,395*	(3,668)
Indicatrice-2	-0,072	(0,114)
Indicatrice-5	0,508*	(0,110)
<i>Hasard de base</i>		
β_{47}^1	-14,035	(3,551)
β_{47}^2	-11,051	(3,552)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5%. ** Statistiquement significatif à 10%.

TABLEAU F.5: Modèle avec variables indicatrices ; origine :
emploi †.

Destination aide de dernier recours		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,344*	(0,221)
Taux de chômage/10	1,903*	(0,213)
Salaire minimum/10	-18,260*	(2,283)
Taux des prestations	0,816	(1,475)
Indicatrice-2	0,364*	(0,061)
Indicatrice-5	-0,025	(0,221)
<i>Hasard de base</i>		
β_{61}^1	-7,550	(0,455)
β_{61}^2	1,905	(0,067)
Destination programmes de formation (a. s.)		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,061	(0,617)
Taux de chômage/10	2,312*	(0,587)
Salaire minimum/10	33,695*	(3,215)
Taux des prestations	-43,413*	(2,381)
Indicatrice-2	0,472*	(0,050)
Indicatrice-5	-0,921*	(0,548)
<i>Hasard de base</i>		
β_{62}^1	-29,438	(3,749)
β_{62}^2	3,354	(0,157)
Destination assurance-emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,247*	(0,125)
Taux de chômage/10	-0,343*	(0,134)
Salaire minimum/10	2,400**	(1,307)
Taux des prestations	-2,514*	(0,831)
Indicatrice-2	0,055	(0,051)
Indicatrice-5	0,123	(0,118)
<i>Hasard de base</i>		
β_{64}^1	-6,321	(0,084)
β_{64}^2	0,690	(0,023)

TABLEAU F.5: Modèle avec variables indicatrices ; origine :
emploi † (suite).

Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	-0,295*	(0,140)
Taux de chômage/10	-1,281*	(0,161)
Salaire minimum/10	-4,372*	(1,657)
Taux des prestations	0,556	(1,059)
Indicatrice-2	-0,231*	(0,073)
Indicatrice-5	0,157	(0,150)
<i>Hasard de base</i>		
β_{66}^1	-4,757	(0,199)
β_{66}^2	1,185	(0,055)
Destination inactivité		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,054	(0,086)
Taux de chômage/10	-1,101*	(0,104)
Salaire minimum/10	-8,621*	(1,104)
Taux des prestations	3,470*	(0,721)
Indicatrice-2	-0,294*	(0,048)
Indicatrice-5	-0,535*	(0,148)
<i>Hasard de base</i>		
β_{67}^1	-6,415	(0,203)
β_{67}^2	1,664	(0,037)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5 %. ** Statistiquement significatif à 10 %.

TABLEAU F.6: Modèle avec variables indicatrices ; origine : inactivité[†].

Destination aide de dernier recours		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,750*	(0,100)
Taux de chômage/10	0,386*	(0,120)
Salaire minimum/10	-23,041*	(2,441)
Taux des prestations	-6,254*	(1,992)
Indicatrice-2	0,049	(0,049)
Indicatrice-5	0,194	(0,144)
<i>Hasard de base</i>		
β_{71}^1	8,702	(1,867)
β_{71}^2	7,667	(1,870)
Destination programmes de formation (a. s.)		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,617*	(0,708)
Taux de chômage/10	2,045*	(0,556)
Salaire minimum/10	16,512*	(5,747)
Taux des prestations	-62,956*	(3,924)
Indicatrice-2	0,321*	(0,059)
Indicatrice-5	0,057	(0,389)
<i>Hasard de base</i>		
β_{72}^1	20,064	(4,016)
β_{72}^2	19,011	(4,009)
Destination assurance-emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	1,079*	(0,274)
Taux de chômage/10	-1,884*	(0,285)
Salaire minimum/10	-22,009*	(4,944)
Taux des prestations	-23,984*	(4,352)
Indicatrice-2	-0,837*	(0,251)
Indicatrice-5	-0,343	(0,470)
<i>Hasard de base</i>		
β_{74}^1	20,064	(4,016)
β_{74}^2	19,011	(4,009)

TABLEAU F.6: Modèle avec variables indicatrices ; origine : inactivité[†] (suite).

Destination emploi		
<i>Variables socio-économiques</i>		
Barème/1000	0,092	(0,081)
Taux de chômage/10	-1,958*	(0,097)
Salaire minimum/10	-22,506*	(1,928)
Taux des prestations	-6,222*	(2,108)
Indicatrice-2	-0,027	(0,065)
Indicatrice-5	0,302*	(0,103)
<i>Hasard de base</i>		
β_{76}^1	11,693	(1,756)
β_{76}^2	11,037	(1,759)

† Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

* Statistiquement significatif à 5 %. ** Statistiquement significatif à 10 %.