

JEAN-FRANÇOIS BERTRAND

PERCEPTION DE L'ASSURANCE-CHÔMAGE ET
RETOUR AU 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

Décembre 1998

© Jean-François Bertrand, 1998

Résumé

L'objectif de ce mémoire est de modéliser, à l'aide de modèles économétriques de durée, la dynamique entourant un état initial de chômage et le processus de retour au travail des chômeurs. Une innovation majeure de notre travail est la modélisation jointe de la décision de recevoir ou non des prestations d'assurance-chômage ainsi que du retour ou non au travail. Une telle modélisation permet, entre autres, de mieux éviter les biais d'endogénéité auxquels ont fait face certaines études antérieures concernant le comportement de retour au travail. Les données que nous utilisons proviennent principalement de l'enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (COEP) de 1995. La qualité de cette enquête nous permet, entre autres, d'étendre nos recherches à l'ensemble des individus éligibles au programme d'assurance-chômage. Nos résultats semblent indiquer que le comportement des chômeurs qui reçoivent des prestations d'assurance-chômage est différent de ceux qui choisissent de ne pas en recevoir. Cela se traduit par un épisode de chômage d'une durée supplémentaire d'environ 15 semaines pour les prestataires d'assurance-chômage.

JEAN-FRANÇOIS BERTRAND

JEAN-YVES DUCLOS

MARC VAN AUDENRODE

Avant-Propos

Je tiens premièrement à remercier Dieu de m'avoir donné la chance de compléter mes études de deuxième cycle en me donnant la santé, une famille et des ami(e)s qui ne sont pas moins que merveilleux et un environnement de travail adéquat à une bonne réussite.

Ce travail n'aurait jamais pu être possible sans tout le support, les judicieux conseils et l'aide exceptionnelle de mon directeur, M. Jean-Yves Duclos, et de mon co-directeur de recherche, M. Marc Van Audenrode. Je vous suis extrêmement reconnaissant pour toutes ces heures et efforts que vous m'avez consacrés et qui m'ont permis de réaliser ce mémoire.

Merci à mes parents, Joane et François, à ma soeur, Marie-Eve, et à ma dulcinée, Sara, pour tout l'amour et le support que vous m'avez donné (et pour toutes ces fois où vous avez lu et relu ce mémoire!).

Merci à Guy Lacroix, Denis Pelletier, Vincent Jalbert, Jimmy Royer, Simon Drollet, Frédéric Guay, François Painchaud, Pierre Gilbert, Dimitri Sanga et Dorothee Boccanfuso pour votre aide, vos précieux commentaires et tout le support que vous m'avez donné pendant ces années d'études.

Je tiens aussi à remercier le Centre de Recherche en Économie et Finance Appliquées (CREFA) pour le financement de mes études.

Je tiens aussi à demander pardon à tous ceux que j'aurais pu oublier (sans rancune) et à tous ceux que j'ai blessés parce que "*Je n'ai pas le temps... Je dois travailler!*"

Jeff

Table des matières

Résumé	ii
Avant-Propos	iii
Introduction	1
1 Problématique	2
2 Méthodologie	8
2.1 Modèles de durée	8
2.1.1 Fonction de survie	9
2.1.2 Fonction de densité	10
2.1.3 Fonction de hasard	10
2.1.4 Liens entre la fonction de hasard, la fonction de densité et la fonction de survie	12
2.1.5 Hétérogénéité non-observée	13
2.1.6 Maximum de vraisemblance	16
2.2 Modèle statistique	17
2.2.1 Sorties initiales	18
2.2.2 Sorties secondaires	20
2.2.3 Ajout de l'hétérogénéité non-observable	21

3	Présentation des données	24
3.1	Critères d'éligibilité	26
3.2	Statistiques descriptives	28
4	Résultats	31
4.1	Simulations	32
4.1.1	Méthodologie	32
4.1.2	Modèles théoriques et résultats d'estimation	34
4.2	Modèle statistique	36
4.3	Changement de comportement	40
5	Conclusion	44
A	Tableaux relatifs aux statistiques descriptives	47
B	Tableaux relatifs aux simulations	51
C	Tableaux relatifs aux résultats	53
D	Tableaux relatifs aux durées attendues	61
E	Calculs des probabilités et durées attendues	66
F	Exemples de densité	82
F.1	Densité exponentielle	82
F.2	Densité Weibull	86

Liste des tableaux

A.1	Modèle de durée à sorties multiples (<i>3 états possibles</i>)	48
A.2	Modèle de durée à sorties multiples (<i>2 états possibles</i>)	49
A.3	Épisodes de sorties initiales via l'assurance-chômage	50
B.4	Modèle de durée avec données simulées (<i>sans hétérogénéité</i>)	51
B.5	Modèle de durée avec données simulées (<i>avec hétérogénéité</i>)	52
C.6	Modèle de durée simple	53
C.7	Modèle de durée simple (<i>Ajout de "Perception d'A-C"</i>)	54
C.8	Modèle de durée simple avec hétérogénéité	55
C.9	Modèle de durée simple avec hétérogénéité (<i>Ajout de "Perception d'A-C"</i>)	56
C.10	Modèle de durée à sorties multiples (<i>Restrictions sur les paramètres</i> ($\beta_t = \beta_{tc}$))	57
C.11	Modèle de durée à sorties multiples (<i>Aucune restriction sur les paramètres</i>)	58
C.12	Modèle de durée à sorties multiples (<i>Restrictions sur les probabilités</i>)	59
C.13	Distribution des paramètres d'hétérogénéité	60
D.14	Durée attendue	62
D.15	Durée attendue (<i>suite</i>)	63
D.16	Durée attendue ($\beta_{tr c} = \beta_{tr}$)	64
D.17	Durée attendue ($\beta_{tr c} = \beta_{tr}$) (<i>suite</i>)	65

Table des figures

1.1	Processus de décision	7
3.2	Distribution échantillonnale et durée moyenne de chômage	30
E.3	$E[tr c]$ Valeur que prend c	71
E.4	Fonction de densité $f_c(t)$	72
E.5	Fonction de densité $f_{tr}(t)$	73
E.6	$\lambda_{tr c}$ individus qui sortent éventuellement via $c(t)$, $\lambda_{tr c}(t)$ et $\lambda_{tr}(t)$	74
E.7	$\lambda_{tr c}$ individus qui sortent éventuellement via $c(t)$	77
E.8	$\lambda_{tr c}(t)$	78
E.9	$\lambda_{tr}(t)$	79
E.10	$\lambda_{tr c}$ individus qui sortent éventuellement via $c(t)$, $\lambda_{tr c}(t)$ et $\lambda_{tr}(t)$ avec certaines restrictions imposées sur les probabilités jointes des caractéristiques non observées	80
F.11	Hasard d'une loi Weibull	87

Introduction

Au Canada, l'existence du programme d'assurance-chômage¹ joue un rôle de premier ordre dans le fonctionnement du marché du travail. De plus, une attention particulière est portée depuis longtemps à ce rôle par les autorités politiques et par les milieux universitaires. C'est donc dans ce cadre que se situe l'étude que nous présentons dans ce mémoire. Elle consiste à tenter de modéliser, à l'aide de modèles économétriques de durée, les relations qui peuvent exister entre un état initial de chômage et le comportement menant à un retour au travail, le but de ce travail étant, *inter alia*, d'obtenir une meilleure mesure des effets désincitatifs de l'assurance-chômage. La qualité de la banque de données qui a été mise à notre disposition nous permet, entre autres, contrairement à certaines études déjà réalisées, d'étendre nos recherches à l'ensemble des individus qui sont éligibles au programme.

La prochaine partie de ce travail consistera en un bref exposé concernant la problématique entourant le sujet. Ensuite, nous introduirons la méthodologie utilisée dans le cadre du travail. Troisièmement, nous discuterons des données qui sont à notre disposition. Nous allons ensuite présenter et discuter de résultats obtenus à l'aide de simulations. Finalement, avant de conclure, nous allons présenter et discuter des résultats qui ont été obtenus à l'aide de notre modèle.

¹Assurance-emploi depuis le 1 janvier 1997.

Chapitre 1

Problématique

Les effets des programmes d'assurance-chômage sur le fonctionnement du marché du travail et, plus précisément, sur la probabilité de retour au travail des sans-emplois, ont été beaucoup étudiés au cours de la dernière décennie, au Canada et ailleurs [voir, par exemple, Ham et Rea (1987), Meyer (1990), Katz et Meyer (1990), Hunt (1995), Belzil (1995), Christofides et McKenna (1996)]. À la plus grande disponibilité de micro-données sur le comportement des sans-emplois s'est aussi ajouté un développement important des modèles micro-économiques et économétriques appropriés pour la compréhension de ce comportement [e.g., Atkinson et Micklewright (1991) et Kiefer (1988)].

Plus récemment, un certain nombre de chercheurs se sont aussi penchés sur le phénomène de non-perception de prestations d'assurance-chômage auxquelles des individus ont toutefois apparemment droit [voir, par exemple, Blank et Card (1991), Anderson et Meyer (1994), McCall (1995), et Storer et Van Audenrode (1995) pour le Canada]. Ce phénomène a toutefois été davantage étudié en Europe pour un bon nombre de programmes sociaux [voir Oorschot (1991)]. Ce comportement, bien qu'il puisse être expliqué et modélisé par un choix rationnel individuel (en présence de

coûts d'information, d'effets de stigma¹, de coûts de perception et d'obéissance aux normes et conditions d'octroi des prestations, etc...), peut avoir des effets importants sur l'efficacité et l'équité de l'aide de l'État [voir Duclos (1995)]. Des travaux récents suggèrent aussi qu'il s'agit d'un phénomène dynamique, par lequel les individus éligibles au soutien de l'État révisent avec le temps leur décision de recevoir ou non cette aide en fonction de la taille des coûts auxquels ils font face et des attentes qu'ils ont à l'égard de leur future admissibilité à ces prestations [Blank et Ruggles (1996)].

Comme nous l'avons précédemment mentionné, l'étude que nous avons entreprise consiste à tenter de modéliser et de mieux comprendre la dynamique qui existe entre un état initial de chômage et le comportement menant à un retour au travail. L'innovation de notre travail consistera à mieux modéliser le comportement d'un échantillon de travailleurs qui, ayant perdu leur emploi, sont considérés éligibles à recevoir des prestations d'assurance-chômage mais qui peuvent choisir ou non de les percevoir avant d'effectuer éventuellement un retour sur le marché du travail. L'élément majeur est la modélisation jointe des deux aspects de ce comportement : celui de la perception ou non des prestations, et celui d'un retour ou non sur le marché du travail. Cette modélisation jointe permettra en premier lieu de mieux comprendre les facteurs qui expliquent les comportements de perception de l'assurance-chômage. Elle permettra en deuxième lieu, et de manière simultanée, de saisir les facteurs expliquant le comportement de retour sur le marché du travail. Finalement, cette modélisation jointe permettra de mieux éviter les biais d'endogénéité auxquels ont fait face certaines études antérieures du comportement de retour sur le marché du travail [voir à ce sujet Storer et Van Audenrode (1995) ainsi que Addison et Portugal (1990)].

¹Il peut être disgracieux ou mal vu de percevoir des prestations d'assurance-chômage.

Pour comprendre la nature de ces biais, il faut bien prendre conscience que la perception des prestations d'assurance-chômage est endogène à plusieurs facteurs liés au comportement des individus. Dans le cadre de cette étude, nous nous intéresserons entre autres à l'endogénéité des perceptions liée au comportement anticipé de retour sur le marché du travail. Intuitivement, il semble juste de penser, par exemple, qu'une personne qui croit raisonnablement pouvoir se trouver un emploi rapidement choisisse de ne pas encourir les coûts de perception des prestations d'assurance-chômage et ne les perçoivent donc pas. Les coûts associés à la perception de prestations d'assurance-chômage sont variables et ne sont pas les mêmes pour tout les individus. À cet effet, il suffit de penser aux coûts associés à l'acquisition d'informations concernant le système d'assurance-chômage, au temps requis pour remplir tous les formulaires et au temps d'attente minimal avant de recevoir des prestations. Inversement, une personne qui ne croit pas pouvoir se trouver un emploi rapidement recevra plus probablement la prestation à laquelle elle a droit. Il semble aussi juste de penser que, pour un individu quelconque, plus la période nécessaire pour se trouver un emploi sera longue, plus celui-ci aura de chance de recevoir de l'assurance-chômage si la probabilité de recevoir cette dernière augmente avec le temps passé sur le chômage. Il se peut aussi qu'il existe une certaine corrélation entre les caractéristiques non-observables, telles la motivation, le découragement, les attentes vis-à-vis le marché du travail ou les aptitudes intrinsèques, menant à la perception de l'assurance-chômage et à un retour au travail. En comparant le comportement de retour au marché du travail de ces individus et en le corrélant avec leur perception de prestations, on pourrait faussement arriver à la conclusion que la perception de prestations cause un retour plus lent sur le marché du travail. En fait, l'observation de cette corrélation peut ne pas révéler une relation de cause à effet entre la perception de prestations et la durée au chômage, mais indiquer simplement la présence d'un biais d'endogénéité de la perception de prestations dans cette corrélation.

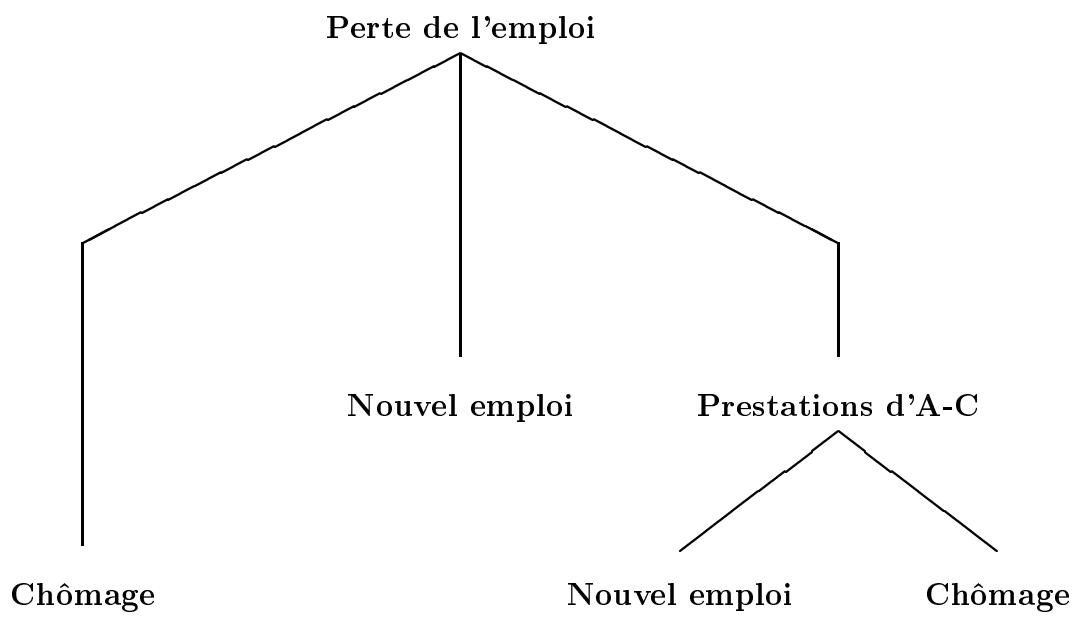
Les études qui ont tenté de prendre en considération cette source potentielle de biais (à cet effet voir, par exemple, Addison et Portugal (1990) et Storer et Van Audenrode (1995)) se sont penchées sur l'impact d'utiliser l'éligibilité au lieu de la perception des prestations comme variable indiquant le statut de ce dernier à l'assurance-chômage. De cette façon, ces auteurs évitent le biais potentiel associé au choix de percevoir ou non des prestations. Toutefois, en procédant de la sorte on considère que la décision de percevoir ou non des prestations ne fournit aucune information supplémentaire sur le répondant. Cela implique que ces études négligent une autre question importante liée aux effets désincitatifs de l'assurance-chômage : est-ce que la décision de recevoir ou non des prestations est purement aléatoire ? En d'autres termes, on pourrait imaginer le scénario extrême où certaines personnes² décident, au moment de la perte de leur emploi, qu'elles ne percevront pas de prestations d'assurance-chômage (pour une raison totalement indépendante de la durée attendue de leur période de chômage) et qu'elles se comporteront comme si elles n'étaient pas éligibles. Si ce comportement était répandu, l'éligibilité du répondant ne serait pas la variable appropriée à utiliser pour capter le statut de ce dernier à l'assurance-chômage. Si la décision de recevoir des prestations est complètement endogène à la durée attendue de la période de chômage et orthogonale aux caractéristiques (observées ou non) de l'individu, l'utilisation de l'éligibilité semble alors la bonne variable à utiliser pour mesurer l'impact de l'assurance-chômage sur la durée de l'épisode de chômage. D'un autre côté, si la perception est endogène à certaines caractéristiques (observables ou non) des répondants et orthogonale à la durée attendue de l'épisode de chômage, alors la perception de l'assurance-chômage est la variable à utiliser. Finalement, il se peut aussi que le fait de réclamer et de percevoir des prestations d'assurance-chômage incite certains chômeurs à changer de comportement. Ainsi, un individu changera peut-être de comportement après avoir reçu des prestations. Dans ce cas, l'utilisation de l'éligibilité des répondants ne serait toujours pas la variable à utiliser.

²Éligibles à recevoir des prestations d'assurance-chômage.

La modélisation que nous comptons faire du problème consiste à établir un modèle selon lequel un individu se retrouvant sur le chômage fera premièrement face à deux alternatives pour sortir de son état initial. Ainsi, il lui sera permis de quitter via le marché du travail, en se trouvant un nouvel emploi, ou via l'assurance-chômage, en recevant des prestations. Par la suite, un individu ayant quitté son état initial en recevant des prestations d'assurance-chômage pourra ensuite quitter son état de chômeur et de prestataire en trouvant un emploi. Dans l'éventualité où ce dernier ne se trouverait pas un nouvel emploi, qu'il y ait ou non perception de prestations d'assurance-chômage, nous dirons que l'observation est censurée et que l'individu est toujours au chômage. La figure 1.1 donne une représentation visuelle de ce processus de choix individuel.

L'estimation procédera par maximum de vraisemblance. Les termes d'erreurs seront corrélés à l'aide de distributions jointes de points de masse (à la manière de Heckman et Singer (1984) dans le cas des modèles univariés). Les résultats permettront ainsi d'identifier statistiquement la présence de types d'individus dont les caractéristiques non-observables et la corrélation de comportement suggèrent qu'ils choisissent ou non de percevoir les prestations d'assurance-chômage en fonction des attentes qu'ils ont de trouver rapidement ou non un nouvel emploi. Il sera ainsi possible d'identifier et de corriger le biais d'endogénéité qui a pu mener certaines des études antérieures à estimer incorrectement l'impact désincitatif du niveau des prestations.

FIG. 1.1 – Processus de décision



Chapitre 2

Méthodologie

Dans cette section, nous allons premièrement présenter un survol de la méthodologie traitant des modèles de durée. Ensuite, nous allons présenter le modèle statistique que nous avons développé relativement à la problématique précédemment présentée.

2.1 Modèles de durée

Le modèle développé s'inspire de l'abondante littérature économétrique et statistique concernant l'utilisation et l'application des modèles de durée [à cet effet voir, par exemple, Kalbfleisch et Prentice (1980), Kiefer (1988), Blank (1989), Grouiérioux (1989), Katz et Meyer (1990), Lancaster (1990) ou Meyer (1990)].

Nous allons noter X comme étant un vecteur de caractéristiques individuelles et β comme étant le vecteur de coefficients qui lui est associé. Nous savons qu'il est possible de spécifier la distribution de la durée d'un épisode de chômage, que nous allons noter T , de plusieurs façons ; nous allons surtout nous intéresser à la fonction de survie, à la fonction de densité et à la fonction de hasard de celui-ci. Notons qu'il existe des relations entre chacune de ces fonctions nous permettant de les relier ensemble.

2.1.1 Fonction de survie

Ayant fait leur apparition dans le domaine de la biologie et de la médecine, les modèles de durée sont désormais utilisés dans plusieurs autres branches scientifiques, telles l'économie, où la recherche dans le domaine des programmes sociaux et du marché du travail occupe une place prépondérante. Notons qu'il faut parfois se rappeler leur origine pour comprendre l'usage de certains termes, tels la fonction de survie qui caractérisait à l'origine la probabilité qu'un individu survive jusqu'à un certain moment donné.

Dans le cadre de modèles concernant des épisodes de chômage, la fonction de survie, $S(t, X, \beta)$, est définie comme étant la probabilité qu'un épisode de chômage soit d'au moins de t semaines, ce que nous pouvons écrire de la façon suivante :

$$S(t, X, \beta) = P(T \geq t | X, \beta), \quad 0 < t < \infty. \quad (2.1)$$

Notons qu'il s'agit d'une fonction monotone non-croissante ayant comme caractéristiques $S(0, X, \beta) = 1$ et $\lim_{t \rightarrow \infty} S(t, X, \beta) = 0$.

2.1.2 Fonction de densité

Il est aussi possible de spécifier la distribution de la durée d'un épisode de chômage à l'aide d'une fonction de densité (p.d.f.). Par définition, l'expression mathématique de cette dernière est la suivante :

$$\begin{aligned} f(t, X, \beta) &= \lim_{\delta \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \delta | X, \beta)}{\delta} \\ &= \frac{-dS(t, X, \beta)}{dt} \end{aligned} \quad (2.2)$$

pour T défini sur l'intervalle $[0, \infty)$. À partir de (2.2), nous pouvons écrire $S(t, X, \beta) = \int_t^\infty f(s, X, \beta) ds$. De plus, nous savons que $f(t, X, \beta) \geq 0, \forall t \in [0, \infty)$, et que $\int_0^\infty f(t, X, \beta) dt = 1$.

2.1.3 Fonction de hasard

Finalement, une dernière façon nous permettant de spécifier la distribution de probabilité de T consiste à nous servir d'une fonction de hasard. Cette dernière représente le taux de sortie instantanée d'un état initial au moment $T = t$, conditionnellement à être demeuré sur le chômage, "à avoir survécu", jusqu'au temps t . Cette fonction de hasard, $\lambda(t, X, \beta)$, est définie de la façon suivante :

$$\begin{aligned}\lambda(t, X, \beta) &= \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \delta | T \geq t, X, \beta)}{\delta} \\ &= \frac{f(t, X, \beta)}{S(t, X, \beta)}.\end{aligned}\tag{2.3}$$

Hasard proportionnel Vs. Hasard accéléré

Il s'agit ici de deux formes générales que peut prendre la fonction de hasard. Le hasard proportionnel tel que présenté dans Kalbfleisch et Prentice (1980) spécifie que la fonction de hasard prend la forme $\lambda(t, X, \beta) = \lambda_0(t)e^{X\beta}$ où $\lambda_0(t)$ est défini comme étant le hasard de base commun à tous les individus. Dans ce cas, nous observons que les variables explicatives ont un effet multiplicatif sur la fonction de hasard.

Il pourrait toutefois être souhaitable que l'effet multiplicatif des variables explicatives se fasse sentir sur t plutôt que sur $\lambda_0(\cdot)$. Ainsi, les X auraient pour effet d'accélérer, ou décélérer, le taux de sortie des individus en fonction de t , ce qui pourrait être souhaitable dans notre cas. La forme générale d'un tel modèle, hasard accéléré¹, est $\lambda(t, X, \beta) = \lambda_0(te^{X\beta})e^{X\beta}$. Kalbfleisch et Prentice (1980) démontrent que seule la densité exponentielle et la densité Weibull² peuvent être considérées comme étant un cas spécial à la fois du hasard proportionnel et du hasard accéléré. Notons qu'en annexe de ce travail se trouve une présentation plus détaillée de ces deux densités.

2.1.4 Liens entre la fonction de hasard, la fonction de densité et la fonction de survie

Comme nous l'avons précédemment mentionné, il existe plusieurs relations nous permettant de relier ensemble la fonction de hasard, la fonction de densité et la fonction de survie. Ainsi, le fait de spécifier une seule de ces fonctions est suffisant pour obtenir les deux autres. Voici donc un bref résumé, complémentaire à ce que nous avons déjà présenté, des relations existant entre ces trois fonctions.

À partir de (2.2) et de (2.3), nous observons que

$$\lambda(t, X, \beta) = \frac{-d \ln S(t, X, \beta)}{dt} \quad (2.4)$$

et l'intégrale de cette fonction nous donne (sachant que $S(0, X, \beta) = 1$) la relation suivante

¹Accelerated failure time model.

²Il s'agit ici de la densité utilisée dans le cadre de nos estimations.

$$S(t, X, \beta) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(u, X, \beta) du\right). \quad (2.5)$$

De (2.3) et (2.5) nous pouvons écrire

$$f(t, X, \beta) = \lambda(t, X, \beta) \exp\left(-\int_0^t \lambda(u, X, \beta) du\right). \quad (2.6)$$

Notons qu'à l'avenir, afin d'alléger la notation, nous allons omettre les arguments X et β dans l'écriture du terme représentant chacune des fonctions (i.e : $f(t, X, \beta) \equiv f(t)$).

2.1.5 Hétérogénéité non-observée

Plusieurs facteurs peuvent influencer la probabilité de retour au travail des sans-emplois. Toutefois, il est possible qu'on ne puisse pas observer, ou mesurer, certaines de ces variables et donc l'incidence qu'elles ont sur la fonction de hasard.

La motivation, la mobilité et les aptitudes intrinsèques ne sont que quelques exemples de variables d'hétérogénéité non-observable ou non-observée qui peuvent exister au sein d'une population. Selon Lancaster(1979), Heckman et Singer (1984), Kiefer(1988) et Blank (1989), la présence d'hétérogénéité non-observable biaise à la baisse l'estimation des paramètres associés à la fonction de hasard. Il est possible, à l'aide d'un exemple très simple, de présenter l'intuition derrière ce phénomène. En effet, supposons que nous voulions modéliser le comportement de retour au travail, tel que nous tenterons de le faire, au sein d'une population qui se compose en fait de deux groupes hétérogènes. Supposons maintenant qu'un de ces deux groupes ait une probabilité plus élevée que l'autre de retourner sur le marché de l'emploi. Supposons aussi que la probabilité de retour au travail soit constante, donc indépendante du temps, pour chacun des deux groupes. Maintenant, si nous tentons d'estimer la fonction de hasard de cette population, sans tenir compte de l'hétérogénéité présente au sein de la population, nous allons observer que la probabilité de retour au travail va diminuer avec le temps. En effet, avec le temps, la composition population va changer pour se composer de plus en plus d'individus ayant une probabilité faible de retour au travail, ce qui fera graduellement baisser, en fonction du temps, le taux de hasard estimé alors qu'en réalité, il n'y a pas de dépendance temporelle pour aucun des deux groupes. Plusieurs de ces auteurs précédemment mentionné insistent sur l'importance à accorder à ces différences non-observables.

Une façon de tenir compte de l'hétérogénéité non-observable consiste à introduire cette dernière à l'intérieur de la fonction de hasard. Soit θ , un paramètre représentant l'ensemble des caractéristiques non-observables et $g(\theta)$, sa fonction de distribution. La fonction de survie associée à $\lambda(t, \theta)$ est définie comme étant :

$$S(t, \theta) = \int \exp\left(-\int_0^t \lambda(u|\theta) du\right) g(\theta) d\theta \quad (2.7)$$

Comme nous l'avons déjà démontré, il est possible de déduire la fonction de densité à partir de (2.7). Notons aussi, à titre d'exemple, que la densité gamma est quelques fois utilisée dans la littérature économique [à cet effet voir Meyer (1990)] pour représenter $g(\theta)$.

Forme semi-paramétrique

La principale difficulté associée à l'estimation de l'hétérogénéité non-observable consiste à choisir judicieusement la distribution de θ . Une façon élégante de contourner ce problème consiste à estimer cette dernière de façon semi-paramétrique. L'approche que nous utiliserons, qui s'apparente à celle utilisée par Blank (1989), consiste à estimer l'hétérogénéité à l'aide de points de masse [à cet effet, voir aussi Ham et Rea (1987) et Heckman et Singer (1984)].

Cette approche suppose qu'il existe n différents groupes hétérogènes au sein d'une population. Les caractéristiques non-observables des individus se reflètent dans n constantes $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n)$ associées à chacun des groupes via la fonction de hasard. La probabilité qu'un individu fasse parti du groupe i est π_i , où $\sum_{i=1}^n \pi_i = 1$. Malgré l'avantage que présente cette méthode (elle évite d'avoir à choisir la distribution de θ), l'approche semi-paramétrique présente cependant le désavantage qu'il faut choisir adéquatement, sans aucune information a priori sur la structure de la population, le nombre de groupes hétérogènes n . Certains auteurs [à cet effet voir, par exemple, Blank (1989) ou Kiefer (1988)] suggèrent cependant qu'un choix adéquat du nombre de points de masse, n , se situe généralement entre 2 et 5, le tout étant fonction de la population et du modèle à estimer.

À titre d'exemple, dans le cadre d'un modèle où $n = 2$, la probabilité qu'un individu fasse parti du groupe 1 ou 2 sera donnée par π_1 et $\pi_2 = 1 - \pi_1$. La fonction de densité ainsi que la fonction de survie sont, dans ce cas, respectivement définies comme étant :

$$f(t) = \pi_1 f_1(t) + \pi_2 f_2(t) \quad (2.8)$$

$$S(t) = \pi_1 S_1(t) + \pi_2 S_2(t) \quad (2.9)$$

2.1.6 Maximum de vraisemblance

En ce qui concerne l'estimation des modèles de durée, l'utilisation du maximum de vraisemblance semble une approche naturelle et fréquemment utilisée. Voici donc un aperçu de cette technique d'estimation.

Dans le cadre d'un modèle de durée simple, où la censure à droite est permise, la forme générale d'une telle procédure est la suivante :

$$L(\beta; X) = \prod_{i=1}^N f_i(t_i)^{\delta_i} S_i(t_i)^{(1-\delta_i)} \quad (2.10)$$

où

$$t_i = \text{moment de sortie ou de censure}$$

$$\delta_i = \begin{cases} 0 & \text{si l'observation } i \text{ est censurée} \\ 1 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Voir Kiefer (1988) pour plus d'informations concernant ce sujet. Notons que nous pouvons aussi écrire, par définition, $L(\beta) = \prod_{i=1}^N l_i(\beta)$.

2.2 Modèle statistique

Notre modèle statistique, tel que présenté dans la problématique, consistera en un modèle de durée simple (pour ceux qui reçoivent des prestations d'assurance-chômage) inséré dans un modèle de durée à sorties multiples (sorties initiales via un nouvel emploi ou via l'assurance-chômage). Ce modèle de comportement est un modèle appelé "multivariate failure time model with competing risk" par Kalbfleisch et Prentice (1980, section 7.3).

Le “Competing Risk Model” est défini dans la littérature économique [à cet effet voir, par exemple, Kalbfleish et Prentice (1980) ou Blank (1989)] comme étant un modèle de durée à sorties multiples, où chacune des alternatives de sorties est caractérisée par une fonction de hasard qui lui est propre.

2.2.1 Sorties initiales

Ainsi, comme nous l’avons déjà mentionné, un individu qui perdra son emploi (considérant qu’il est éligible à l’assurance-chômage) pourra quitter cet état initial soit en se trouvant un nouvel emploi, soit en recevant des prestations d’assurance-chômage.

Similairement à ce qui est fait dans Blank (1989), nous allons définir $\lambda_{travail}(t)$ (que nous noterons à l’avenir $\lambda_{tr}(t)$) comme étant la fonction de hasard associée à une sortie de l’état initial via le marché du travail et $\lambda_{chômage}(t)$ comme étant la fonction de hasard associée à une sortie via l’assurance-chômage (que nous noterons $\lambda_c(t)$). L’hypothèse d’indépendance entre $\lambda_{tr}(t)$ et $\lambda_c(t)$ nous permet d’écrire la fonction de hasard (du “competing risk model”) suivante :

$$\lambda_{cr}(t) = \lambda_{tr}(t) + \lambda_c(t) \tag{2.11}$$

Analoguement à ce qui a déjà été fait (à cet effet voir (2.5)), nous pouvons écrire comme fonction de survie :

$$S_{cr}(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda_{cr}(u)du\right) \quad (2.12)$$

Et en remplaçant (2.11) dans (2.12) nous obtenons :

$$\begin{aligned} S_{cr}(t) &= \exp\left(-\int_0^t (\lambda_{tr}(u) + \lambda_c(u))du\right) \\ &= \exp\left(-\int_0^t \lambda_{tr}(u)du\right) \exp\left(-\int_0^t \lambda_c(u)du\right) \\ &= S_{tr}(t) S_c(t) \end{aligned} \quad (2.13)$$

En d'autres termes, la fonction de survie associée au modèle de durée à sorties multiples est en fait la probabilité d'avoir survécu à une sortie via un nouvel emploi et à une sortie via l'assurance-chômage.

La fonction de densité associée à chacune de ces alternatives de sortie (pour $m = tr, c$) est définie comme étant :

$$f_m(t) = \lambda_m(t) \exp\left(-\int_0^t \lambda_{cr}(u)du\right). \quad (2.14)$$

Ainsi, à cette étape de la modélisation nous pouvons écrire le maximum de vraisemblance suivant :

$$l_i(\beta) = f_{tr,i}(t_{1,i})^{\alpha_{tr,i}} f_{c,i}(t_{1,i})^{\alpha_{c,i}} S_{cr,i}(t_{1,i})^{1-(\alpha_{tr,i}+\alpha_{c,i})} \quad (2.15)$$

où :

- $t_{1,i}$ représente l'instant où l'individu quitte son état initial via l'assurance-chômage ou via un nouvel emploi. Notons aussi que $t_{1,i}$ peut être une valeur censurée
- $S_{cr,i}(t_{1,i})$ est la fonction de survie du "competing risk" à l'instant $t_{1,i}$
- $f_{tr,i}(t_{1,i})$ est la fonction de densité associée à une transition vers un nouvel emploi à l'instant $t_{1,i}$
- $f_{c,i}(t_{1,i})$ est la fonction de densité associée à une transition vers l'assurance-chômage à l'instant $t_{1,i}$
- $\alpha_{tr,i}$ est égal à 1 si l'individu i se trouve un nouvel emploi et 0 sinon
- $\alpha_{c,i}$ est égal à 1 si l'individu i se reçoit des prestations d'assurance-chômage et 0 sinon
- notons aussi que $\alpha_{tr,i} + \alpha_{c,i}$ est égal à 1 si l'épisode de chômage n'est pas censuré, et 0 s'il est censuré à l'instant $t_{1,i}$.

2.2.2 Sorties secondaires

Deuxièmement, pour tous ceux qui ont quitté leur état initial de chômage via l'assurance-chômage, nous allons insérer un modèle de durée standard dans le modèle de durée à sorties multiples que nous venons de définir. Ainsi, le maximum de vraisemblance devient :

$$\begin{aligned}
l_i(\beta) = & \underbrace{f_{tr,i}(t_{1,i})^{\alpha_{tr,i}} f_{c,i}(t_{1,i})^{\alpha_{c,i}} S_{cr,i}(t_{1,i})^{1-(\alpha_{tr,i}+\alpha_{c,i})}}_{\text{"Competing Risk"}} \\
& \underbrace{[f_{tr|c,i}(t_{2,i}|t_{1,i})^{\delta_i} S_{tr|c,i}(t_{2,i}|t_{1,i})^{(1-\delta_i)}]_{\alpha_{c,i}}}_{\text{"Single Risk"}}
\end{aligned} \tag{2.16}$$

où :

- $t_{2,i}$ représente l'instant où l'individu quitte son état secondaire via un nouvel emploi. Notons aussi que $t_{2,i}$ peut être une valeur censurée
- $S_{tr|c,i}(t_{2,i}|t_{1,i})$ est la fonction de survie du modèle de durée simple ("Single Risk") à l'instant $t_{2,i}$, conditionnellement à une perception de l'A-C à l'instant $t_{1,i}$
- $f_{tr|c,i}(t_{2,i}|t_{1,i})$ est la fonction de densité associée à une transition vers un nouvel emploi à l'instant $t_{2,i}$, conditionnellement à une perception de l'A-C à l'instant $t_{1,i}$
- δ_i est égal à 1 si l'épisode de chômage n'est pas censuré, et 0 s'il est censuré à l'instant $t_{2,i}$, conditionnellement à une perception de l'A-C à l'instant $t_{1,i}$.

2.2.3 Ajout de l'hétérogénéité non-observable

Comme nous l'avons déjà mentionné, plusieurs facteurs non-observables peuvent influencer la probabilité de retour au travail des sans-emplois. Afin de tenir compte de la forme particulière de notre problématique, nous allons imposer deux points de masses pour chacune des branches de notre modèle. Ainsi, nous pouvons définir six différents points de masses. Soit :

- ξ_1 et ξ_2 , associé à un retour au travail immédiat,
- γ_1 et γ_2 , associé à une perception de l'A-C et
- ϕ_1 et ϕ_2 , associé à un retour au travail suite à une perception de l'A-C.

Il y a donc huit combinaisons possibles de ces paramètres. Notons que chacune des différentes combinaisons possibles représente en fait un type d'individu. Par conséquent, il nous sera possible d'identifier huit différents types de comportement possible relativement à la perception ou non de prestations d'assurance-chômage et au retour au travail. Afin de permettre une variation dans le comportement des individus selon les différents états possibles, nous permettons à tous les points de masse de prendre des valeurs différentes. Chacune des combinaisons possibles de ξ_j , γ_k et ϕ_m est associée une probabilité $\pi_{j,k,m}$ où $\sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \sum_{m=1}^2 \pi_{j,k,m} = 1$.

Il est donc possible d'interpréter l'équation (2.16) comme étant la vraisemblance associée à une combinaison possible des ξ_j , γ_k et ϕ_m . Ainsi définie, cette équation devient :

$$l_i^{j,k,m}(\beta) = f_{tr,i}^{j,k}(t_{1,i})^{\alpha_{tr,i}} f_{c,i}^{j,k}(t_{1,i})^{\alpha_{c,i}} S_{cr,i}^{j,k}(t_{1,i})^{1-(\alpha_{tr,i}+\alpha_{c,i})} [f_{tr_{|c},i}^m(t_{2,i}|t_{1,i})^{\delta_i} S_{tr_{|c},i}^m(t_{2,i}|t_{1,i})^{(1-\delta_i)}]^{\alpha_{c,i}} \quad (2.17)$$

et nous allons estimer :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^N \left[\sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \sum_{m=1}^2 \pi_{j,k,m} l_i^{j,k,m}(\beta) \right]. \quad (2.18)$$

Plus précisément, nous allons estimer à l'aide de (2.18) chacun des points de masse précédemment présenté ainsi que les probabilités associées aux diverses combinaisons possibles. De plus, afin de tenir compte des caractéristiques particulières à chacun des individus, nous allons estimer les paramètres associés à diverses variables explicatives. Plus précisément, nous incluons dans (2.18) des variables permettant de contrôler pour l'âge, le sexe, le statut marital, la province de résidence, le niveau d'éducation et l'appartenance ou non à une minorité visible du répondant. Nous incluons aussi des variables qui permettent de tenir compte des anticipations de réembauche, de la présence ou non d'un avis de mise à pied, du taux de chômage régional, du nombre de semaines d'éligibilité à l'assurance-emploi, du salaire que recevait le répondant lors de son dernier emploi et si ce dernier était syndiqué ou non. Une variable permettant d'estimer la mobilité du répondant, possession ou non d'une voiture, a aussi été incluse dans le modèle. De plus, un paramètre de distribution associé à la forme fonctionnelle de chacune des fonctions de hasard sera aussi estimé.

Chapitre 3

Présentation des données

Les données utilisées proviennent principalement de l'enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (COEP¹) de 1995. La création de cette base de données a été réalisée conjointement par Statistique Canada et Développement des Ressources Humaines Canada (DRHC). L'échantillon est composé de deux cohortes afin de contrôler en partie les effets de la saisonnalité.

¹Canadian Out of Employment Panel

La première cohorte est essentiellement composée d'individus ayant perdu leur emploi au cours du mois de février ou au début du mois de mars, alors que la seconde est essentiellement composée d'individus ayant perdu leur emploi entre la fin d'avril et le début de juin. De plus, pour chacune des cohortes, le sondage incluait plusieurs vagues de questions. En moyenne, les répondants ont été interrogés six mois et un an après la perte de leur emploi. Plus précisément, les deux vagues de questions du COEP 1995 ont eu lieu, respectivement, en moyenne 31.5 et 57 semaines suivant la perte de l'emploi. L'identification des individus qui avaient quitté leur emploi a été possible grâce au "Record Of Employment" (ROE). Notons que c'est à l'aide de ce dernier que la base du sondage a d'ailleurs pu être constituée.

Les informations d'enquêtes fournies par ces sondages nous permettent de savoir, entre autres, si un individu, qui a préalablement perdu son emploi, comptait ou non recevoir de l'assurance-chômage ; s'il en a reçu ou non ; quels étaient les motifs de sa non-perception (si tel était le cas) ; s'il pensait y être éligible ou non ; à quel moment celui-ci s'est trouvé un nouvel emploi. Nous observons aussi que certains répondants n'avaient toujours pas réintégré le marché du travail au moment de la dernière vague du sondage. Ce problème de censure n'est toutefois pas majeur et, comme nous l'avons vu, nous pouvons aisément en tenir compte dans la formulation de l'estimation économétrique.

Les données provenant du COEP sont combinées à des données administratives. Cela nous permet, entre autres, de connaître l'admissibilité des répondants au programme d'assurance-chômage lors de la perte de leur emploi et d'estimer l'éligibilité de ceux qui n'auraient pas reçu de prestations.

3.1 Critères d'éligibilité

Comme nous l'avons déjà mentionné, nous ne nous intéressons pas seulement aux individus qui touchent des prestations d'assurance-chômage mais à tous ceux qui y sont éligibles. Les critères d'éligibilité que nous utiliserons s'apparentent très fortement à ceux retenus par Storer et Van Audenrode (1995) ainsi que par Addison et Portugal (1990).

Ainsi, nous avons premièrement éliminé de l'échantillon tous ceux qui ont volontairement quitté leur emploi. Ensuite, nous avons éliminé tous ceux qui ont quitté leur emploi soit pour prendre leur retraite, soit pour prendre un congé de maternité ou de paternité, soit pour cause de dispute ou soit pour cause de maladie et/ou blessures. Nous avons aussi exclus tous ceux qui ont répondu "autre" pour justifier leur mise à pied. Il y avait peu de raisons de croire qu'ils auraient été éligibles, entre autres parce que la liste des possibilités de perte d'emploi offerte était suffisamment exhaustive. Tous les répondants âgés de moins de seize ans ou de plus de soixante-cinq ans ont aussi été retranchés de l'échantillon. Ainsi, nous avons seulement conservé les individus qui étaient à la fois membres de la population active et potentiellement éligibles à l'assurance-chômage.

Deuxièmement, parmi tous ceux qui n'avaient toujours pas été retranchés de l'échantillon, nous avons tout d'abord considéré ceux qui avaient reçu des prestations d'assurance-chômage. À l'aide des données administratives, nous avons pu déterminer quelle était la durée de leur période d'éligibilité. L'éligibilité de tous les autres répondants, ainsi que la durée de cette dernière, a pu être établie en combinant l'information disponible sur le nombre de semaines assurables, la région de résidence et la loi de l'assurance-chômage en vigueur.

Sur la base de ce que nous venons de mentionner, notre échantillon est composé de 4660 individus éligibles à recevoir des prestations d'assurance-chômage. De ce nombre, 2614 ont perçu leur dû et 1700 se sont trouvé un emploi sans rien percevoir. Cela implique que 346 personnes ne se sont pas trouvé d'emploi et n'ont pas reçu d'assurance-chômage (données censurées à l'état initial). Parmi les 2614 prestataires d'assurance-chômage, 1950 sont retournés sur le marché du travail et 664 étaient toujours sans emploi au moment de la deuxième vague de questions.

La figure 3.2 présente, de façon analogue à la figure 1.1, la distribution de cet échantillon ainsi que les durées moyennes de chômage associées à chacun des états possibles. On peut clairement y voir que la durée moyenne d'un épisode de chômage est plus élevée, de 8.3 semaines, pour un individu non-censuré qui a reçu des prestations d'assurance-chômage.

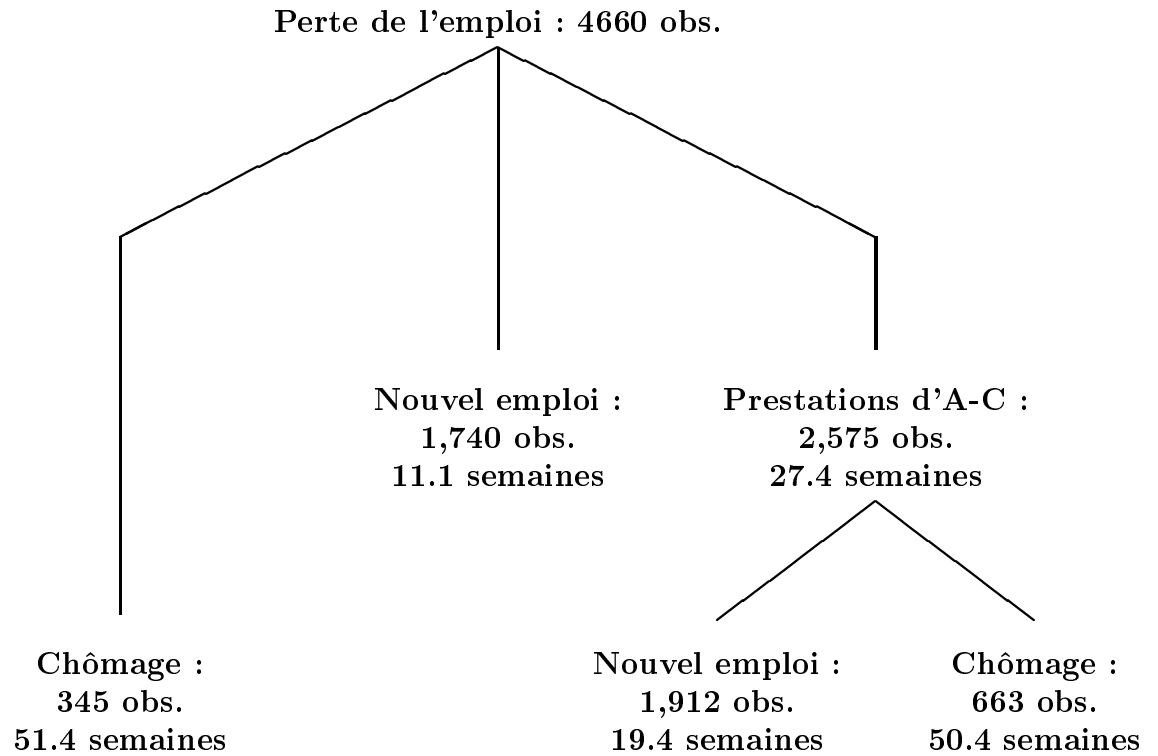
3.2 Statistiques descriptives

Les tableaux A.1, A.2 et A.3 présentent diverses statistiques descriptives concernant les individus de notre échantillon. Du tableau A.1, on peut voir que les travailleurs qui ont reçu des prestations sont ceux qui, de façon générale, étaient éligibles à un plus grand nombre de semaines de prestations, avaient un niveau de scolarité plus faible, ou vivaient au Québec ou dans les maritimes. On remarque aussi qu'il y a un pourcentage plus faible de syndiqués, de travailleurs ayant des anticipations de réembauche ou possédant une voiture parmi les données censurées à l'état initial. En ce qui concerne les individus qui se sont trouvés un nouvel emploi sans recevoir aucune prestation, il y a très peu de caractéristiques qui attirent notre attention sinon le nombre de semaines d'éligibilité plus faible de ceux-ci. Relativement à ce dernier point, si la décision de percevoir est fonction d'une analyse bénéfices-coûts, il n'est pas surprenant de voir que ceux qui ont un revenu attendu plus faible ne perçoivent pas aucune prestation.

Les résultats présentés dans le tableau A.2 vont dans le même sens que ceux du tableau A.1. Toutefois, les différences observées entre les diverses variables sont beaucoup moins importantes. Exception faite du nombre de semaines d'éligibilité, on retrouve sensiblement les mêmes caractéristiques dans chacune des colonnes.

Le tableau A.3 montre que, conditionnellement à une perception de l'assurance-chômage, la probabilité de se trouver un nouvel emploi semble liée à certaines caractéristiques des chômeurs. Le fait d'avoir été syndiqué lors de l'emploi précédent, d'avoir reçu un avis de mise-à-pied, d'avoir des anticipations de réembauche positives ou de posséder une voiture augmentent les chances de se trouver un nouvel emploi. Dans ce cas-ci, les différences liées à la région de résidence ou à la scolarité semblent avoir très peu d'effet.

FIG. 3.2 – Distribution échantillonnale et durée moyenne de chômage



Chapitre 4

Résultats

4.1 Simulations

Afin d'illustrer certains effets, possiblement erronés, que pourrait avoir l'inclusion de la perception de l'assurance-chômage sur la modélisation de taux de sorties d'un état initial de chômage, nous avons tenu à effectuer quelques simulations. De plus, ces simulations nous permettront, à titre illustratif, de mieux comprendre les résultats présentés dans la deuxième section de ce chapitre.

4.1.1 Méthodologie

Voici tout d'abord un résumé de la méthodologie qui a été utilisée afin de simuler un échantillon de 4660 individus (i.e : taille de même dimension que notre échantillon réel). Premièrement, nous avons généré, à l'aide d'une loi exponentielle, 2330 épisodes de chômage avec un taux de sortie instantané de 3.730% ($\lambda_1 = 0.03730$) suivi de 2330 autres épisodes de chômage générés à l'aide d'un taux de hasard de 9.551% ($\lambda_2 = 0.09551$).

Deuxièmement, nous avons généré un moment de perception des prestations d'assurance-chômage pour tous les individus, ce moment étant lui aussi généré à l'aide d'une loi exponentielle d'une durée moyenne de 9 semaines (i.e : $\lambda_c = 0.111111$). Afin de déterminer si un individu perçoit ou non des prestations, nous avons comparé la durée simulée d'un épisode de chômage (que nous noterons t_c^s) avec le moment simulé d'une perception des prestations d'assurance-chômage (que nous noterons t_b^s). Si la valeur de t_c^s est inférieure à t_b^s , alors l'individu ne perçoit pas de prestations avant de retourner au travail. Dans ce cas, A-C = 0. Dans le cas contraire, si t_c^s est supérieur à t_b^s , alors l'individu reçoit des prestations d'assurance-chômage avant de retourner au travail et A-C = 1.

Nous avons par la suite généré une durée maximale de chômage, afin de censurer nos épisodes de chômage, à l'aide d'une loi uniforme sur un intervalle de 25 à 47 semaines. Ainsi, tous les individus pour qui la valeur de t_c^s est supérieure à la valeur générée par la loi uniforme voient leur épisode de chômage être censuré par la valeur de cette dernière et on aura $\delta = 0$. Dans le cas où t_c^s n'est pas censuré (i.e : la valeur de t_c^s est inférieure à la valeur générée par la loi uniforme), alors $\delta = 1$.

Selon ces caractéristiques, nous avons :

- 3014 individus qui ont reçu des prestations d'assurance-chômage
- 749 individus qui ont un épisode de chômage censuré.

4.1.2 Modèles théoriques et résultats d'estimation

Nous avons ensuite estimé un modèle de durée simple, relativement au processus de retour au travail, avec ou sans la variable de perception des prestations (A-C), et ce pour les 2330 premières observations, les 2330 suivantes et pour l'échantillon total. Ensuite, nous avons estimé, pour ces trois mêmes sous-échantillons, un modèle selon lequel nous permettons un effet ponctuel de la variable A-C. Plus précisément, nous avons permis à la variable A-C de prendre la valeur 1 seulement sur l'intervalle de temps où l'individu recevait effectivement des prestations. Les résultats qui ont été obtenus à l'aide de ces modèles sont présentés dans le tableau B.4.

Finalement, nous avons réestimé, sur la base des 4660 observations, plusieurs des modèles précédents en permettant la présence d'hétérogénéité non-observable (mesurée à l'aide de points de masse, à la manière d'Heckman et Singer). Les résultats de ces simulations sont présentés dans le tableau B.5.

Les résultats présentés dans le tableau B.4 montrent clairement que l'introduction de la variable A-C a un effet négatif erroné et fortement significatif sur la probabilité des individus de se trouver un nouvel emploi. Ce résultat est valable en dépit du fait que la variable A-C n'a pas servi à générer les profils de retour sur le marché du travail. Cet effet négatif est également présent lorsque nous intégrons la variable A-C de façon ponctuelle dans le modèle. Il vient essentiellement du fait que A-C est endogène et corrélé avec les durées sur le chômage aléatoirement plus longues que d'autres. Il émerge aussi du fait que pour le modèle à 4660 observations, la présence d'hétérogénéité non-observée n'est pas modélisée.

Pour ce qui est du tableau B.5, nous remarquons que l'estimation d'un modèle avec hétérogénéité non-observable sans A-C permet d'estimer relativement bien la durée de la population que nous avons générée. Cependant, lorsque nous introduisons la variable A-C dans ce modèle, il devient impossible d'estimer correctement les paramètres ainsi que les écarts types qui y sont associés. Ce modèle est donc problématique et ne permet pas d'estimer correctement l'effet désiré. Toutefois, l'effet de la variable A-C sur le taux de sortie est toujours négatif. Finalement, le fait d'introduire la variable A-C de façon ponctuelle dans le modèle semble permettre une meilleure estimation du modèle avec hétérogénéité. Cependant, l'effet négatif de la variable d'intérêt demeure.

Les modèles de durées utilisés dans le cadre des simulations ont aussi été appliqués aux données provenant du COEP. Les tableaux C.6, C.7, C.8 et C.9 présentent les résultats de ces estimations. Analogiquement aux résultats obtenus avec les données simulées, nous remarquons que le fait de recevoir des prestations d'assurance-chômage a un effet négatif et fortement significatif sur la probabilité des individus de se trouver un nouvel emploi.

4.2 Modèle statistique

Les résultats relatifs à l'estimation du modèle joint¹ (que nous avons développé entre autres pour tenir compte du biais associé à la perception d'assurance-chômage observé dans les modèles de durées précédemment estimés) sont présentés dans le tableau C.11. Afin d'interpréter correctement les résultats obtenus dans ce tableau et dans les tableaux subséquents, il est important de considérer l'impact des paramètres dans chacune des trois branches possibles du problème. Les deux premières colonnes illustrent, respectivement, l'impact des variables sur le taux de sortie initial via le marché du travail ou via l'assurance-chômage ; la troisième colonne indique quand à elle l'impact des variables sur le taux de sortie secondaire via le marché du travail (i.e : conditionnel à une perception de prestations de l'assurance-chômage).

¹Lorsqu'aucune restriction n'est imposée sur les paramètres du modèle.

La variable “Âge” est négative et significative dans chacune des trois colonnes, ce qui semble indiquer que la probabilité de se trouver un nouvel emploi est plus faible pour des travailleurs plus âgés. Ce résultat est valide qu’il y ait perception ou non de prestations d’assurance-chômage. De plus, le fait que ces mêmes travailleurs aient aussi une probabilité plus faible de recevoir des prestations semble indiquer un plus faible attachement au marché du travail. La variable “minorité” partage les mêmes caractéristiques que la variable “Âge”.

Pour ce qui est des travailleurs syndiqués, de ceux qui avaient des anticipations de réembauche et des travailleurs plus mobiles (ils possèdent une voiture) nous observons des résultats totalement opposés. En effet, ceux-ci ont une plus grande probabilité de se trouver un nouvel emploi rapidement. Ils tendent aussi à percevoir plus rapidement des prestations d’assurance-chômage et, conditionnellement à la perception de ces prestations, à se trouver un nouvel emploi plus rapidement.

Recevoir un avis de mise-à-pied à l’avance accélère le processus de retour au travail seulement lorsqu’il y a perception des prestations d’assurance-chômage. Le même phénomène est observé pour les travailleurs qui avaient un salaire plus élevé lors de leur emploi précédent. Cependant, il semble aussi que ces derniers ont une plus grande probabilité de recevoir rapidement des prestations d’assurance-chômage. De plus, un plus grand nombre de semaines d’éligibilité au programme réduit la probabilité de se trouver un nouvel emploi, conditionnel ou non à la perception des prestations d’assurance-chômage, et augmente la probabilité de recevoir ces dernières.

Étrangement, il semble qu'un taux de chômage régional élevé n'a aucun effet sur le processus de retour au travail, mais que ce dernier diminue la probabilité de recevoir des prestations d'assurance-chômage. On observe aussi que les travailleurs ayant un niveau de scolarité plus faible ont une probabilité plus élevée de recevoir de l'assurance-chômage. Toutefois, il semble que, dans le cadre de cette recherche, le niveau d'éducation n'a aucun effet significatif sur le processus de retour au travail.

Les chômeurs de l'Ontario ont une probabilité plus élevée de retourner au travail sans recevoir aucune prestation d'assurance-chômage. On observe aussi que, conditionnellement à la perception des prestations, les chômeurs des Prairies² ont une probabilité plus élevée de se trouver un nouvel emploi. Finalement, il semble que les chômeurs du Québec tendent à recevoir plus rapidement de l'assurance-chômage.

Les résultats d'estimation concernant les différentes combinaisons possibles de points de masses, $(\xi_k, \gamma_l, \phi_m)$, semblent indiquer que plusieurs de ces dernières sont très près de zéro. En fait, on ne peut pas rejeter l'hypothèse³ que quatre de celles-ci sont statistiquement égales à zéro. Les résultats du modèle contraint sont présentés dans le tableau C.12.

²Prairies, Yukon et TNO.

³À l'aide d'un test LR.

Afin de synthétiser et de mieux comprendre les différentes combinaisons possibles de $(\xi_k, \gamma_l, \phi_m)$, nous avons produit le tableau C.13. Nous avons caractérisé chacun des points de masses, qui représentent les caractéristiques non-observables de notre échantillon, selon l'effet relatif qu'il a sur la probabilité de sortie d'un état. Par exemple, ξ_1 est associé à une sortie initiale lente (probabilité plus faible) via un nouvel emploi et ξ_2 est associé à une sortie initiale rapide (probabilité plus élevée)⁴. À partir de ce tableau, nous observons que les deux tiers de l'échantillon possèdent toutes les caractéristiques positives, c'est-à-dire qu'ils sont rapides à percevoir des prestations d'assurance-chômage et à se trouver un nouvel emploi, qu'il y ait perception ou non de prestations de l'assurance-chômage. Pour moins de 20% de l'échantillon, le fait de recevoir des prestations d'assurance-chômage semble accélérer leur retour sur le marché de l'emploi. En effet, ils sont initialement lents à se trouver un nouvel emploi ou à recevoir des prestations, mais une fois qu'ils ont perçu ces dernières, ils retournent plus rapidement sur le marché de l'emploi. Pour dix pour cent de l'échantillon, la perception de prestations d'assurance-chômage semble être le dernier recours possible. Ceux-ci tendent à se trouver un nouvel emploi rapidement et retardent le moment auquel ils reçoivent leurs prestations. Finalement, seulement 3.7% de notre échantillon peuvent être considérés comme des chômeurs de type "Globe and Mail" : ils sont lents à se trouver un nouvel emploi, mais ils reçoivent assez rapidement les prestations auxquelles ils ont droit.

⁴ $\xi_1 = -3.9430$ et $\xi_2 = -1.8188$.

Pour terminer, regardons les résultats présentés dans le tableau C.10 où nous avons imposé que les coefficients des branches sorties initiales et secondaires “via un nouvel emploi” soient identiques. L’imposition d’une telle restriction est fortement rejetée⁵, ce qui semble indiquer que le comportement des gens change lorsque ceux-ci reçoivent des prestations d’assurance-chômage.

4.3 Changement de comportement

Les résultats que nous avons obtenus semblent indiquer que le comportement des chômeurs change à partir du moment où ces derniers reçoivent des prestations d’assurance-chômage. Dans cette section, nous essayons de montrer que nous pouvons maintenant avoir une idée assez précise des effets désincitatifs de l’assurance-chômage. Afin d’avoir une meilleure idée de l’impact de la perception de prestations d’assurance-chômage sur le comportement des chômeurs, nous avons calculé des durées attendues d’épisodes de chômage sous différents scénarios possibles. Un résumé des formules qui ont été utilisées, entre autres pour effectuer ces calculs, se trouve en annexe de ce travail.

Le tableau D.14 présente les calculs des durées attendues d’épisodes de chômage ainsi que l’impact marginal de certaines variables sur cette durée attendue pour un individu aux caractéristiques observées moyennes. Ce dernier tableau reflète la tendance des chômeurs à se trouver un nouvel emploi plus lentement lorsqu’ils reçoivent des prestations de l’assurance-chômage. De plus, l’impact marginal des caractéristiques observables sur la durée attendue reflète assez bien les coefficients précédemment estimés.

⁵À l’aide d’un test LR.

Plus précisément, on peut lire dans le tableau D.14 que le chômeur moyen ne recevra pas de prestations d'assurance-chômage avant un peu plus de 5 semaines. Une fois que ce dernier aura reçu les prestations auxquels il a droit, il faudra en moyenne 26 semaines avant qu'il se trouve un nouvel emploi. De l'autre côté, pour ceux qui ne reçoivent aucune prestation, le retour au travail se fera dans un délai d'environ 16 semaines.

Notons que nous avons aussi estimé quelle aurait été la durée moyenne d'un épisode de chômage si nous avons utilisé les modèles présentés dans la première section de ce chapitre. Afin de comparer ces résultats à ceux obtenus à l'aide de notre modèle statistique, nous avons aussi tenu compte de l'impact de l'ajout de la variable "Perception d'A-C⁶" sur le calcul de ces durées attendues. Les résultats relatifs au calcul de ces dernières se trouvent au bas des tableaux C.6, C.7, C.8 et C.9. On peut y voir que la durée moyenne d'un épisode de chômage, pour les quatre modèles concernés, est d'environ 25 semaines pour un individu moyen. Ces résultats sont très semblables à celui obtenu à l'aide de notre modèle lorsque nous n'avons aucune idée à priori de qui sera prestataire d'assurance-chômage⁷. L'effet marginal de la perception de prestations d'assurance-chômage sur la durée attendue d'un épisode de chômage est d'environ 14 semaines dans le cas d'un modèle de durée simple (tableau C.7). Cette dernière valeur est très semblable à la différence de temps observée entre la durée attendue d'un épisode de chômage pour un individu qui perçoit et un individu qui ne perçoit pas de prestations d'assurance-chômage⁸ selon le modèle que nous avons développé (tableau D.14). Dans le cas où l'on permet la présence d'hétérogénéité non-observable (tableau C.9), l'effet marginal de la perception de prestations d'assurance-chômage sur la durée attendue d'un épisode de chômage est d'un peu plus de 24 semaines.

⁶Lorsque le modèle le permet.

⁷À cet effet voir l'équation E.26.

⁸ $E[tr|sortie\ via\ tr] - E[tr|c|sortie\ via\ c] = 14.80$ semaines.

Afin de mesurer l'impact d'un changement de comportement des individus sur la durée attendue de chômage, nous avons réestimé les fonctions de durée attendue qui ont servi à produire le tableau D.14 en imposant que tous les paramètres associés à une sortie secondaire via un retour au travail soient identiques⁹ à ceux d'une sortie initiale via un retour au travail. Nous avons aussi imposé l'égalité des points de masse associés à chacune des deux branches concernées¹⁰.

Les résultats obtenus à l'aide de ces restrictions sont présentés dans le tableau D.16. On remarque premièrement que si le comportement des individus ne changeait pas à la suite d'une perception de prestations de l'assurance-chômage, il faudrait en moyenne 19 semaines et demie de moins à un individu moyen pour se trouver un nouvel emploi. On remarque aussi que la durée moyenne d'un épisode de chômage, sans aucune idée à priori des prestataires d'assurance-chômage, passerait de 25 à 13 semaines si le comportement des individus ne changeait pas suite à une éventuelle perception.

⁹Ce qui inclut le paramètre de distribution associé à la densité Weibull.

¹⁰ ξ_1 doit toujours être associé avec ξ_1 . (i.e. (ξ_1, γ_k, ξ_1))

Chapitre 5

Conclusion

À notre connaissance, aucun auteur n'a abordé jusqu'à présent la dynamique entourant un état initial de chômage, la décision de recevoir ou non des prestations d'assurance-chômage et le comportement menant à un retour au travail selon l'approche proposée dans ce mémoire. À la lumière du travail qui a été accompli, voici quelques résultats qui méritent une attention particulière.

Similairement à ce qui a été précédemment démontré par Blank et Card (1991), Addison et Portugal (1990) et Storer et Van Audenrode (1995), l'existence d'un nombre relativement important de chômeurs qui sont éligibles à l'assurance-chômage mais qui ne perçoivent pas leur dû peut biaiser l'estimation de l'impact de l'assurance-chômage sur la durée attendue d'un épisode de chômage. Les simulations que nous avons effectuées montrent à quel point l'utilisation d'une variable binaire, pour contrôler la perception ou non des prestations d'assurance-chômage, peut affecter, de façon erronée, la durée d'un épisode de chômage. Cela démontre l'importance de tenir compte, d'une façon plus adéquate, des individus qui sont éligibles mais qui choisiront de ne pas recevoir les prestations auxquelles ils ont droit lors de la modélisation de la problématique.

Nous avons aussi démontré dans le mémoire que la décision de recevoir des prestations d'assurance-chômage n'est pas un événement purement aléatoire et sans conséquence. Nous avons ainsi estimé une corrélation entre les caractéristiques non-observées menant à un retour éventuel au travail et celles menant à une perception des prestations d'assurance-chômage. De plus, le comportement des chômeurs semble changer à partir du moment où ceux-ci reçoivent des prestations d'assurance-chômage. Nous avons estimé que ce changement de comportement rallonge la durée d'un épisode de chômage de près de 15 semaines. Cependant, comme nous avons estimé notre modèle en contrôlant pour plusieurs caractéristiques observables et non-observables, il reste à comprendre précisément pourquoi un tel changement de comportement survient.

Les résultats que nous avons obtenus doivent toutefois être considérés avec prudence compte tenu de l'utilisation de la densité Weibull. Dans le cadre de recherche future, il pourrait être souhaitable d'utiliser une densité log-logistique ou semi-paramétrique afin de permettre une plus grande flexibilité des fonctions de hasard utilisées. Il pourrait aussi être intéressant d'analyser si les individus qui perçoivent de l'assurance-emploi se trouvent un meilleur emploi ou non que ceux qui ne perçoivent aucune prestation. Plus précisément, est-ce que le fait de prendre plus de temps pour se trouver un nouvel emploi, grâce aux prestations d'assurance-chômage, permet ou non d'obtenir de meilleurs salaires et un emploi plus stable ?

Annexe A

Tableaux relatifs aux statistiques descriptives

TAB. A.1 – Modèle de durée à sorties multiples (*3 états possibles*)

Modèle de durée à sorties multiples "Competing Risk Model" (4660 épisodes)						
Variables	Sorties initiales via le marché du travail (1740 épisodes)		Sorties initiales via l'assurance-chômage (2575 épisodes)		Sorties initiales censurées (345 individus)	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Chômage (Nb. de semaines)	11.1	12.9	27.4	18.8	51.4	10.2
Assurance-chômage			2.5	1.3		
Âge moyen	30.6	9.8	31.0	9.9	32.8	10.8
Log du salaire moyen	2.71	0.62	2.66	0.59	2.71	0.69
Nb. de semaines d'éligibilité	23.1	16.7	30.9	12.8	19.7	18.7
Tx de chômage régional	10.6	3.5	11.3	3.9	10.6	3.7
<i>Pourcentage (dans l'échantillon)</i>						
Hommes	61.2%	48.7%	57.6%	49.4%	55.7%	49.8%
Individus mariés	68.8%	45.9%	68.7%	46.4%	65.2%	47.7%
Minorités visibles	19.4%	39.5%	20.3%	40.2%	23.8%	42.6%
Syndiqués	39.8%	49.0%	33.4%	47.2%	28.1%	45.0%
Avis de mise-à-pied	21.9%	41.4%	21.8%	41.3%	22.3%	41.7%
Anticipations de réembauche	60.3%	48.9%	62.7%	48.4%	34.8%	47.7%
Possédant une voiture	37.5%	48.4%	36.7%	48.2%	28.7%	45.3%
<i>Lieu de résidence</i>						
Maritimes	10.5%	30.6%	14.3%	35.0%	9.6%	29.5%
Québec	27.8%	44.8%	35.7%	47.9%	27.5%	44.7%
Ontario	38.2%	48.6%	29.5%	45.5%	34.8%	47.7%
Prairies, Yukon et TNO	15.0%	35.7%	11.0%	31.3%	18.8%	39.2%
Colombie-Britannique	8.6%	28.0%	9.6%	29.5%	9.3%	29.1%
<i>Scolarité</i>						
Primaire ou moins	4.9%	21.7%	7.3%	26.0%	5.2%	22.3%
Études secondaires	20.9%	40.7%	25.0%	43.3%	23.2%	42.3%
Diplôme d'études secondaires	31.3%	46.4%	29.4%	45.6%	28.4%	45.2%
Études collégiales et formation spécifique	23.3%	42.3%	20.0%	40.0%	21.4%	41.1%
Études universitaires	19.5%	39.6%	18.3%	39.7%	21.7%	41.3%
Chômage : Nombres de semaines avant de retourner sur le marché du travail						
Assurance-chômage : Nombres de semaines avant de recevoir des prestations d'assurance-chômage						

TAB. A.2 – Modèle de durée à sorties multiples (2 états possibles)

Modèle de durée à sorties multiples "Competing Risk Model" (4660 épisodes)				
Variables	Sorties initiales via le marché du travail ou censurées (2085 épisodes)		Sorties initiales via l'assurance-chômage (2575 épisodes)	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Chômage (Nb. de semaines)	16.9	19.3	27.4	18.8
Assurance-chômage			2.5	1.3
Âge moyen	31.0	10.0	31.0	9.9
Log du salaire moyen	2.71	0.63	2.66	0.59
Nb. de semaines d'éligibilité	22.5	17.1	30.9	12.8
Tx de chômage régional	10.6	3.6	11.3	3.9
<i>Pourcentage (dans l'échantillon)</i>				
Hommes	60.3%	48.9%	57.6%	49.4%
Individus mariés	69.0%	46.3%	68.7%	46.4%
Minorités visibles	20.1%	40.1%	20.3%	40.2%
Syndiqués	37.9%	48.5%	33.4%	47.2%
Avis de mise-à-pied	22.4%	41.7%	21.8%	41.3%
Anticipations de réembauche	56.1%	49.6%	62.6%	48.4%
Possédant une voiture	36.0%	48.0%	36.7%	48.2%
<i>Lieu de résidence</i>				
Maritimes	10.3%	30.4%	14.3%	35.0%
Québec	27.7%	44.7%	35.7%	47.9%
Ontario	37.6%	48.5%	29.5%	45.5%
Prairies, Yukon et TNO	15.6%	36.3%	11.0%	31.3%
Colombie-Britannique	8.7%	28.2%	9.6%	29.5%
<i>Scolarité</i>				
Primaire ou moins	5.0%	21.8%	7.3%	26.0%
Études secondaires	21.3%	40.9%	25.0%	43.3%
Diplôme d'études secondaires	30.8%	46.2%	29.4%	45.6%
Études collégiales et formation spécifique	23.0%	42.1%	20.0%	40.0%
Études universitaires	18.9%	39.9%	25.7%	43.7%

Chômage : Nombres de semaines avant de retourner sur le marché du travail
Assurance-chômage : Nombres de semaines avant de recevoir des prestations d'assurance-chômage

TAB. A.3 – Épisodes de sorties initiales via l'assurance-chômage

Épisodes de sorties initiales via l'assurance-chômage (2575 épisodes)						
Variables	Sorties secondaires via le marché du travail (1912 épisodes)		Sorties secondaires censurées (663 épisodes)			
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Chômage (Nb. de semaines)	19.4	13.8	50.4	10.7	27.4	18.8
Assurance-chômage	2.4	1.1	2.6	1.6	2.5	1.3
Âge moyen	30.7	9.6	31.9	10.4	31.0	9.9
Log du salaire moyen	2.69	0.58	2.55	0.61	2.66	0.59
Nb. de semaines d'éligibilité	30.0	12.9	33.5	12.0	30.9	12.8
Tx de chômage régional	11.3	3.8	11.3	3.9	11.3	3.9
<i>Pourcentage (dans l'échantillon)</i>						
Hommes	58.7%	49.3%	54.1%	49.9%	57.6%	49.4%
Individus mariés	69.5%	46.0%	66.4%	47.3%	68.7%	46.4%
Minorités visibles	18.5%	38.8%	25.5%	43.6%	20.3%	40.2%
Syndiqués	36.8%	48.2%	23.8%	42.6%	33.4%	47.2%
Avis de mise-à-pied	23.6%	42.5%	16.4%	37.1%	21.8%	41.3%
Anticipations de réembauche	66.8%	47.1%	50.7%	50.0%	62.6%	48.4%
Possédant une voiture	38.5%	48.7%	31.5%	46.5%	36.7%	48.2%
<i>Lieu de résidence</i>						
Maritimes	14.3%	35.0%	14.3%	35.1%	14.3%	35.0%
Québec	35.6%	47.9%	36.2%	48.1%	35.7%	47.9%
Ontario	29.0%	45.4%	30.3%	46.0%	29.5%	45.5%
Prairies, Yukon et TNO	11.8%	32.3%	8.6%	28.1%	11.0%	31.3%
Colombie-Britannique	9.3%	29.1%	10.6%	30.8%	9.6%	29.5%
<i>Scolarité</i>						
Primaire ou moins	6.9%	25.3%	8.4%	27.8%	7.3%	26.0%
Études secondaires	24.9%	43.3%	25.3%	43.5%	25.0%	43.3%
Diplôme d'études secondaires	29.4%	45.6%	29.3%	45.5%	29.4%	45.6%
Études collégiales et formation spécifique	19.2%	40.0%	20.2%	40.2%	20.0%	40.0%
Études universitaires	18.9%	39.1%	16.7%	37.4%	25.7%	43.7%

Chômage : Nombres de semaines avant de retourner sur le marché du travail
Assurance-chômage : Nombres de semaines avant de recevoir des prestations d'assurance-chômage

Annexe B

Tableaux relatifs aux simulations

TAB. B.4 – Modèle de durée avec données simulées (*sans hétérogénéité*)

Modèle de durée simple, $\lambda = 0.03730$ (2330 observations)						
Variables	Paramètres		t-values		<i>(Effet ponctuel de A-C)</i>	
	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values
Cte	-3.3073	-137.32	-1.8399	-45.59	-3.2386	-79.16
A-C			-1.8078	-34.71	-0.1031	-2.03
Valeur de la fonction objectif :		-3543.34		-3065.25		-7260.09

Modèle de durée simple, $\lambda = 0.09551$ (2330 observations)						
Variables	Paramètres		t-values		<i>(Effet ponctuel de A-C)</i>	
	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values
Cte	-2.3789	-115.29	-1.5387	-48.85	-2.3632	-78.13
A-C			-1.2577	-28.55	-0.0298	-0.73
Valeur de la fonction objectif :		-3739.41		-3333.86		-7517.82

Modèle de durée simple avec présence de deux groupes hétérogènes (4660 observations)						
Variables	Paramètres		t-values		<i>(Effet ponctuel de A-C)</i>	
	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values
Cte	-2.8856	-194.01	-1.6560	-68.56	-2.7659	-116.13
A-C			-1.6433	-49.54	-0.1982	-6.37
Valeur de la fonction objectif :		-7699.08		-6617.52		-15177.99

TAB. B.5 – Modèle de durée avec données simulées (*avec hétérogénéité*)

Modèle de durée simple avec hétérogénéité (<i>4660 observations</i>)				
Variables	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values
Cte_1	-2.1598	-11.69	-1.6561	
Cte_2	-3.2398	-27.30	-1.6561	
A-C			-1.6431	
<i>Probabilités</i>				
Π_1	61.33%		15.40%	
Π_2	38.67%		84.60%	
Valeur de la fonction objectif :		-7658.61	-6617.52	

Modèle de durée simple avec effet ponctuel de A-C (<i>4660 observations</i>)				
Variables	Paramètres	t-values	<i>(Avec hétérogénéité)</i>	
			Paramètres	t-values
Cte_1	-2.7659	-116.13	-2.2068	-10.72
Cte_2			-3.2261	-21.88
A-C	-0.1982	-6.37	-0.0429	-1.01
<i>Probabilités</i>				
Π_1			41.45%	
Π_2			58.55%	
Valeur de la fonction objectif :		-15177.99	-15155.54	

Annexe C

Tableaux relatifs aux résultats

TAB. C.6 – Modèle de durée simple

Modèle de durée simple		
Variabiles	Paramètres	t-values
Cte	-3.3206	-164.57
Âge	-0.0106	-4.98
Log du salaire	0.1414	4.07
Nb. de semaines d'éligibilité	-0.0031	-2.47
Tx de chômage régional	-0.0077	-1.11
Hommes	0.1812	4.32
Individus mariés	0.0744	1.65
Minorités visibles	-0.1894	-3.76
Syndiqués	0.3500	8.21
Avis de mise-à-pied	0.1157	2.42
Anticipations de réembauche	0.4900	11.55
Possédant une voiture	0.1893	4.53
<i>Lieu de résidence</i>		
Maritimes	0.0497	0.68
Québec		
Ontario	0.1177	2.22
Prairies, Yukon et TNO	0.1277	1.86
Colombie-Britannique	-0.0272	-0.34
<i>Scolarité</i>		
Primaire ou moins	-0.0814	-0.83
Études secondaires	0.0446	0.68
Diplôme d'études secondaires	0.1214	2.02
Études collégiales et formation spécifique	0.1410	2.22
Études universitaires		
<i>Paramètre de distribution (s)</i>	1.2395	58.12
Valeur de la fonction objectif : -7835.71		
Pour l'individu moyen, nous avons : E[Durée d'un épisode de chômage] : 25.13 semaines		

TAB. C.7 – Modèle de durée simple (*Ajout de "Perception d'A-C"*)

Modèle de durée simple <i>Ajout de la variable "Perception d'A-C"</i>		
Variables	Para	t-value
Cte	-3.2866	-157.88
Perception d'A-C	-0.8314	-20.62
Âge	-0.0117	-5.90
Log du salaire	0.1108	3.42
Nb. de semaines d'éligibilité	0.0054	4.60
Tx de chômage régional	-0.0086	-1.35
Hommes	0.1495	3.84
Individus mariés	0.0697	1.66
Minorités visibles	-0.2055	-4.38
Syndiqués	0.3585	9.06
Avis de mise-à-pied	0.1066	2.41
Anticipations de réembauche	0.5910	14.92
Possédant une voiture	0.1916	4.90
<i>Lieu de résidence</i>		
Maritimes	0.0682	1.00
Québec		
Ontario	0.0649	1.32
Prairies, Yukon et TNO	0.0235	0.37
Colombie-Britannique	-0.0205	-0.28
<i>Scolarité</i>		
Primaire ou moins	0.0053	0.06
Études secondaires	0.1113	1.82
Diplôme d'études secondaires	0.1493	2.69
Études collégiales et formation spécifique	0.1536	2.62
Études universitaires		
<i>Paramètre de distribution (s)</i>	1.2139	55.91
Valeur de la fonction objectif : -7658.91		
Pour un individu moyen, nous avons : E[Durée d'un épisode de chômage] : 24.56 semaines L'effet marginal de la perception de prestations d'A-C sur la durée attendu est de : 13.63 semaines		

TAB. C.8 – Modèle de durée simple avec hétérogénéité

Modèle de durée simple avec hétérogénéité		
Variabes	Paramètres	t-values
X_{i1}	-3.7718	-136.42
X_{i2}	-1.6349	-33.10
Âge	-0.0082	-4.15
Log du salaire	0.1229	3.85
Nb. de semaines d'éligibilité	-0.0039	-3.39
Tx de chômage régional	-0.0036	-0.55
Hommes	0.1015	2.65
Individus mariés	0.0608	1.45
Minorités visibles	-0.1986	-4.16
Syndiqués	0.3022	7.70
Avis de mise-à-pied	0.1070	2.43
Anticipations de réembauche	0.4696	11.49
Possédant une voiture	0.1662	4.31
<i>Lieu de résidence</i>		
Maritimes	0.0074	0.11
Québec		
Ontario	0.1151	2.39
Prairies, Yukon et TNO	0.0772	1.19
Colombie-Britannique	-0.0339	-0.44
<i>Scolarité</i>		
Primaire ou moins	-0.2266	-2.39
Études secondaires	-0.0663	-1.10
Diplôme d'études secondaires	0.0356	0.66
Études collégiales et formation spécifique	0.0806	1.42
Études universitaires		
<i>Paramètre de distribution (s)</i>	0.8527	
<i>Probabilités</i>		
Π_1	68.46%	
Π_2	31.54%	
Valeur de la fonction objectif : -7749.50		
Pour un individu moyen, nous avons :		
E[Durée d'un épisode de chômage] : 25.21 semaines		

TAB. C.9 – Modèle de durée simple avec hétérogénéité (*Ajout de "Perception d'A-C"*)

Modèle de durée simple avec hétérogénéité <i>Ajout de la variable "Perception d'A-C"</i>		
Variables	Paramètres	t-values
X_{i1}	-4.7529	-138.92
X_{i2}	-2.2498	-121.22
Perception d'A-C	-1.8099	-49.17
Âge	-0.0063	-3.71
Log du salaire	0.0221	0.80
Nb. de semaines d'éligibilité	0.0045	4.52
Tx de chômage régional	-0.0203	-3.82
Hommes	0.1158	3.51
Individus mariés	0.0483	1.39
Minorités visibles	-0.0875	-2.24
Syndiqués	0.2727	7.91
Avis de mise-à-pied	0.0839	2.24
Anticipations de réembauche	0.4586	13.87
Possédant une voiture	0.1422	4.35
<i>Lieu de résidence</i>		
Maritimes	0.0471	0.85
Québec		
Ontario	0.0254	0.61
Prairies, Yukon et TNO	-0.0403	-0.76
Colombie-Britannique	-0.0797	-1.30
<i>Scolarité</i>		
Primaire ou moins	0.0404	0.52
Études secondaires	0.0587	1.17
Diplôme d'études secondaires	0.1074	2.33
Études collégiales et formation spécifique	0.0758	1.57
Études universitaires		
<i>Paramètre de distribution (s)</i>	0.7321	
<i>Probabilités</i>		
Π_1	35.19%	
Π_2	64.81%	
Valeur de la fonction objectif : -7297.64		
Pour un individu moyen, nous avons :		
E[Durée d'un épisode de chômage] : 24.67 semaines		
L'effet marginal de la perception de prestations d'A-C sur la durée attendu est de : 24.08 semaines		

TAB. C.10 – Modèle de durée à sorties multiples (*Restrictions sur les paramètres* ($\beta_t = \beta_{tc}$))

Modèle de durée à sorties multiples				
<i>Restrictions sur les paramètres ($\beta_t = \beta_{tc}$)</i>				
Variables	Sorties initiales ou secondaires via le marché du travail		Sorties initiales via l'assurance-chômage	
	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values
CTE	-1.1034	-25.52		
xi_1 : (ξ_1) et phi_1 (ϕ_1)	-3.9116	-92.95		
xi_2 : (ξ_2) et phi_2 (ϕ_2)	-1.9571	-56.80		
gam_1 (γ_1)			-1.0089	-101.34
gam_2 (γ_2)			-4.7527	-65.37
Âge	-0.0078	-4.31	-0.0011	-1.93
Log du salaire	0.0621	2.10	0.0301	3.04
Nb. de semaines d'éligibilité	-0.0036	-3.18	0.0019	4.03
Tx de chômage régional	-0.0134	-2.33	-0.0101	-5.28
Hommes	0.1799	5.09	-0.0085	-0.74
Individus mariés	0.0554	1.46	-0.0055	-0.46
Minorités visibles	-0.1293	-3.04	-0.0377	-2.81
Syndiqués	0.3432	9.19	0.0494	3.97
Avis de mise-à-pied	0.0808	1.99	0.0233	1.74
Anticipations de réembauche	0.3980	11.14	0.0094	0.86
Possédant une voiture	0.1495	4.24	0.0234	2.05
<i>Lieu de résidence</i>				
Maritimes	0.0386	0.64	0.0225	1.19
Québec				
Ontario	0.1167	2.60	-0.0780	-5.12
Prairies, Yukon et TNO	0.1019	1.73	-0.1240	-6.34
Colombie-Britannique	-0.0773	-1.16	-0.0843	-4.68
<i>Scolarité</i>				
Primaire ou moins	0.0206	0.25	0.0235	0.98
Études secondaires	0.0535	0.97	0.0490	3.00
Diplôme d'études secondaires	0.1477	2.95	0.0077	0.51
Études collégiales et formation spécifique	0.1608	3.06	0.0179	1.06
Études universitaires				
<i>Paramètre de distribution (s)</i>	0.7832		0.3184	
<i>Probabilités</i>				
Π_{11}	13.93%			
Π_{12}	19.57%			
Π_{21}	54.92%			
Π_{22}	11.58%			
Valeur de la fonction objectif : -11256.33				

TAB. C.11 – Modèle de durée à sorties multiples (*Aucune restriction sur les paramètres*)

Modèle de durée à sorties multiples						
<i>Aucune restrictions sur les paramètres</i>						
Variables	Sorties initiales via le marché du travail		Sorties initiales via l'assurance-chômage		Sorties secondaires via le marché du travail	
	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values
$x_{i1} : (\xi_1)$	-3.9430	-120.51				
$x_{i2} : (\xi_2)$	-1.8188	-27.37				
$gam_1 (\gamma_1)$			-1.0139	-101.77		
$gam_2 (\gamma_2)$			-4.7354	-66.59		
$phi_1 (\phi_1)$					-3.3325	-19.99
$phi_2 (\phi_2)$					-5.2000	-1.42
Âge	-0.0054	-2.79	-0.0012	-2.10	-0.0084	-2.94
Log du salaire	0.0227	0.72	0.0299	2.97	0.1956	3.97
Nb. de semaines d'éligibilité	-0.0037	-3.29	0.0022	4.63	-0.0075	-3.50
Tx de chômage régional	-0.0044	-0.68	-0.0106	-5.49	-0.0093	-1.01
Hommes	0.0619	1.64	-0.0104	-0.90	0.1788	3.15
Individus mariés	0.0592	1.45	-0.0106	-0.87	0.0548	0.93
Minorités visibles	-0.1106	-2.39	-0.0410	-3.04	-0.2079	-3.08
Syndiqués	0.2739	6.69	0.0463	3.69	0.2555	4.22
Avis de mise-à-pied	0.0096	0.23	0.0236	1.76	0.2029	3.14
Anticipations de réembauche	0.2993	7.35	0.0087	0.77	0.4201	7.05
Possédant une voiture	0.1060	2.82	0.0252	2.18	0.1581	2.81
<i>Lieu de résidence</i>						
Maritimes	-0.0546	-0.76	0.0243	1.29	0.0645	0.72
Québec						
Ontario	0.1705	3.46	-0.0845	-5.47	-0.0087	-0.12
Prairies, Yukon et TNO	0.0141	0.22	-0.1334	-6.76	0.2227	2.37
Colombie-Britannique	-0.0860	-1.12	-0.0836	-4.54	-0.0396	-0.38
<i>Scolarité</i>						
Primaire ou moins	-0.0980	-1.02	0.0263	1.10	-0.0705	-0.57
Études secondaires	-0.0774	-1.29	0.0518	3.17	0.0605	0.70
Diplôme d'études secondaires	0.0492	0.94	0.0099	0.65	0.0749	0.91
Études collégiales et formation spécifique	0.1011	1.87	0.0251	1.46	0.0584	0.66
Études universitaires						
<i>Paramètre de distribution (s)</i>	0.6479		0.3168		1.0840	
<i>Probabilités</i>						
Π_{111}	0.01%					
Π_{112}	3.70%					
Π_{121}	19.81%					
Π_{122}	0.01%					
Π_{211}	66.45%					
Π_{212}	0.01%					
Π_{221}	10.01%					
Π_{222}	0.00%					

Valeur de la fonction objectif : -11169.2056

TAB. C.12 – Modèle de durée à sorties multiples (*Restrictions sur les probabilités*)

Modèle de durée à sorties multiples						
<i>Restrictions sur les probabilités</i>						
Variables	Sorties initiales via le marché du travail		Sorties initiales via l'assurance-chômage		Sorties secondaires via le marché du travail	
	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values	Paramètres	t-values
x_{i1} (ξ_1)	-3.9430	-121.56				
x_{i2} (ξ_2)	-1.8188	-39.56				
gam_1 (γ_1)			-1.0139	-102.69		
gam_2 (γ_2)			-4.7354	-67.10		
phi_1 (ϕ_1)					-3.3325	-37.52
phi_2 (ϕ_2)					-5.1989	-2.43
Âge	-0.0055	-2.80	-0.0012	-2.10	-0.0084	-2.96
Log du salaire	0.0227	0.73	0.0300	2.98	0.1957	4.00
Nb. de semaines d'éligibilité	-0.0037	-3.31	0.0022	4.63	-0.0075	-3.51
Tx de chômage régional	-0.0044	-0.68	-0.0106	-5.49	-0.0093	-1.01
Hommes	0.0619	1.64	-0.0104	-0.90	0.1788	3.16
Individus mariés	0.0592	1.45	-0.0106	-0.87	0.0548	0.93
Minorités visibles	-0.1106	-2.40	-0.0410	-3.06	-0.2079	-3.10
Syndiqués	0.2739	6.88	0.0463	3.71	0.2555	4.30
Avis de mise-à-pied	0.0097	0.23	0.0236	1.76	0.2029	3.15
Anticipations de réembauche	0.2993	7.60	0.0087	0.78	0.4201	7.20
Possédant une voiture	0.1060	2.83	0.0252	2.18	0.1581	2.82
<i>Lieu de résidence</i>						
Maritimes	-0.0546	-0.77	0.0243	1.29	0.0645	0.72
Québec						
Ontario	0.1705	3.52	-0.0845	-5.51	-0.0087	-0.12
Prairies, Yukon et TNO	0.0141	0.22	-0.1334	-6.77	0.2227	2.38
Colombie-Britannique	-0.0860	-1.12	-0.0836	-4.54	-0.0396	-0.38
<i>Scolarité</i>						
Primaire ou moins	-0.0980	-1.02	0.0263	1.10	-0.0705	-0.57
Études secondaires	-0.0774	-1.29	0.0518	3.18	0.0604	0.70
Diplôme d'études secondaires	0.0492	0.94	0.0099	0.66	0.0749	0.91
Études collégiales et formation spécifique	0.1011	1.87	0.0251	1.47	0.0585	0.66
Études universitaires						
<i>Paramètre de distribution (s)</i>	0.6479		0.3168		1.0840	
<i>Probabilités</i>						
Π_{111}	0.00%					
Π_{112}	3.71%					
Π_{121}	19.82%					
Π_{122}	0.00%					
Π_{211}	66.46%					
Π_{212}	0.00%					
Π_{221}	10.01%					
Π_{222}	0.00%					
Valeur de la fonction objectif : -11169.2055						

TAB. C.13 – Distribution des paramètres d'hétérogénéité

Combinaisons des Paramètres	Sorties initiales via le marché du travail	Sorties initiales via l'assurance-chômage	Sorties secondaires via le marché du travail	Proportion dans l'échantillon
ξ_2, γ_1, ϕ_1	Rapide	Rapide	Rapide	66.5%
ξ_1, γ_2, ϕ_1	Lente	Lente	Rapide	19.8%
ξ_2, γ_2, ϕ_1	Rapide	Lente	Rapide	10.0%
ξ_1, γ_1, ϕ_2	Lente	Rapide	Lente	3.7%

Annexe D

Tableaux relatifs aux durées attendues

TAB. D.14 – Durée attendue

Variabiles	Prb(tr)	E <tr>sortie via tr</tr>	E c sortie via c	E <tr c sortie c<="" th="" via=""> </tr c sortie>
Échantillon entier	0.4193	16.0822	5.3911	32.0274
Individu moyen	0.4131	16.5628	5.2531	31.3669
EFFETS MARGINAUX				
Âge	-0.0010	0.0772	0.0202	0.1450
Log du salaire	-0.0018	-0.3009	-0.0604	-3.1351
Nb. de semaines d'éligibilité	-0.0014	0.0541	0.0169	0.1251
Tx de chômage régional	0.0015	0.0557	0.0058	0.1612
Hommes	0.0180	-0.8900	-0.2483	-2.9243
Individus mariés	0.0174	-0.8516	-0.2381	-0.9698
Minorités visibles	-0.0161	1.5877	0.3727	3.5260
Syndiqués	0.0603	-3.6554	-1.0513	-4.5571
Avis de mise-à-pied	-0.0034	-0.1217	-0.0138	-3.2164
Anticipations de réembauche	0.0782	-4.0649	-1.1330	-7.0061
Possédant une voiture	0.0202	-1.4613	-0.3971	-2.7134
<i>Province :</i>				
Maritime	-0.0188	0.7816	0.2483	-0.9264
Québec				
Ontario	0.0673	-2.5516	-0.6644	-0.0278
Prairies, Yukon et TNO	0.0380	-0.3690	-0.1795	-3.4200
Colombie-Britannique	0.0001	1.2052	0.2157	0.8154
<i>Scolarité :</i>				
Primaire ou moins	-0.0291	1.3931	0.4308	1.3010
Études secondaires	-0.0303	1.0933	0.3823	-0.8191
Diplôme d'études secondaires	0.0097	-0.6888	-0.1838	-1.2849
Études collégiales et formation spécifique	0.0190	-1.3937	-0.3778	-1.1316
Études universitaires				
Prb(c)=1-Prb(tr)				

TAB. D.15 – Durée attendue (*suite*)

Variables	$E[tr _c - c]$	$E[tr _c - c \text{sortie via } c]$	$E[tr + tr _c]$
Échantillon entier	15.4668	26.6363	25.3410
Individu moyen	15.3274	26.1138	25.2520
EFFETS MARGINAUX			
Âge	0.1004	0.1248	0.1324
Log du salaire	-1.7628	-3.0747	-1.9427
Nb. de semaines d'éligibilité	0.1011	0.1083	0.1171
Tx de chômage régional	0.0509	0.1554	0.0948
Hommes	-1.9927	-2.6760	-2.3140
Individus mariés	-0.8701	-0.7317	-1.1759
Minorités visibles	2.3218	3.1534	2.9948
Syndiqués	-3.4208	-3.5058	-5.0228
Avis de mise-à-pied	-1.8008	-3.2026	-1.8978
Anticipations de réembauche	-5.0294	-5.8731	-6.7186
Possédant une voiture	-1.8414	-2.3163	-2.4706
<i>Province :</i>			
Maritime	-0.2216	-1.1747	0.0247
Québec			
Ontario	-1.4261	0.6366	-2.2361
Prairies, Yukon et TNO	-2.7722	-3.2405	-2.6069
Colombie-Britannique	0.3501	0.5996	0.9754
<i>Scolarité :</i>			
Primaire ou moins	1.2955	0.8703	1.7669
Études secondaires	0.0506	-1.2014	0.3620
Diplôme d'études secondaires	-0.8883	-1.1012	-1.1761
Études collégiales et formation spécifique	-0.9244	-0.7539	-1.5262
Études universitaires			
Prb(c)=1-Prb(tr)			

TAB. D.16 – Durée attendue ($\beta_{tr|c} = \beta_{tr}$)

Variables	Prb(tr)	E <tr sortie th="" tr]<="" via=""> <th>E[c sortie via c]</th> <th>E<tr c sortie c]<="" th="" via=""> </tr c sortie></th></tr sortie>	E[c sortie via c]	E <tr c sortie c]<="" th="" via=""> </tr c sortie>
Échantillon entier				
Individu moyen	0.4131	16.5628	5.2531	11.7511
EFFETS MARGINAUX				
Âge	-0.0010	0.0772	0.0202	0.0481
Log du salaire	-0.0018	-0.3009	-0.0604	-0.1629
Nb. de semaines d'éligibilité	-0.0014	0.0541	0.0169	0.0372
Tx de chômage régional	0.0015	0.0557	0.0058	0.0238
Hommes	0.0180	-0.8900	-0.2483	-0.5676
Individus mariés	0.0174	-0.8516	-0.2381	-0.5439
Minorités visibles	-0.0161	1.5877	0.3727	0.9504
Syndiqués	0.0603	-3.6554	-1.0513	-2.3330
Avis de mise-à-pied	-0.0034	-0.1217	-0.0138	-0.0519
Anticipations de réembauche	0.0782	-4.0649	-1.1330	-2.5260
Possédant une voiture	0.0202	-1.4613	-0.3971	-0.9190
<i>Province :</i>				
Maritime	-0.0188	0.7816	0.2483	0.5524
Québec				
Ontario	0.0673	-2.5516	-0.6644	-1.5073
Prairies, Yukon et TNO	0.0380	-0.3690	-0.1795	-0.2893
Colombie-Britannique	0.0001	1.2052	0.2157	0.6398
<i>Scolarité :</i>				
Primaire ou moins	-0.0291	1.3931	0.4308	0.9769
Études secondaires	-0.0303	1.0933	0.3823	0.8309
Diplôme d'études secondaires	0.0097	-0.6888	-0.1838	-0.4314
Études collégiales et formation spécifique	0.0190	-1.3937	-0.3778	-0.8758
Études universitaires				
Prb(c)=1-Prb(tr)				

TAB. D.17 – Durée attendue ($\beta_{tr|c} = \beta_{tr}$) (suite)

Variabiles	$E[tr _c - c]$	$E[tr _c - c \text{sortie via } c]$	$E[tr + tr _c]$
Échantillon entier			
Individu moyen	3.8139	6.4979	13.7386
EFFETS MARGINAUX			
Âge	0.0232	0.0280	0.0551
Log du salaire	-0.0485	-0.1025	-0.2284
Nb. de semaines d'éligibilité	0.0213	0.0204	0.0373
Tx de chômage régional	0.0006	0.0180	0.0444
Hommes	-0.2987	-0.3193	-0.6199
Individus mariés	-0.2870	-0.3058	-0.5928
Minorités visibles	0.4530	0.5778	1.1260
Syndiqués	-1.0668	-1.2817	-2.6688
Avis de mise-à-pied	-0.0001	-0.0382	-0.0971
Anticipations de réembauche	-1.2167	-1.3930	-2.9058
Possédant une voiture	-0.4273	-0.5219	-1.0565
<i>Province :</i>			
Maritime	0.3061	0.3042	0.5525
Québec			
Ontario	-0.8752	-0.8429	-1.6852
Prairies, Yukon et TNO	-0.3075	-0.1099	-0.1422
Colombie-Britannique	0.2484	0.4241	0.8737
<i>Scolarité :</i>			
Primaire ou moins	0.5254	0.5461	0.9968
Études secondaires	0.4740	0.4486	0.7854
Diplôme d'études secondaires	-0.2058	-0.2476	-0.4937
Études collégiales et formation spécifique	-0.4064	-0.4981	-1.0081
Études universitaires			
Prb(c)=1-Prb(tr)			

Annexe E

Calculs des probabilités et durées attendues

Voici un résumé des formules qui ont été utilisées afin de calculer les durées attendues et autres fonctions des caractéristiques des individus.

Soit :

$$\bullet Prb(c) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} \left[\int_0^{65} f_{c,i}^{j,k}(t) dt + C_{c,i}^{j,k}(65) \right] \quad (E.19)$$

$$\bullet Prb(tr) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} \left[\int_0^{65} f_{tr,i}^{j,k}(t) dt + C_{tr,i}^{j,k}(65) \right] \quad (E.20)$$

où :

$Prb(c)$ représente la probabilité de sortir via l'assurance-chômage,

$Prb(tr)$ représente la probabilité de sortir via un nouvel emploi,

$\Pi_{j,k,m}$ est associé avec $(\xi_j, \gamma_k, \phi_m)$ et a été précédemment estimé,

$f_{c,i}^{j,k}(t)$, $f_{tr,i}^{j,k}(t)$ et $S_{cr,i}^{j,k}(t)$ ont été définis dans la section "Méthodologie" et

$C_{c,i}^{j,k}(t)$ et $C_{tr,i}^{j,k}(t)$ représentent des points de censure pondérés.

et où :

$$f_{c,i}^{j,k}(t) = \lambda_{c,i}^k(t) S_{cr,i}^{j,k}(t)$$

$$f_{tr,i}^{j,k}(t) = \lambda_{tr,i}^j(t) S_{cr,i}^{j,k}(t)$$

$$C_{c,i}^{j,k}(t) = \left(\frac{f_{c,i}^{j,k}(t)}{f_{c,i}^{j,k}(t) + f_{tr,i}^{j,k}(t)} \right) S_{cr,i}^{j,k}(t)$$

$$C_{tr,i}^{j,k}(t) = \left(\frac{f_{tr,i}^{j,k}(t)}{f_{c,i}^{j,k}(t) + f_{tr,i}^{j,k}(t)} \right) S_{cr,i}^{j,k}(t)$$

Relativement au calcul des durées attendues, nous avons calculé :

$$\bullet E[c|\text{sortie via } c] = \frac{1}{Prb(c)} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} \left[\int_0^{65} t f_{c,i}^{j,k}(t) dt + 65 C_{c,i}^{j,k}(65) \right] \quad (\text{E.21})$$

où $E[c|\text{sortie via } c]$ représente l'espérance de la durée attendue avant de percevoir des prestations d'assurance-chômage conditionnellement au fait d'avoir effectivement perçu ces dernières.

$$\bullet E[tr|\text{sortie via } tr] = \frac{1}{Prb(tr)} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} \left[\int_0^{65} t f_{tr,i}^{j,k}(t) dt + 65 C_{tr,i}^{j,k}(65) \right] \quad (\text{E.22})$$

où $E[tr|\text{sortie via } tr]$ représente l'espérance de la durée attendue avant de se trouver un nouvel emploi conditionnellement au fait de n'avoir pas perçu de prestations d'assurance-chômage.

$$\begin{aligned}
\bullet E[tr|_c | \text{sortie via } c] &= \frac{1}{Prb(c)} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} \left[\right. \\
&\quad \left. \int_0^{65} E[tr|_c | \text{Valeur que prend } c] f_{c,i}^{j,k}(u) du + 65 C_{c,i}^{j,k}(65) \right] \\
&= \frac{1}{Prb(c)} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} \left[\right. \\
&\quad \int_0^{65} \int_c^{65} t f_{tr|c,i}^m(t|u) f_{c,i}^{j,k}(u) dt du + \\
&\quad \left. 65 \int_0^{65} f_{c,i}^{j,k}(t) \exp\left(-\int_t^{65} \lambda_{tr|c,i}^m(v) dv\right) dt + 65 C_{c,i}^{j,k}(65) \right]
\end{aligned} \tag{E.23}$$

où :

$$f_{tr|c,i}^m(t|u) = \lambda_{tr|c,i}^m(t) \exp\left(-\int_u^t \lambda_{tr|c,i}^m(v) dv\right)$$

et où $E[tr|_c|\text{sortie via } c]$ représente l'espérance de la durée attendue avant de se trouver un nouvel emploi conditionnellement au fait d'avoir perçu des prestations d'assurance-chômage.

$$\bullet E[tr|_c - c] = E[tr|_c] - E[c] = Prb(c) E[tr|_c - c | \text{sortie via } c] \quad (\text{E.24})$$

où $E[tr|_c - c]$ représente l'espérance de la durée attendue d'un épisode de chômage à partir du moment où il y a perception de prestations si nous avons aucune idée à priori de qui sera prestataire ou non d'assurance-chômage.

$$\bullet E[tr|_c - c | \text{sortie via } c] = E[tr|_c|\text{sortie via } c] - E[c|\text{sortie via } c] \quad (\text{E.25})$$

où $E[tr|_c - c]$ représente l'espérance de la durée attendue d'un épisode de chômage à partir du moment où il y a perception de prestations d'assurance-chômage, conditionnellement au fait d'avoir perçu ces dernières.

$$\bullet E[tr + tr|_c] = Prb(c) E[tr|_c|\text{sortie via } c] + Prb(tr) E[tr|\text{sortie via } tr] \quad (\text{E.26})$$

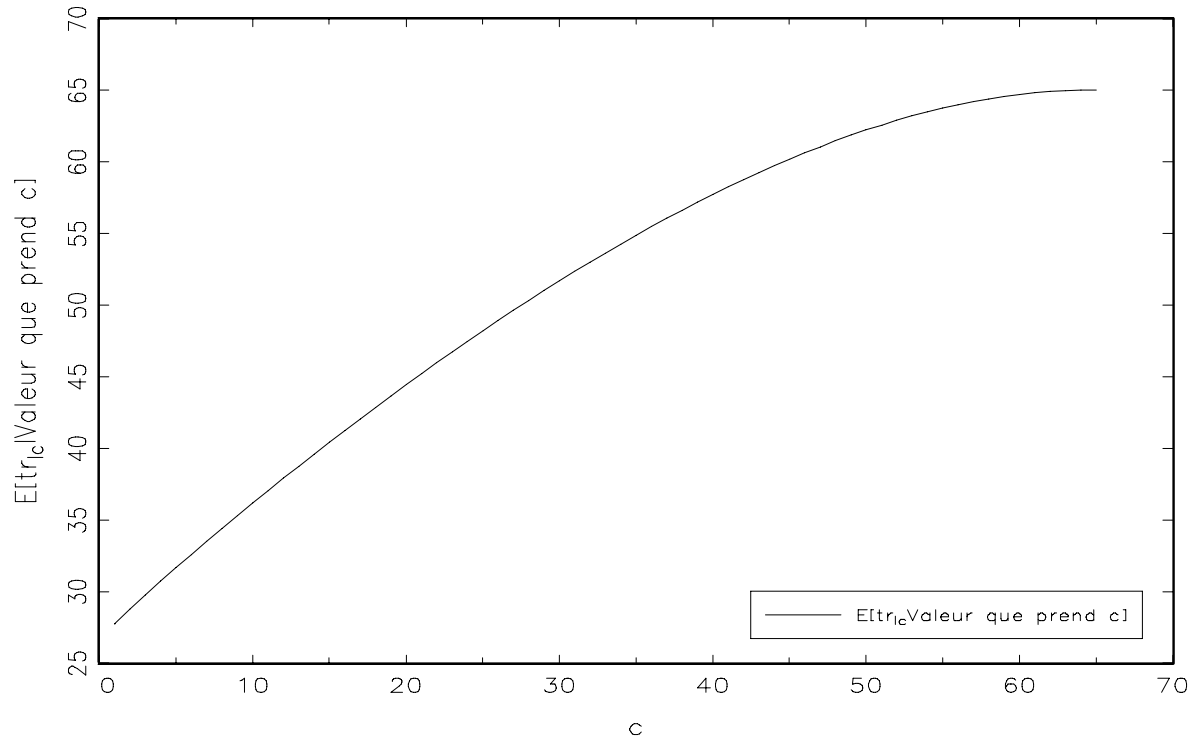
où $E[tr + tr|_c]$ représente l'espérance de la durée attendue avant de se trouver un nouvel emploi si nous avons aucune idée à priori de qui sera prestataire ou non d'assurance-chômage.

Nous avons aussi calculé, pour l'individu moyen, les fonctions suivantes :

$$\bullet E[tr|_c | \text{Valeur que prend } c] = \sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} \left[\int_c^{65} t f_{tr|_c}^m(t|c) dt + 65 \exp\left(-\int_c^{65} \lambda_{tr|_c}^m(v) dv\right) \right] \quad (\text{E.27})$$

pour $c = 1, 2, 3, \dots, 65$

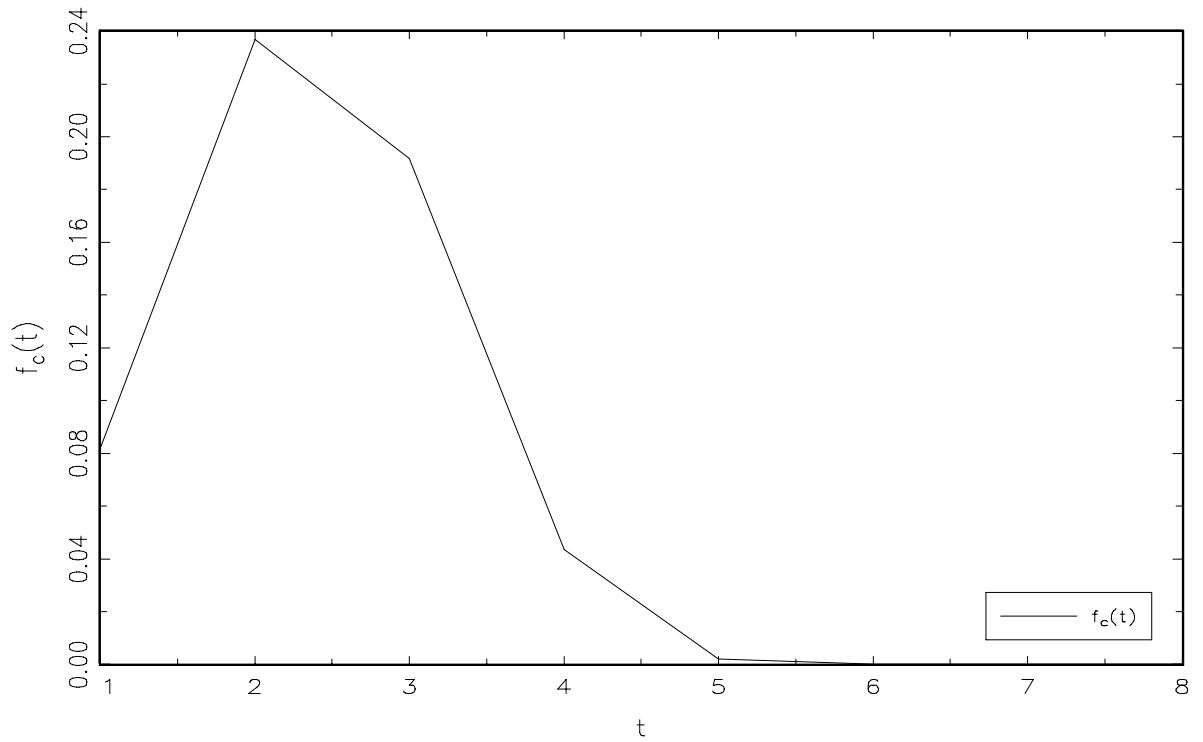
FIG. E.3 – $E[tr|_c | \text{Valeur que prend } c]$



$$\bullet f_c(t) = \sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} f_c^{j,k}(t) \quad (\text{E.28})$$

pour $t = 1, 2, 3, \dots, 65$

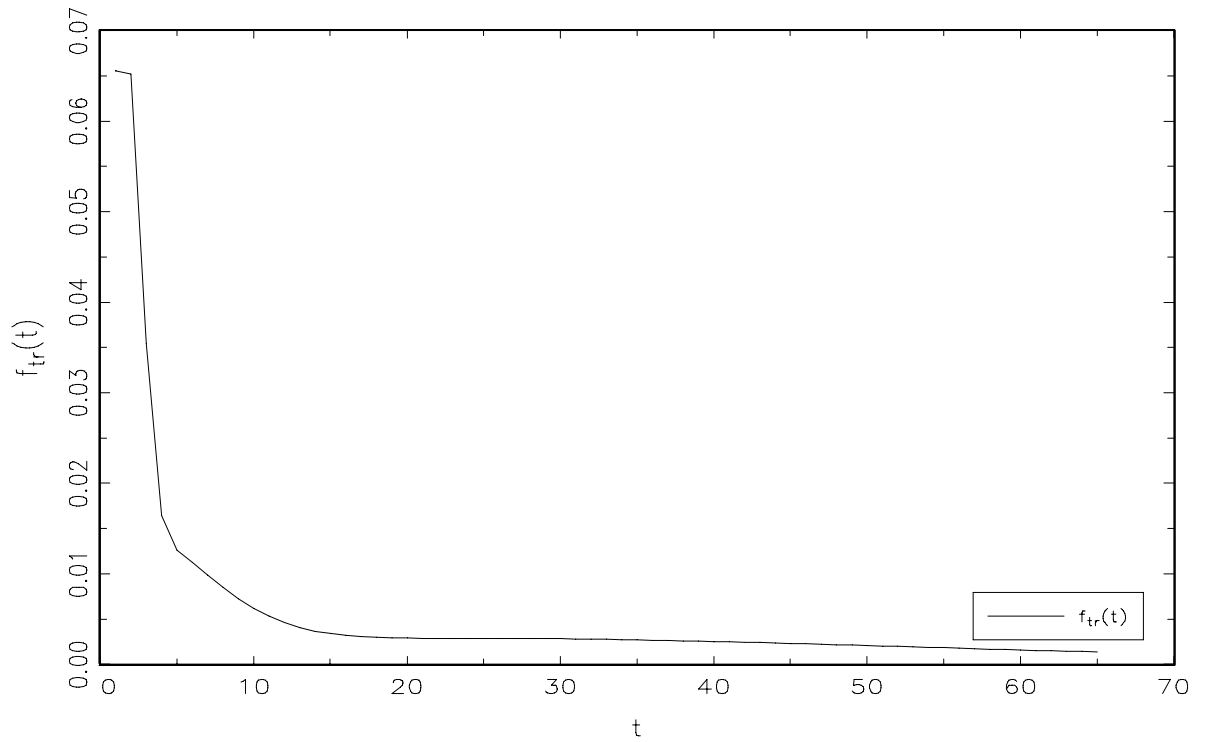
FIG. E.4 – Fonction de densité $f_c(t)$



$$\bullet f_{tr}(t) = \sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} f_{tr}^{j,k}(t) \quad (\text{E.29})$$

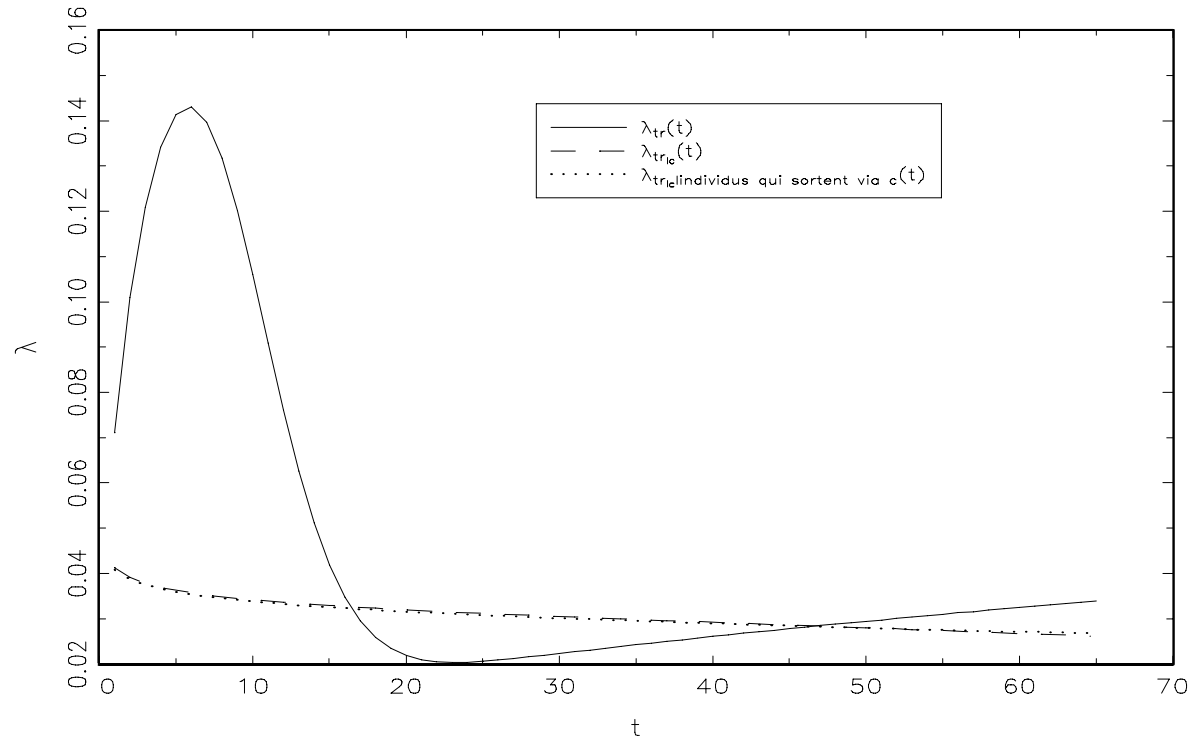
pour $t = 1, 2, 3, \dots, 65$

FIG. E.5 – Fonction de densité $f_{tr}(t)$



Nous avons aussi tenu à évaluer diverses fonctions de hasard afin de vérifier certaines hypothèses que nous avons vis-à-vis la distribution de l'hétérogénéité non-observable. La représentation graphique des fonctions que nous avons évaluées (qui sont présentées plus en détail dès la page suivante) est la suivante :

FIG. E.6 – $\lambda_{tr|c}$ individus qui sortent éventuellement via $c(t)$, $\lambda_{tr|c}(t)$ et $\lambda_{tr}(t)$



Nous avons donc évalué :

$$\bullet \lambda_{tr|c} | \text{individus qui sortent éventuellement via } c(t) = \frac{\sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} \left[\int_0^t f_{tr|c}^m(t|c) f_c^{j,k}(c) dc \right]}{\sum_{j,k,m=1}^2 \Pi_{j,k,m} \left[\int_0^t S_{tr|c}^m(t|c) f_c^{j,k}(c) dc \right]} \quad (\text{E.30})$$

pour $t = 1, 2, 3, \dots, 65$ et où $\lambda_{tr|c} | \text{individus qui sortent éventuellement via } c(t)$ représente la fonction de hasard associée à une sortie secondaire via un nouvel emploi, conditionnellement à une sortie initiale éventuelle via l'assurance-chômage.

$$\bullet \lambda_{tr|c}(t) = \frac{\Pi_{tr|c}^1 \left[\lambda_{tr|c}^1(t) \exp\left(-\int_0^t \lambda_{tr|c}^1(v) dv\right) \right] + \Pi_{tr|c}^2 \left[\lambda_{tr|c}^2(t) \exp\left(-\int_0^t \lambda_{tr|c}^2(v) dv\right) \right]}{\Pi_{tr|c}^1 \left[\exp\left(-\int_0^t \lambda_{tr|c}^1(v) dv\right) \right] + \Pi_{tr|c}^2 \left[\exp\left(-\int_0^t \lambda_{tr|c}^2(v) dv\right) \right]} \quad (\text{E.31})$$

pour $t = 1, 2, 3, \dots, 65$ et où $\lambda_{tr|c}(t)$ représente la fonction de hasard associée à une sortie secondaire via un nouvel emploi, mais non conditionnelle à une sortie initiale via l'assurance-chômage et où :

$$\Pi_{tr|c}^1 = \sum_{j,k=1}^2 \Pi_{j,k,1} \text{ et } \Pi_{tr|c}^2 = \sum_{j,k=1}^2 \Pi_{j,k,2}.$$

et

$$\bullet \lambda_{tr}(t) = \frac{\Pi_{tr}^1 \left[\lambda_{tr}^1(t) \exp\left(-\int_0^t \lambda_{tr}^1(v) dv\right) \right] + \Pi_{tr}^2 \left[\lambda_{tr}^2(t) \exp\left(-\int_0^t \lambda_{tr}^2(v) dv\right) \right]}{\Pi_{tr}^1 \left[\exp\left(-\int_0^t \lambda_{tr}^1(v) dv\right) \right] + \Pi_{tr}^2 \left[\exp\left(-\int_0^t \lambda_{tr}^2(v) dv\right) \right]} \quad (\text{E.32})$$

pour $t = 1, 2, 3, \dots, 65$ et où $\lambda_{tr}(t)$ représente la fonction de hasard associée à une sortie initiale via un nouvel emploi et où :

$$\Pi_{tr}^1 = \sum_{j,k=1}^2 \Pi_{1,k,m} \text{ et } \Pi_{tr}^2 = \sum_{j,k=1}^2 \Pi_{2,k,m}.$$

Voici une représentation graphique associée au calcul individuel de chacune des trois dernières fonctions de hasard que nous venons de présenter. Remarquons que dans deux de ces représentations nous pouvons observer la décomposition de la fonction de hasard selon les deux groupes hétérogènes qui la compose. Soit :

FIG. E.7 – $\lambda_{tr|c}$ | individus qui sortent éventuellement via $c(t)$

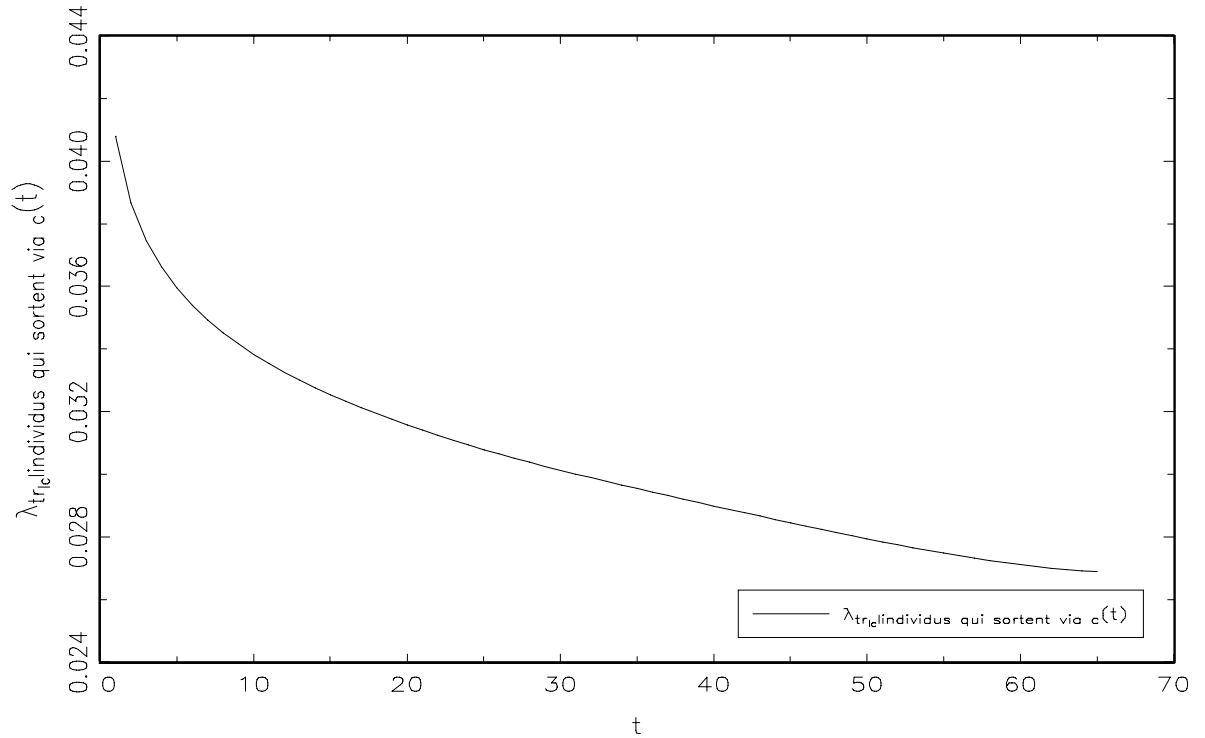


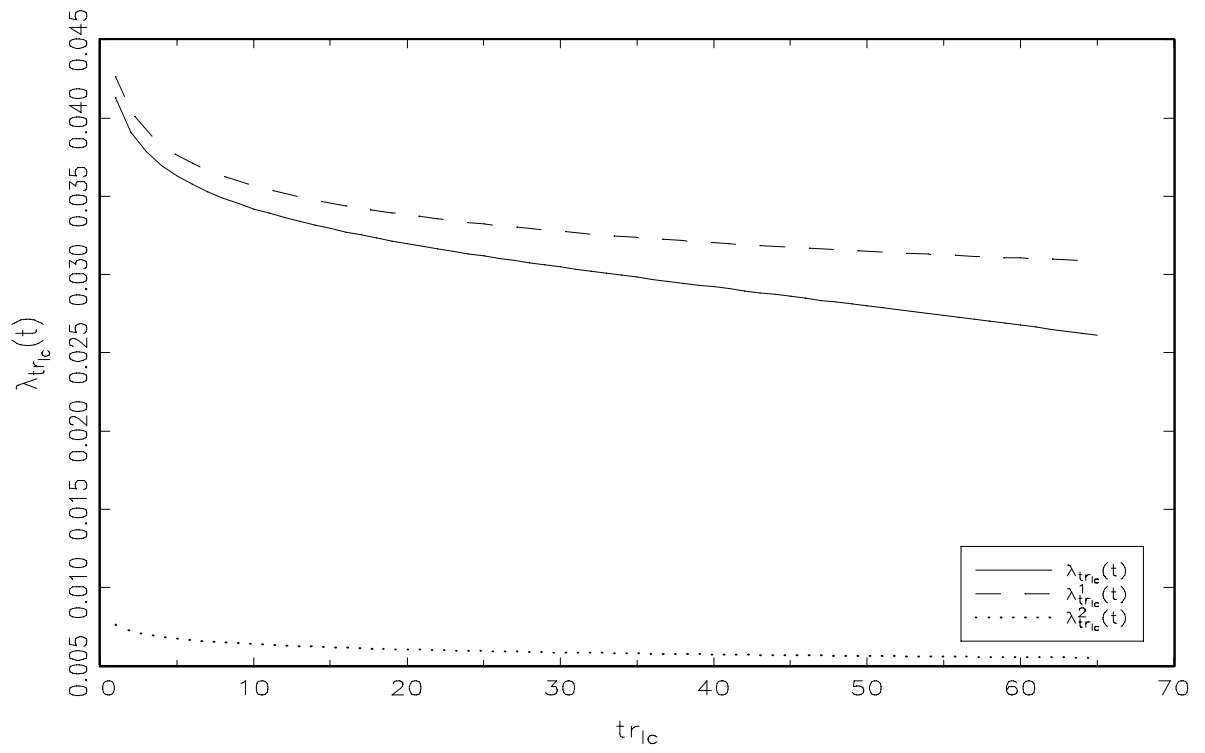
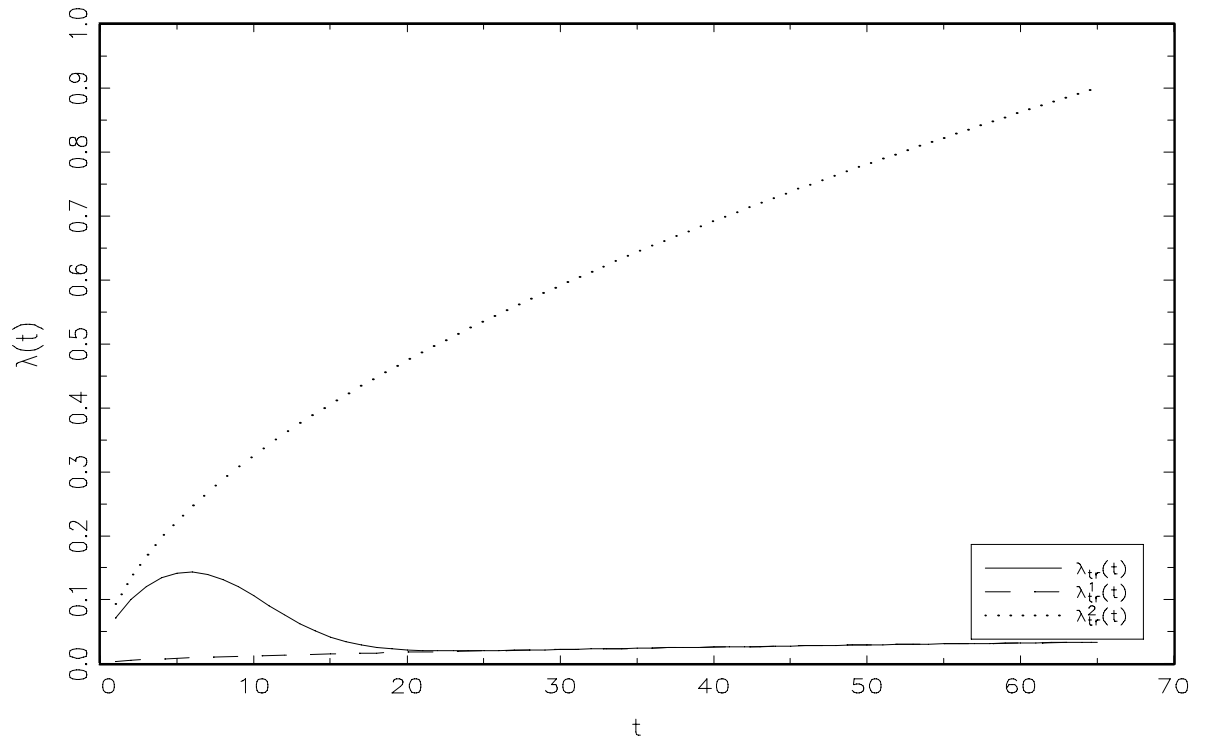
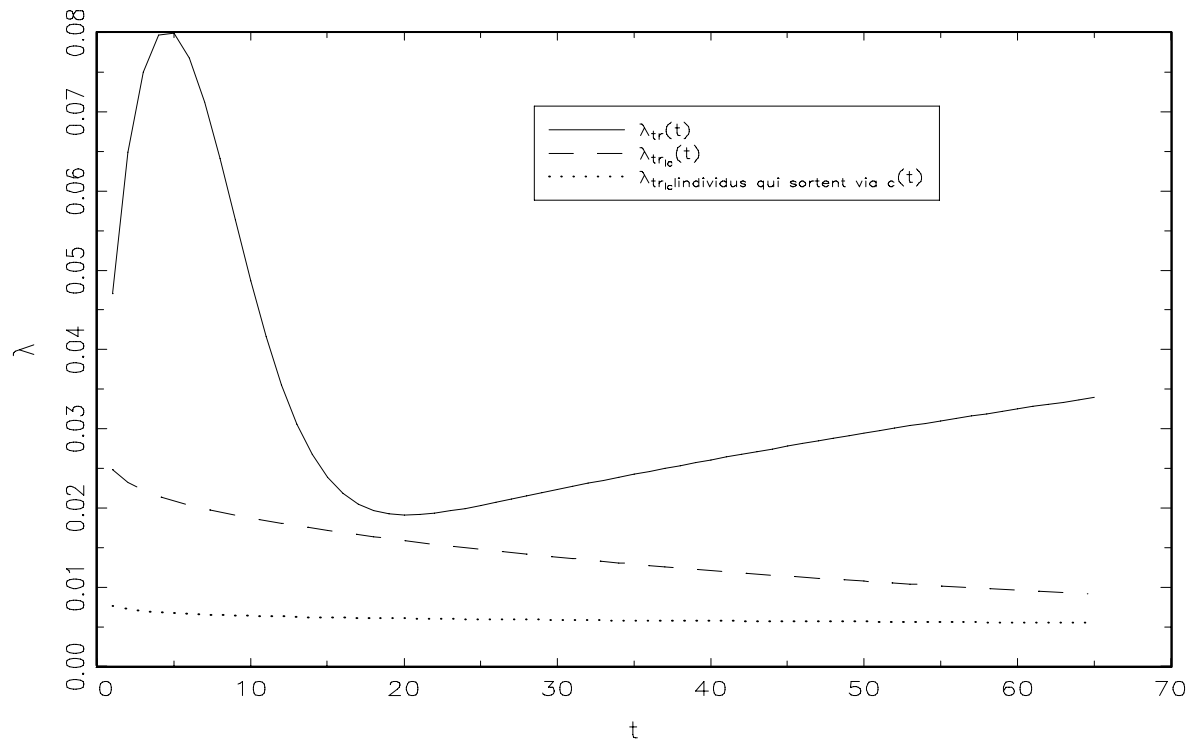
FIG. E.8 - $\lambda_{tr_{lc}}(t)$ 

FIG. E.9 - $\lambda_{tr}(t)$ 

Nous avons ensuite imposé certaines restrictions concernant les probabilités associées aux caractéristiques non-observables des individus. Plus précisément, nous avons imposé que $\Pi_{2,2,1}$ et $\Pi_{1,1,2}$ ¹ soient égal à 0.5. Toutes les autres probabilités sont donc égales à zéro par définition. La figure E.10 montre les résultats qui sont obtenus en imposant ces restrictions sur les fonctions de hasard précédemment présentées.

FIG. E.10 – $\lambda_{tr|c}$ individus qui sortent éventuellement via $c(t)$, $\lambda_{tr|c}(t)$ et $\lambda_{tr}(t)$ avec certaines restrictions imposées sur les probabilités jointes des caractéristiques non observées



¹Ce qui correspond respectivement à (*Rapide, Lent, Rapide*) et (*Lent, Rapide, Lent*).

En comparant le tableau E.6 au tableau E.10, nous remarquons premièrement, contrairement aux attentes que nous avons avant de réaliser cette étude, qu’il n’existe pas de biais de sélection important dans notre échantillon. C’est-à-dire que notre échantillon n’est pas principalement composé de gens ayant comme caractéristiques non-observables (*Rapide, Lent, Rapide*) et (*Lent, Rapide, Lent*). Le principe du biais de sélection aurait fait en sorte que les individus ayant comme caractéristiques non-observables (*Rapide, Lent, Rapide*) auraient principalement quitté leur état initial via un nouvel emploi et que ceux ayant comme caractéristiques non-observables (*Lent, Rapide, Lent*) auraient principalement quitté leur état initial via l’assurance-chômage pour ensuite se trouver un nouvel emploi.

Nous observons ce résultat en comparant la distance entre les lignes “pointillées” et “coupées” des tableaux E.6 et E.10. Notons que le tableau E.6 est en fait une représentation de ce qui se serait passé s’il y avait eu présence d’un biais de sélection. Finalement, notons que le changement de comportement qui survient suite à une perception de prestations d’assurance-chômage s’observe en comparant les lignes “pleines” et “coupées”.

Annexe F

Exemples de densité

F.1 Densité exponentielle

Une particularité de la densité exponentielle est que cette dernière possède une fonction de hasard constante, c'est-à-dire que le taux de sortie instantané de l'état initial de chômage est constant dans le temps, ce qu'on peut représenter de la façon suivante :

$$\lambda(t) = \lambda > 0 \tag{F.33}$$

où λ est indépendant de t . Une façon commode, pour des raisons mathématiques, et fortement utilisée dans la littérature économique consiste à spécifier

$$\lambda(t) = \exp(X' \beta). \quad (\text{F.34})$$

Cela implique que la fonction de survie et la fonction de densité sont respectivement définies par :

$$S(t) = \exp(-t \exp(X' \beta)) \quad (\text{F.35})$$

$$f(t) = \exp(X' \beta) \exp(-t \exp(X' \beta)). \quad (\text{F.36})$$

Ainsi, nous obtenons comme maximum de vraisemblance :

$$\begin{aligned} L(\beta) &= \prod_{i=1}^N f_i(t)^{\delta_i} S_i(t)^{(1-\delta_i)} \\ &= \prod_{i=1}^N [\exp(X'_i \beta) \exp(-t \exp(X'_i \beta))]^{\delta_i} [\exp(-t \exp(X'_i \beta))]^{1-\delta_i} \\ &= \prod_{i=1}^N \exp(X'_i \beta)^{\delta_i} \exp(-t \exp(X'_i \beta)) \end{aligned} \quad (\text{F.37})$$

Cela nous donne la log-vraisemblance suivante :

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^N \delta_i (X_i' \beta) - t \exp(X_i' \beta) \quad (\text{F.38})$$

Une façon alternative de définir ce modèle, entre autres pour simplifier l'estimation du maximum de vraisemblance, consiste à définir $W = \ln T - \alpha$ où $\alpha = -\ln \lambda$. Ainsi, pour la densité exponentielle nous obtenons $w = \ln t + X' \beta$. Cette transformation nous permet de définir les fonctions de densité et de survie suivantes :

$$f(w) = \exp(w - e^w) \quad (\text{F.39})$$

$$S(w) = \exp(-e^w) \quad (\text{F.40})$$

De là nous obtenons :

$$\begin{aligned} L(\beta) &= \prod_{i=1}^N f_i(w)^{\delta_i} S_i(w)^{(1-\delta_i)} \\ &= \prod_{i=1}^N \exp(w_i - e^{w_i})^{\delta_i} \exp(-e^{w_i})^{(1-\delta_i)} \\ &= \prod_{i=1}^N \exp(w_i)^{\delta_i} \exp(-e^{w_i}) \end{aligned} \quad (\text{F.41})$$

et finalement

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^N \delta_i w_i - \exp(w_i) \quad (\text{F.42})$$

qu'il ne reste plus qu'à programmer.

Le principal inconvénient d'utiliser la forme exponentielle réside dans la simplicité de sa fonction de hasard. Comme nous l'avons vu, cette dernière est constante dans le temps. Une telle restriction n'est pas toujours réaliste, c'est pourquoi nous allons généraliser la densité exponentielle pour permettre plus de flexibilité concernant la dépendance par rapport au temps.

F.2 Densité Weibull

La densité Weibull est une généralisation de l'exponentielle, où l'on permet à la fonction de hasard de dépendre du temps. Cette dernière est fonction d'un paramètre de plus que l'exponentielle. Par définition, nous écrivons :

$$\begin{aligned}
 \lambda(t) &= p \lambda(\lambda t)^{p-1} \\
 &= p \exp(X' \beta) (\exp(X' \beta) t)^{p-1} \\
 &= p \exp(X' \beta)^p t^{p-1}
 \end{aligned}
 \tag{F.43}$$

où $\lambda, p > 0$. Il est assez trivial de remarquer que pour obtenir la densité exponentielle, nous devons seulement imposer $p = 1$. Remarquons aussi (voir Figure : F.11) que cette fonction de hasard, pour $p > 1$, sera monotone croissante en t et monotone décroissante pour $p < 1$.

De (F.43), nous obtenons comme fonction de survie

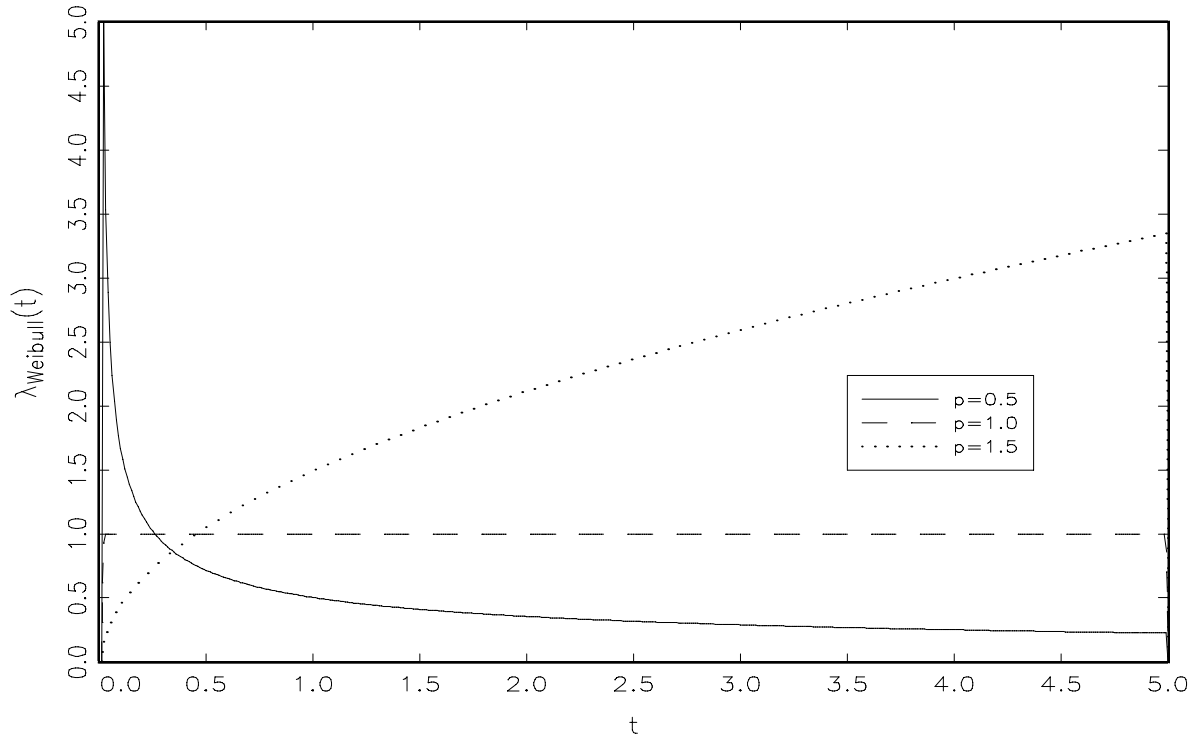
$$S(t) = \exp(-(t \exp(X' \beta))^p) \tag{F.44}$$

et comme fonction de densité

$$f(t) = p (\exp(X' \beta))^p t^{p-1} \exp(-(t \exp(X' \beta))^p). \tag{F.45}$$

De (F.44) et (F.45) nous pouvons dériver :

FIG. F.11 – Hasard d'une loi Weibull



$$\begin{aligned}
 L(\beta) &= \prod_{i=1}^N f_i(t)^{\delta_i} S_i(t)^{(1-\delta_i)} \\
 &= \prod_{i=1}^N [p (\exp(X'_i \beta))^p t^{p-1} \exp(-(t \exp(X'_i \beta))^p)]^{\delta_i} [\exp(-(t \exp(X'_i \beta))^p)]^{1-\delta_i} \\
 &= \prod_{i=1}^N [p (\exp(X'_i \beta))^p t^{p-1}]^{\delta_i} \exp(-(t \exp(X'_i \beta))^p) \quad (F.46)
 \end{aligned}$$

⇒

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^N \delta_i [\ln(p) + p (X'_i \beta) + (p-1) \ln(t)] - (t \exp(X'_i \beta))^p \quad (F.47)$$

Analoguement à ce que nous avons fait dans la section précédente, nous allons transformer la variable d'intérêt T tel que $\ln T = \alpha + \sigma W$, où $\alpha = -\ln \lambda$ et $\sigma = 1/p$, afin de simplifier l'expression du maximum de vraisemblance. Cette transformation nous permet d'écrire à nouveau :

$$f(w) = \exp(w - e^w) \quad (\text{F.48})$$

$$S(w) = \exp(-e^w) \quad (\text{F.49})$$

où $w = (\ln t + X'\beta)/\sigma$. De là, nous pouvons écrire :

$$\begin{aligned} L(\beta) &= \prod_{i=1}^N [\sigma^{-1} f_i(w)]^{\delta_i} [S_i(w)]^{(1-\delta_i)} \\ &= \prod_{i=1}^N [\sigma^{-1} \exp(w_i - e^{w_i})]^{\delta_i} [\exp(-e^{w_i})]^{(1-\delta_i)} \\ &= \prod_{i=1}^N [\sigma^{-1} \exp(w_i)]^{\delta_i} \exp(-e^{w_i}) \end{aligned} \quad (\text{F.50})$$

\Rightarrow

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^N \delta_i [w_i - \ln(\sigma)] - \exp(w_i) \quad (\text{F.51})$$

qui est beaucoup plus simple que (F.47) à programmer.

Bibliographie

- [1] John T. Addison et Pedro Portugal. Problems of Sample Construction in Studies of the Effects of Unemployment Insurance on Unemployment Duration. *Industrial and Labor Relations Review*, 43(4) :463–477, 1990.
- [2] Patricia M. Anderson et Bruce D. Meyer. Unemployment Insurance Benefits and Takeup Rates. Working Paper 4787, National Bureau of Economic Research, 1994.
- [3] Anthony B. Atkinson et John Micklewright. Unemployment Compensation and Labor Market Transitions : A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, 29 :1679–1727, 1991.
- [4] Christian Belzil. Unemployment Insurance and Unemployment Over Time : An Analysis with Event History Data. *The Review of Economics and Statistics*, 77(1) :113–126, 1995.
- [5] Rebecca M. Blank. Analysing the Length of Welfare Spells. *Journal of Public Economics*, 39 :245–273, 1989.
- [6] Rebecca M. Blank et David E. Card. Recent Trends in Insured and Uninsured Unemployment : Is there an Explanation? *Quarterly Journal of Economics*, pages 1157–1189, 1991.
- [7] Rebecca M. Blank et Patricia Ruggles. When Do Women Use Aid to Families with Dependent Children and Food Stamps? *The Journal of Human Resources*, 31(1) :57–89, 1996.
- [8] Louis N. Christofides et Chris J. McKenna. Unemployment Insurance and Job Duration in Canada. *Journal of Labor Economics*, 14(2) :286–312, 1996.
- [9] Jean-Yves Duclos. Modelling the Take-up of State Support. *Journal of Public Economics*, 58 :391–415, 1995.
- [10] Christian Groui eroux. * conom trie des Variables Qualitatives*.  conomie et Statistiques Avanc es. Paris : Economica, 1989.
- [11] John C. Ham et Samuel A. Rea Jr. Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada. *Journal of Labor Economics*, 5(3) :325–353, 1987.
- [12] James Heckman et Burton Singer. A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data. *Econometrica*, 52(2) :271–320, 1984.
- [13] Jennifer Hunt. The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany. *Journal of Labor Economics*, 13(1) :88–120, 1995.
- [14] John D. Kalbfleisch et Robert L. Prentice. *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. Wiley, NY, 1980.