

ISABELLE GAGNON

**L'impact du cancer du sein sur les transitions sur le
marché du travail**

Mémoire présenté
à la Faculté des études supérieures de l'Université Laval
dans le cadre du programme de maîtrise en économique
pour l'obtention du grade de Maître ès arts (M.A.)

FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES
UNIVERSITÉ LAVAL
QUÉBEC

SEPTEMBRE 2007

©Isabelle Gagnon, 2007

Résumé

Le cancer du sein est le type de cancer le plus diagnostiqué chez les Canadiennes. On remarque que les patientes sont de plus en plus jeunes. Plusieurs femmes touchées par cette maladie sont donc toujours en âge de travailler lors du diagnostic. Le but de cette étude est d'examiner la situation du le marché du travail des femmes diagnostiquées du cancer du sein par rapport à celle des femmes sans aucun antécédent de cancer.

Grâce à la collaboration de l'équipe de Maunsell *et all.* [2004], nous avons eu accès aux données d'enquête utilisées dans leurs travaux. Pour analyser l'impact du cancer du sein sur l'emploi, nous avons utilisé une approche qui modélise les transitions entre divers états soit l'emploi, l'absence de l'emploi et le non-emploi, en utilisant des modèles de survie et de hasard.

Après avoir étudié les transitions, on en vient à la conclusion que le cancer du sein affecte la situation sur le marché du travail des femmes, en diminuant le temps passé au travail.

Table des matières

Résumé	ii
Table des matières	iii
Table des figures	iv
Liste des tableaux	v
Introduction	1
1 Revue de la littérature	3
2 Analyse descriptive	6
3 Modèle économétrique	15
3.1 Modélisation des transitions	16
3.2 La vraisemblance	17
4 Résultats économétriques	19
4.1 Estimations sans hétérogénéité non-observée	19
4.2 Estimations avec hétérogénéité non-observée	22
Conclusion	27
Bibliographie	29

Table des figures

2.1	Fonctions de survie et de hasard lissées pour les transitions de l'emploi	12
2.2	Fonctions de survie et de hasard lissées pour les transitions de l'absence de l'emploi	13
2.3	Fonctions de survie et de hasard lissées pour les transitions du non-emploi	14

Liste des tableaux

2.1	Âge des femmes au moment du diagnostic ou à une période de temps similaire	7
2.2	État civil des femmes au moment du diagnostic ou à une période de temps similaire	8
2.3	Nombre d'enfants en cohabitation	8
2.4	Plus haut niveau scolaire atteint par les femmes	8
2.5	Revenu personnel annuel total pour les femmes à la date d'admissibilité	9
2.6	Statistiques sommaires des durées	10
4.1	Résultats estimés sans hétérogénéité	21
4.2	Résultats estimés pour les transitions emploi vers emploi	22
4.3	Résultats estimés pour les transitions emploi vers absence de l'emploi	23
4.4	Résultats estimés pour les transitions emploi vers non-emploi	24
4.5	Résultats estimés pour les transitions absence de l'emploi vers emploi	24
4.6	Résultats estimés pour les transitions non-emploi vers emploi	25
4.7	Paramètres de courbure, facteurs de charge et probabilités relatives	26

Introduction

Le cancer du sein est le type de cancer le plus diagnostiqué chez les Canadiennes. Une femme sur neuf vivant au Canada sera touchée par cette maladie au cours de sa vie (Agence de santé publique [1999]). Le taux de survie est relativement élevé pour ce type de cancer. Par ailleurs, le nombre de survivantes a augmenté au cours des années et aujourd'hui les statistiques sont très encourageantes puisque près de 90 % des femmes atteintes seront toujours en vie 5 ans après le diagnostic (Bloom *et al.* [2000]). Ce haut taux est principalement dû aux améliorations des techniques de prévention. Le recours accru à la mammographie se traduit par une augmentation des diagnostics des cancers de type in situ (Bradley *et al.* [2001]). Par contre, on remarque que les patientes sont de plus en plus jeunes. En effet, plus de la moitié des femmes ayant le cancer du sein sont âgées de 65 ans et moins (Bradley *et al.* [2005]). De même, en 1993 le cancer du sein était la principale cause de mortalité des femmes âgées de 35 à 49 ans (Gaudette *et al.* [1996]). Plusieurs femmes touchées par cette maladie sont donc toujours en âge de travailler lors du diagnostic (Maunsell *et al.* [2004]).

Une panoplie de traitements est disponible pour contrer le cancer du sein. On peut traiter cette maladie en utilisant la chirurgie, la radiothérapie, la chimiothérapie, l'hormonothérapie ou encore en utilisant une combinaison de tous ces traitements (Agence de santé publique, [1999]). La période durant laquelle les femmes sont sous traitement est beaucoup plus longue qu'auparavant. De plus, les traitements sont beaucoup plus invasifs et engendrent plus d'effets secondaires. Ces trois éléments compromettent davantage les capacités physiques des femmes atteintes aujourd'hui du cancer du sein comparativement à celles atteintes de cette maladie il y a une vingtaine d'années. Cette diminution dans les capacités peut être plus apparente lorsque les femmes diagnostiquées sont toujours sur le marché du travail (Maunsell *et al.* [2004]). Les traumatismes psychologiques et physiologiques liés au diagnostic du cancer peuvent se traduire par des retraits plus ou moins prolongés du marché du travail. Les retraits sont parfois motivés par l'agressivité des traitements pour contrer la maladie, mais peuvent être aussi motivés par d'autres considérations (économiques, psychologiques, *etc.*).

La littérature économique montre que des retraits plus ou moins prolongés du marché du travail s'accompagnent par des baisses de salaires et de revenus (Ruhm [1998]). Ces baisses traduisent soit une dépréciation du capital humain, soit un faible attachement au travail que sanctionne le marché (discrimination statistique). Les retraits occasionnés pour des motifs "exogènes" tels que la maladie ou la mortalité parentales ont été peu étudiés en raison d'un manque de données pertinentes.

Le but de cette recherche est d'examiner la situation sur le marché du travail des femmes diagnostiquées avec un cancer du sein par rapport à des femmes sans aucun antécédent de cancer. Grâce à la collaboration de l'équipe de Maunsell *et al.* [2004], nous avons accès aux données d'enquête utilisées dans leurs travaux. Les femmes touchées par la maladie constituent le groupe patient qui est composé de femmes québécoises ayant eu un diagnostic du cancer du sein en 1997, occupant un emploi au moment du diagnostic et étant âgées entre 18 et 60 ans. Les femmes sans antécédent constituent le groupe contrôle. Ces femmes devaient détenir un emploi en 1997 et devaient appartenir au même groupe d'âge. Pour analyser l'impact du cancer du sein sur l'emploi, nous utiliserons une approche qui modélise les transitions entre divers états. Les états observés seront l'emploi, le non emploi et l'absence de l'emploi. Les différentes transitions ainsi que la durée dans les différents états seront étudiées pour chacun des deux groupes de femmes. On comparera par la suite les résultats entre le groupe contrôle et le groupe patient pour évaluer les effets du cancer du sein sur le marché du travail.

Chapitre 1

Revue de la littérature

Plusieurs chercheurs ont tenté d'évaluer l'impact du cancer et de ses traitements sur les femmes actives sur le marché du travail. Parmi les travaux, notons premièrement celui de Maunsell *et al.* [2004]. Ils ont cherché à déterminer si les femmes cancéreuses étaient victimes de discrimination sur le marché du travail, en observant les changements négatifs ou involontaires dans la situation de l'emploi. Bradley *et al.* [2001] ont comparé la situation des femmes cancéreuses et non-cancéreuses en égard à l'emploi, aux heures travaillées, aux salaires et au revenu. Le cancer du sein peut avoir des conséquences énormes sur la vie des femmes qui les contraignent à réorganiser leurs occupations en attachant une moins grande importance à leur emploi. C'est ce que Bradley *et al.* [2005b] ont tenté d'évaluer en examinant les conséquences à court terme du cancer du sein sur l'attachement de ces femmes au marché du travail. Bradley *et al.* [2005a] ont examiné les effets de l'assurance santé contingente à l'emploi sur le marché de l'emploi pour les femmes mariées suite à un diagnostic de cancer du sein. Bradley et Bednarek [2002] ont voulu mieux comprendre les effets économiques éventuels des traitements médicaux en examinant les décisions à l'égard à l'emploi et ses conséquences. Pour ce faire, elles ont étudié des personnes souffrant du cancer du sein, du colon, des poumons et de la prostate. Dans de nombreuses études, les auteurs ont souvent comparé un groupe patient à un groupe contrôle pour évaluer les effets du cancer du sein sur le travail des femmes (e.g. Maunsell *et al.* [2004], Bradley *et al.* [2005]). Certains, par contre, se limitent aux survivantes. Dans ce cas, ils mettent en rapport les différents stades de cancer du sein et le statut d'emploi (Ganz *et al.* [2002]). Parfois, ils se contentent d'une étude qualitative des problèmes dans le milieu de travail (Maunsell *et al.* [1999]).

Les groupes patients ont été créés de différentes façons. Maunsell *et al.* [2004] ont utilisé le *Registre des tumeurs québécois* pour identifier des participantes potentielles.

Pour Bradley *et al.* [2005a] et Bradley *et al.* [2005b], le groupe patient a été construit à partir du *Metropolitan Detroit Cancer Surveillance System* (le MDCSS), un registre basé sur la population et qui couvre plus de 4 millions de personnes vivant dans la région métropolitaine de Détroit. Ganz *et al.* [2002] ont, pour leur part, fait le suivi de femmes recrutées lors d'une étude précédente qui portait sur les survivantes du cancer du sein à Los Angeles et Washington. Les groupes contrôles ont aussi été créés de différentes manières. Maunsell *et al.* [2004] se sont assurés qu'aucune femme se trouvant dans le groupe contrôle n'avait de cancer. Pour ce faire, ils ont sélectionné ce groupe à partir des dossiers de santé provinciaux du Québec et ils ont apparié ces femmes avec le *Registre des tumeurs québécois*. Bradley *et al.* [2005a] et Bradley *et al.* [2005b] ont pris des femmes du "Current Population Survey" (CPS) pour former leur groupe contrôle, ce qui peut créer des problèmes de contamination.

Les résultats obtenus dans les différentes études varient considérablement. Maunsell *et al.* [2004] trouvent que les femmes atteintes du cancer du sein pouvaient être sujettes à de la discrimination sur le marché du travail. Cette conclusion vient du fait que trois ans après le diagnostic, un peu plus de femmes atteintes du cancer du sein étaient sans emploi comparativement aux femmes du groupe contrôle, que ce soit de façon involontaire ou volontaire. Cependant, parmi les femmes qui ont toujours leur emploi, aucune différence n'a été observée pour les deux groupes. Bradley *et al.* [2005b] ont trouvé les mêmes résultats en ce qui concerne les personnes sans emploi, six mois suivant le diagnostic. Par contre, ils sont arrivés à une conclusion différente pour les femmes atteintes du cancer du sein qui avaient conservé leur emploi car elles avaient diminué, en moyenne, les heures travaillées par semaine d'environ six heures. Bradley *et al.* [2001] arrivent à la même conclusion pour le non-emploi mais constatent que les femmes qui avaient conservé leur emploi, travaillaient un plus grand nombre d'heures par semaine et par le fait même, gagnent un revenu annuel plus élevé.

Bradley et Bednarek (2002) ont constaté que les femmes atteintes du cancer du sein travaillent en moyenne plus de quarante heures par semaine et qu'elles gagnent en général un salaire supérieur à la moyenne. Le salaire élevé peut inciter les femmes atteintes du cancer du sein à rester sur le marché du travail car une retraite hâtive pourrait leur être coûteux en terme de revenu perdu. De plus, certaines femmes atteintes de la maladie qui ont continué à travailler après le diagnostic ont ressenti une plus grande pression à quitter leur emploi que les autres femmes. Ces femmes étaient pour la plupart près de l'âge de la retraite.

Bradley *et al.* (2005a), ont démontré que l'impact sur le marché du travail pouvait être moins important lorsque les femmes avaient une assurance santé par l'entremise de l'employeur de leur conjoint. Ces femmes prennent davantage de temps à l'extérieur du marché du travail comparativement aux femmes ayant une assurance santé par l'entremise de leur propre employeur. En fait, ces dernières seraient dix points de pourcentage moins susceptibles de retourner au travail (Bradley *et al.* [2001]), la raison étant que les femmes doivent dans la plupart des cas continuer à travailler pour pouvoir bénéficier de leur assurance santé. L'origine ethnique des femmes atteintes du cancer du sein pourrait aussi avoir un impact sur leur retour sur le marché du travail. En effet, les femmes afro-américaines seraient deux fois plus susceptibles d'être sans emploi après le diagnostic que les autres femmes (Bradley *et al.* [2005b]). Ceci peut être dû au type d'emploi que ces femmes occupent. En effet, les femmes qui doivent fournir un grand effort physique dans leur emploi ou encore qui travaillent manuellement sont moins susceptibles de retourner au travail (Spelten *et al.* [2002]).

Dans la plupart des études, les chercheurs ont utilisé des modèles à variables binaires¹ pour estimer l'incidence du cancer sur le marché du travail. Les estimations du modèle probit sont traduites en probabilité de travailler relativement aux variables indépendantes (Bradley *et al.* [2005b], Bradley *et al.* [2002]). Dans l'étude faite par Bradley *et al.* [2001], le cancer du sein est défini comme une variable binaire. Ils ont ainsi pu estimer la probabilité de travailler des femmes avec le cancer et la comparer à celle des femmes non-cancéreuses. Le recours à un modèle à variables binaires entraîne une perte d'information. Dans ce travail, nous allons plutôt nous concentrer sur la durée en emploi et en inactivité et non seulement sur la présence ou non en emploi. Nous allons par ailleurs modéliser les transitions entre les états. Le but ultime de ce travail est de calculer la proportion de temps hors-travail qui peut être légitimement attribuée au cancer du sein. De cette façon, nous pourrions calculer un coût en terme de productivité perdue à cause de cette maladie.

Dans ce qui suit, nous effectuerons une analyse détaillée des données recueillies par Maunsell *et al.* [2005] et proposerons une analyse non-paramétrique des taux de sortie et d'entrée en emploi.

¹Modèle de type probit

Chapitre 2

Analyse descriptive

La base de données utilisée dans ce travail a été construite par Maunsell *et al.* [2004]. Au départ, 1504 femmes atteintes du cancer du sein et 2921 femmes du groupe contrôle, de moins 60 ans et vivant au Québec, ont été répertoriées. Pour identifier les femmes qui ont été diagnostiquées avec un cancer du sein, ils ont utilisé le *Registre des tumeurs québécois*. Ils ont ensuite vérifié que ces femmes étaient toujours vivantes en utilisant les dossiers de santé provinciaux du Québec, sous la responsabilité de la *Régie de l'assurance maladie du Québec* (RAMQ). Ces dossiers renferment les plus récents renseignements sur la santé des résidents québécois. Le groupe contrôle a aussi été formé à l'aide des ces dossiers. Un échantillon aléatoire de femmes ayant des caractéristiques semblables à celles choisies a été constitué pour former le groupe patient mais n'ayant aucun antécédent de cancer. Une enquête rétrospective a ensuite été réalisée sur 646 femmes atteintes du cancer du sein et 890 femmes faisant partie du groupe contrôle, les autres n'ayant pas répondu à l'invitation de l'étude ou n'étant pas éligibles. Ces 1536 femmes ont répondu à une entrevue téléphonique 3 ans après le moment du diagnostic du cancer pour les femmes du groupe patient ou à un moment similaire pour les femmes du groupe contrôle. Pour être admissibles à l'étude, les femmes devaient détenir un emploi un mois avant le début de la période couverte par l'enquête rétrospective.

La Tableau 2.1 montre que la proportion de femmes se trouvant dans chaque catégorie d'âge est sensiblement la même pour les deux groupes. Les groupes d'âge 40-49 ans et 50-59 ans sont les deux groupes d'âge où on observe des différences significatives. Une plus grande proportion de femmes atteintes du cancer du sein se trouve dans ces groupes d'âge comparativement aux femmes du groupe contrôle. Les femmes du groupe patient sont en moyenne plus âgées que les femmes faisant partie du groupe contrôle (47,09 versus 44,88). Cette différence de moyenne est statistiquement significative puisque la

valeur théorique est supérieure à la valeur du test d'égalité des moyennes.

TAB. 2.1 – Âge des femmes au moment du diagnostic ou à une période de temps similaire

Âge	Groupe				Test d'égalité*
	Contrôle (N=890)		Patient (N=646)		
	N	%	N	%	
20-29 ans	13	1,46	6	0,93	$\chi^2(9) = 10,5231$
30-39 ans	204	22,92	87	13	$\chi^2(9) = 9,7579$
40-49 ans	362	40,7	287	44,43	$\chi^2(9) = 17,4324$
50-59 ans	311	34,94	266	41,18	$\chi^2(9) = 21,1405$
Moyenne	44,88	–	47,09	–	$F(1, 40) = 11,52$

*Valeur théorique des tests d'égalité : $\chi^2(9) = 16,91$, $F(1, 40) = 4,08$

Pour ce qui est de l'état civil, le profil des deux groupes de femmes est assez semblable (Tableau 2.2). La seule différence significative est dans la proportion de femmes vivant avec un conjoint : 76,97 pourcent des femmes dans le groupe contrôle comparativement à 70,74 pourcent pour les femmes du groupe patient. Le Tableau 2.3 analyse le nombre de personnes de moins de 18 ans qui cohabitent avec les femmes de l'étude. On constate qu'un pourcentage plus élevé de femmes du groupe contrôle ont des enfants sous leur toit : 30,56 pourcent versus 24,15 pourcent. On ne remarque pas de différence entre les deux groupes de femmes en ce qui concerne leur scolarité (Tableau 2.4). Les pourcentages sont sensiblement les mêmes en égard au plus haut niveau de scolarité atteint. On constate par contre que dans chaque groupe ce sont les femmes qui ont atteint au plus le secondaire qui sont en plus grand nombre. Quant au revenu personnel annuel des femmes, au moment du diagnostic ou encore à une période similaire (Tableau 2.5), enfin on observe que la majorité des femmes ont un revenu se situant dans la classe 20 000-29 000 \$. Aucun écart entre les pourcentages des deux groupes de femmes n'est statistiquement significatif.

Le Tableau 2.6 s'intéresse aux transitions entre les trois états distincts sur le marché du travail : emploi, congé, non-emploi. Ces trois états donnent lieu à cinq transitions qui sont observées dans les données : emploi vers emploi, emploi vers congé de l'emploi, emploi vers non-emploi, congé de l'emploi vers emploi et non-emploi vers emploi. Les femmes des deux groupes ont effectué au total 4720 transitions durant la période à l'étude. Elles ont fait en moyenne quatre transitions durant cette période. Les principales transitions effectuées sont celles entre l'emploi et l'absence de l'emploi. Un grand nombre de femmes étaient en emploi au moment de l'entrevue, soit 1109. C'est dans cet

TAB. 2.2 – État civil des femmes au moment du diagnostic ou à une période de temps similaire

État civil	Groupe				Test d'égalité*
	Contrôle (N=890)		Patient (N=646)		
	N	%	N	%	
Mariée	510	57,30	347	53,72	$\chi^2(3) = 6,9246$
Séparée, Veuve, Divorcée	204	22,92	177	27,40	
Célibataire	176	19,78	120	18,58	
Religieuse	–	–	2	0,31	
Vivent avec conjoint	685	76,97	457	70,74	$\chi^2(1) = 7,0789$

*Valeur théorique des tests d'égalité : $\chi^2(3) = 7,815$, $\chi^2(1) = 3,841$

TAB. 2.3 – Nombre d'enfants en cohabitation

Nombre d'enfants	Groupe			
	Contrôle (N=890)		Patient (N=646)	
	N	%	N	%
1	121	13,60	78	12,07
2	116	13,03	62	9,60
3	26	2,92	9	1,39
4	7	0,79	6	0,93
5	1	0,11	1	0,15
6	1	0,11	1	0,15
Total	272	30,56	156	24,15

TAB. 2.4 – Plus haut niveau scolaire atteint par les femmes

Âge	Groupe				Test d'égalité*
	Contrôle (N=890)		Patient (N=646)		
	N	%	N	%	
Secondaire	391	43,93	279	43,19	$\chi^2(2) = 0,3053$
Collégial	246	27,64	175	27,09	
Universitaire	253	28,43	192	29,72	

*Valeur théorique des tests d'égalité : $\chi^2(2) = 5,991$

TAB. 2.5 – Revenu personnel annuel total pour les femmes à la date d’admissibilité

Revenu	Groupe				Test d’égalité*
	Contrôle (N=890)		Patient (N=646)		
	N	%	N	%	
Moins de 1000\$	11	1,24	6	0,93	$\chi^2 = 11,1894$
1000\$–5999\$	44	4,94	44	6,81	
6000\$–11 999\$	123	13,82	74	11,46	
12 000\$–19 999\$	173	19,44	100	15,48	
20 000\$–29 999\$	224	25,17	161	24,92	
30 000\$–39 999\$	139	15,62	117	18,11	
40 000\$–49 999\$	85	9,55	67	10,37	
Plus de 50 000\$	68	7,64	60	9,29	
Aucun	1	0,11	2	0,31	

*Valeur théorique des tests d’égalité : $\chi^2(9) = 16,91$

état qu’elles sont restées le plus longtemps, soit 26 mois en moyenne. Les femmes sont restées en moyenne 15 mois en emploi avant de faire la transition vers un autre emploi.

Dans le but d’évaluer les effets sur le marché du travail que le cancer du sein peut engendrer, on observe les transitions faites entre les différents états par les femmes ainsi que leur durée. L’analyse empirique des durées peut être appréhendée à l’aide de deux types de fonction : la fonction de survie et la fonction de hasard. Pour ce faire, on doit pouvoir suivre des individus à travers une période de temps suffisamment longue. Dans notre cas, on suit les femmes à partir du moment de leur diagnostic, ou encore à une période similaire pour les femmes du groupe contrôle, et ce pour une période de trois ans, soit jusqu’au moment de l’entrevue. Par la suite, on peut modéliser les transitions à l’aide des fonctions de survie et de hasard. La fonction de survie permet de calculer par exemple la probabilité de demeurer en emploi conditionnellement à être en emploi à la période précédente. La fonction de hasard quant à elle, correspond à la probabilité qu’une femme quitte l’emploi à la prochaine période conditionnellement à ce qu’elle soit en emploi au temps présentement. Il s’agit d’une probabilité conditionnelle instantanée.

Les fonctions de survie et de hasard sont souvent utilisées pour caractériser la distribution du temps jusqu’à un événement. Comme on ne connaît pas les lois de ces fonctions de distribution, on utilise généralement des modèles non-paramétriques pour estimer la fonction de survie (Kaplan-Meier) et la fonction du hasard cumulatif $H(t)$

TAB. 2.6 – Statistiques sommaires des durées

Nombre de transition	4720
Durée moyenne des transitions 1-1	14,84
Durée moyenne des transitions 1-2	8,73
Durée moyenne des transitions 1-3	11,97
Durée moyenne des transitions 1-?	25,72
Nombre de transitions 1-1	216
Nombre de transitions 1-2	1376
Nombre de transitions 1-3	346
Nombre de transitions 1-?	1109
Durée moyenne des transitions 2-1	7,98
Durée moyenne des transitions 2-?	3
Nombre de transitions 2-1	1355
Nombre de transitions 2-?	4
Durée moyenne des transitions 3-1	9,28
Durée moyenne des transitions 3-?	14,13
Nombre de transitions 3-1	237
Nombre de transitions 3-?	62
Nombre de durées censurées	1174

Les états 1, 2, 3 correspondent à l'emploi, le congé et le non-emploi respectivement.

Le symbole "?" signifie qu'il y a une censure à droite.

Les durées sont exprimées en mois.

(Nelson-Aalen).

Soit d_i , le nombre de personnes qui effectuent une transition quelconque à une période de temps précis. Soit Y_i , le nombre de personnes à risque d'effectuer une transition au même moment. Enfin, soit t_0 , la période de début. La fonction de survie Kaplan-Meier en palier est donnée par :

$$S(t) = \begin{cases} 1 & \text{si } t \leq t_0 \\ \prod_{t_i > t_0} (1 - \frac{d_i}{Y_i}) & \text{si } t_0 \leq t. \end{cases} \quad (2.1)$$

La fonction Nelson-Aalen en palier est donnée par :

$$H(t) = \begin{cases} 1 & \text{si } t \leq t_0 \\ \sum_{t_i > t_0} \frac{d_i}{Y_i} & \text{si } t_0 \leq t. \end{cases} \quad (2.2)$$

La relation entre la fonction de survie et la fonction Nelson-Aalen est la suivante :

$$S(t) = \exp(-H(t)). \quad (2.3)$$

Pour connaître la forme de ces fonctions, il est utile d'en faire un graphique. La variation du hasard cumulatif, $\Delta H(t)$, est un estimateur brut du hasard $h(t)$. C'est une fonction plus ou moins régulière et doit être lissée car elle est généralement non continue. Étant donné sa forme saccadée, on peut employer une technique de lissage par noyau non paramétrique d'Epanechnikov. L'estimateur du hasard ainsi obtenu est une moyenne pondérée du hasard brut au voisinage du temps t . On choisit une fenêtre à l'intérieur de laquelle le temps t est le point milieu ($t \pm b$), où b est le rayon de l'intervalle. L'estimateur de $h(t)$ est pondéré sur cet intervalle. Pour un intervalle $[-1, 1]$, le noyau d'Epanechnikov s'écrit :

$$K(x) = 0,75(1 - x^2) \text{ pour } -1 \leq x \leq 1. \quad (2.4)$$

On accorde donc un poids plus important dans le calcul de l'estimateur $h(t)$, aux points près du temps t . Une fois les fonctions de survie et de hasard analysées, un rapprochement avec les modèles paramétriques ou semi-paramétriques peut être effectué. Les hasards peuvent être utilisés pour caractériser les différentes transitions entre les états de l'emploi, de l'absence et du non-emploi.

Les graphiques ci-dessous présentent les fonctions de survie et de hasard lissées pour plusieurs transitions. Nous avons tracé des graphiques pour des transitions qui

ont comme état d'origine l'emploi, l'absence de l'emploi et le non-emploi. Notons que lorsque la variable $\text{groupe} = 0$, il s'agit du groupe contrôle.

On remarque dans la Figure 2.1 que la probabilité que les femmes cancéreuses sortent de l'état d'emploi est plus élevée que celle pour les femmes non-cancéreuses. Dans les dix premiers mois, les probabilités de sortir de l'état d'emploi sont à la hausse mais par la suite elles diminuent avec le temps pour les deux groupes. Les femmes cancéreuses ont donc une durée plus longue en moyenne dans l'état emploi. Nous avons effectué sur les courbes des fonctions de survie de Kaplan-Meier le test de Wilcoxon pour s'assurer que les courbes sont statistiquement différentes. Il en résulte que la valeur du test $\chi^2(43)$ est supérieure à la valeur théorique et donc par conséquent, on peut dire que les courbes sont statistiquement différentes.

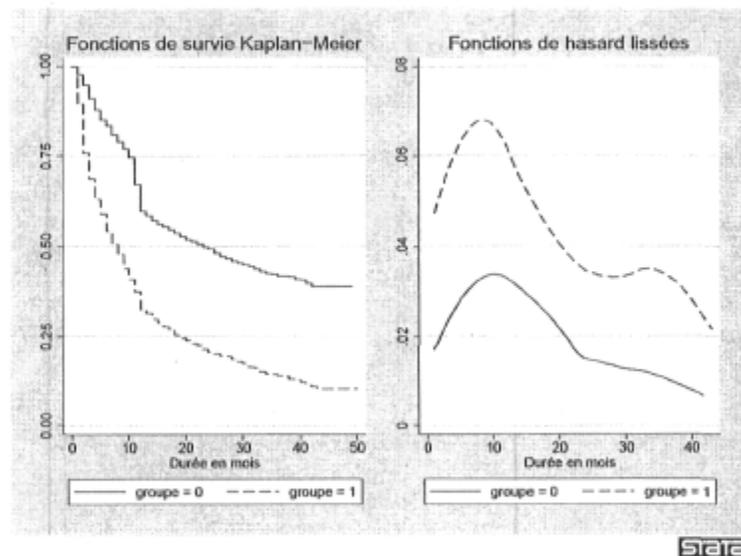


FIG. 2.1 – Fonctions de survie et de hasard lissées pour les transitions de l'emploi

Dans la Figure 2.2, on note que dans les vingt premiers mois, les femmes atteintes d'un cancer du sein sont moins susceptibles de sortir de l'état d'absence que les femmes sans antécédent de cancer. Par la suite, ce sont les femmes cancéreuses qui sont plus susceptibles de sortir de l'absence. Il en résulte tout de même que les durées hors-emploi sont plus longues chez les cancéreuses. Nous avons fait le test de Wilcoxon sur les courbes et il en résulte que les courbes sont statistiquement différentes.

On peut observer dans la Figure 2.3 que la probabilité que les femmes diagnostiquées avec un cancer du sein sortent de l'état de non-emploi est plus faible que celle

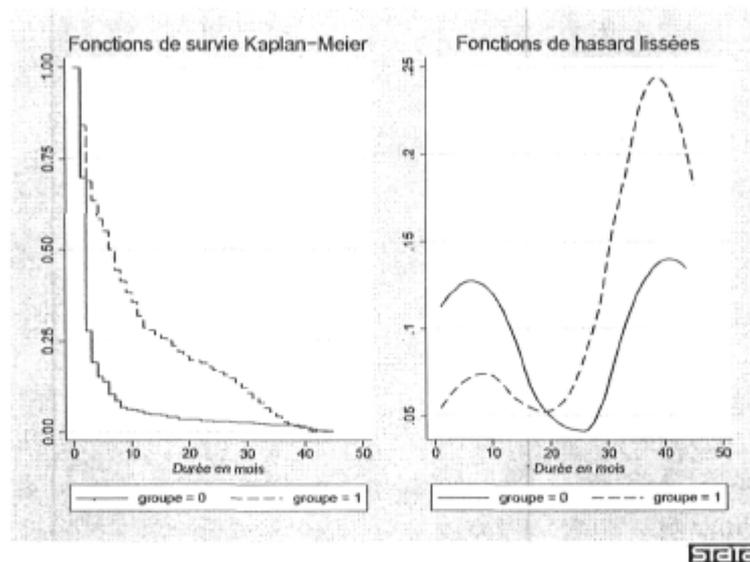


FIG. 2.2 – Fonctions de survie et de hasard lissées pour les transitions de l'absence de l'emploi

des femmes non-cancéreuses. Toutefois, on remarque que les probabilités pour les deux groupes de femmes augmentent au cours de la période à l'étude, donc les femmes sont de plus en plus susceptibles de sortir de l'état de non-emploi avec le temps. Globalement, les femmes cancéreuses s'absentent plus longtemps que les non-cancéreuses. Nous avons fait le test de Wilcoxon sur les courbes une fois de plus et il en résulte la même chose que trouvé précédemment, les courbes sont statistiquement différentes

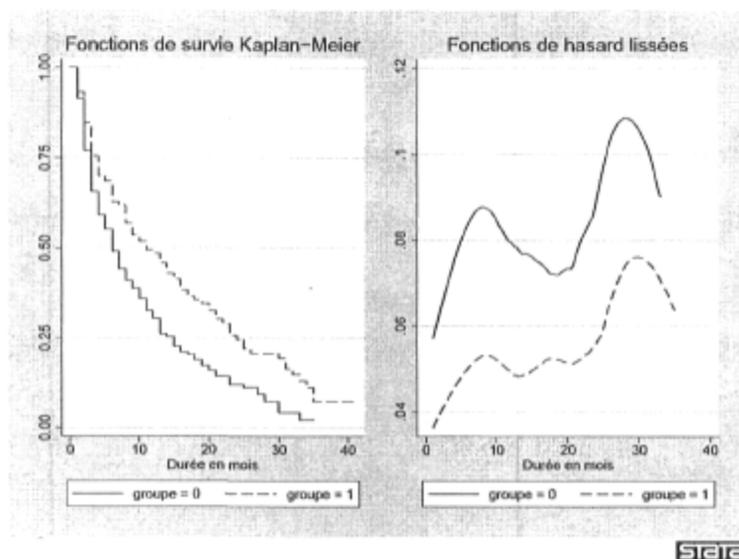


FIG. 2.3 – Fonctions de survie et de hasard lissées pour les transitions du non-emploi

Chapitre 3

Modèle économétrique

De façon générale, la fonction de hasard de l'état j vers l'état k s'écrit ainsi :

$$h_{j,k}(t|X, \omega, \beta) = h_{j,k}(t; \gamma_{j,k})c(x_{j,k}\theta_{j,k})\omega_{j,k}, \quad (3.1)$$

où $h_{j,k}(t|X, \omega, \beta) \geq 0$ et pour tout i, j, γ et $\theta \in \beta$. $h_{j,k}(t; \gamma_{j,k})$ est la fonction de hasard de base de l'état j vers k . Ce hasard de base est supposé constant pour tous les individus effectuant une transition entre les états j et k . En revanche, les paramètres $\gamma_{j,k}$ indiquent que l'intensité de sortie varie d'une transition à l'autre. $c(x_{j,k}\theta_{j,k})$ est une fonction positive des variables explicatives $x_{j,k}$ qui sont spécifiques à la transition j vers k . Le paramètre $\omega_{j,k}$ est un terme d'hétérogénéité non observable individuel propre à l'état d'origine j et de destination k ($\omega_k > 0$). Les termes d'hétérogénéité non observables $\omega_{j,k}$ sont inclus dans le modèle pour prendre en compte les caractéristiques non-observables des individus qui sont potentiellement omises.

L'analyse empirique des fonctions de survie et de hasard de la section précédente indique que la durée peut être approchée par une loi de distribution de type "Weibull". Cette spécification est telle que la fonction de hasard est forcément monotone croissante ou décroissante.¹ La fonction de survie peut donc s'écrire comme suit :

$$S(t) = \exp\{-(\lambda t)^\gamma\}, \quad (3.2)$$

et la fonction du hasard devient donc :

$$h(t) = \lambda\gamma(\lambda t)^{\gamma-1}, \quad (3.3)$$

¹Bien que cela puisse paraître contraignant, l'introduction de l'hétérogénéité non-observée a pour effet de rendre la fonction non-monotone. En fait, sous l'hypothèse où l'hétérogénéité non-observée suit une loi de type Gamma, le hasard de prend la forme d'une distribution de type Burr, qui est également connue comme une distribution de Pareto.

où $\lambda = \exp(x\beta)$.

3.1 Modélisation des transitions

Dénotons $h_{j,k}$ le taux de transition de l'état j à l'état k . Considérons un épisode dans l'état j . Un épisode est défini comme étant délimité par deux transitions successives. Pour le moment, prenons seulement le cas où le taux de transition dépend uniquement des variables explicatives observées. Chaque femme peut être observée m_j fois dans l'état j .

Le taux de transition individuel dépend uniquement des variables explicatives observées et peut s'écrire comme suit :

$$h_{j,k}(t|x) = h_{j,k}(t, \gamma_{j,k}) \exp(x_{j,k}\beta_{j,k}), \quad (3.4)$$

où $h_{j,k}$ est le hasard de transition, $\beta_{j,k}$ est un vecteur de paramètres spécifique à la transition j vers k et $x_{j,k}$ contient les variables spécifiques à cette même transition. La fonction de survie dans l'état j peut s'exprimer comme suit :

$$S_j(t) = \exp\left(-\sum_{l=1, l \neq j}^{j=3} \int_0^t h_{j,k}(s) ds\right), \quad i = 1, 2. \quad (3.5)$$

Considérons le cas où nous incluons dans notre modèle de l'hétérogénéité non-observable. Pour ce faire, nous allons utiliser un modèle d'hasard proportionnel mixte pour chaque taux de transition. Conformément à la littérature récente nous modélisons l'hétérogénéité de façon non-paramétrique. Pour simplifier l'estimation du modèle nous faisons l'hypothèse que l'hétérogénéité est propre à l'état d'origine et est indépendante de l'état de destination. Le taux de transition individuel s'écrit alors :

$$h_{j,k}(t|x, \nu_j) = h_{j,k}(t, \gamma_{j,k}) \exp(x_{j,k}\beta_{j,k})\omega_j. \quad (3.6)$$

Le paramètre ω_j est un paramètre non-négatif qui est spécifique à l'état d'origine des femmes faisant une transition de l'état j vers k . Le paramètre ω_j peut être estimé de différentes façons.

La fonction de survie dans l'état j s'écrit :

$$S_j(t, \nu) = \exp\left(-\sum_{l=1, l \neq j}^{l=3} \int_0^t \theta_{j,k}(s|x, \omega_j) ds\right), \quad i = 1, 2. \quad (3.7)$$

Le paramètre ω_j peut suivre une distribution discrète ou continue. Donc si ω suit une loi de distribution continue dont le domaine est V nous aurons :

$$S_j(t) = \int_V f(\omega) S_i(t|\omega_j) d\omega. \quad (3.8)$$

Si ω suit une loi de distribution discrète, la fonction de survie est plutôt :

$$S_j(t) = \sum P_k S_i(t|\omega_k). \quad (3.9)$$

On peut observer les femmes à partir de la date de leur premier emploi et ce jusqu'au moment de l'entrevue. Il est important de noter par contre que les données sont censurées par la droite. La raison de cette censure vient du fait qu'on ne possède aucun renseignement à propos de la situation d'emploi de ces femmes après le moment de l'entrevue. Il est aussi important de noter que les états que nous considérons sont mutuellement exclusifs.

3.2 La vraisemblance

Les épisodes en cours au moment de l'enquête sont censurés puisque nous n'observons pas leur fin. Définissons alors la variable d_{ijk} comme une indicatrice de la censure. Cette variable prend la valeur 1 si la transition de l'état j vers l'état k est observée $\forall j \neq k$. Par définition $d_{ijk} = 0$ pour les épisodes censurés.

Dans le cas sans hétérogénéité, on peut définir la contribution à la vraisemblance de chaque observation en utilisant les fonctions de hasard et de survie :

$$\log l = \sum_{j=1}^2 \sum_{m_i}^{k=1} \log S_j(t_k) + \sum_{l=1, l \neq j}^{l=3} d_{ijk} \log h_{j,k}(t_j). \quad (3.10)$$

Dans le cas avec hétérogénéité, puisque ω n'est pas observée la contribution conditionnelle d'une réalisation individuelle à la vraisemblance, sachant $x_{j,k}$, sera :

$$\log l = \log \int \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^{m_i} S_i(t_k) \sum_{j=1, j \neq k}^{j=3} [h_{j,k}(t_k)^{d_{ijk}}] dF(\omega), \quad (3.11)$$

où F est la fonction de distribution cumulative de ω ou encore la probabilité que le terme d'hétérogénéité non-observable prenne la valeur ω . Dans le cas où ω_j suit une loi

discrète, l'expression devient plutôt :

$$\log l = \log \sum_{r=1}^V \sum_{i=1}^2 \sum_{k=1}^{m_i} S_j(t_k) \sum_{l=1, l \neq j}^{l=3} [\theta_{j,k}(t_k)^{d_{ijk}}] P_j(\omega). \quad (3.12)$$

Pour simplifier, on peut d'abord dénoter nos différents états observés par des lettres. Remplaçons donc l'emploi, l'absence de l'emploi et le non-emploi par E , A et N respectivement.

Chapitre 4

Résultats économétriques

4.1 Estimations sans hétérogénéité non-observée

Le Tableau 4.1 présente les résultats du modèle sans hétérogénéité non-observable. Plusieurs variables ont un impact significatif sur les transitions de ce modèle. La première section du tableau traite des transitions entre deux emplois. Ainsi, plus une femme est âgée, moins elle est susceptible de faire un changement d'emploi. Les femmes qui ont un conjoint ont moins de chances de faire des transitions d'un emploi vers un autre emploi que celles sans conjoint. Les différentes classes de revenu peuvent aussi influencer les transitions des femmes. Cependant, l'impact pour les classes de revenu de moins de 30 000\$ n'est pas significatif. Par contre, les femmes dont le revenu est compris entre 30 000\$ et 49 999 \$ sont moins susceptibles de faire des transitions entre emplois que celles appartenant à une classe de revenu plus élevée. Le cancer n'a pas d'impact significatif sur ce type de transition.

La deuxième partie du tableau présente les résultats portant sur les transitions entre l'emploi et l'absence de l'emploi. Plusieurs variables peuvent influencer ces types de transitions. Une fois de plus, l'âge des femmes a un impact négatif sur ces transitions. En effet, plus une femme est âgée moins elle est susceptible de connaître une transition de ce type. Les femmes qui souffrent du cancer du sein ont plus de chances de s'absenter de leur emploi que celles du groupe contrôle. La présence d'un conjoint a aussi un impact significatif sur ces transitions. Les femmes qui ont un conjoint et qui sont en emploi sont plus susceptibles de s'absenter de leur emploi que celles sans conjoint. Les femmes dont le salaire se situe à moins de 30 000\$ sont moins susceptibles de s'absenter de leur emploi, alors que les femmes qui ont un salaire compris entre 30

000\$ et 49 999\$ sont plus susceptibles de s'absenter de leur emploi, que celles ayant un salaire supérieure à 50 000\$. Finalement, les femmes qui ont des enfants ont moins de chances de s'absenter de l'emploi que celles sans enfant.

La partie suivante du tableau présente les résultats pour les transitions entre l'emploi et le non-emploi. Peu de variables ont un impact significatif pour ce type de transitions. Toutefois le cancer du sein rend les femmes plus susceptibles de sortir du marché du travail lorsqu'elles sont en emploi. La seule classe de revenu qui peut être pris en considération est celle de 20 000\$ et moins. Les femmes appartenant à cette classe de revenu sont plus susceptibles de passer de l'emploi au non-emploi que celle appartenant à la classe de revenu supérieure à 50 000 \$.

L'avant dernière partie du tableau présente les résultats pour les transitions entre l'absence de l'emploi et l'emploi. La scolarité des femmes a un impact positif sur ces types de transitions : plus elles sont scolarisées, plus elles sont susceptibles de revenir en emploi après avoir été absentes. Le cancer a aussi un impact pour ce type de transitions. Les femmes qui ont un cancer du sein ont moins de chances de revenir en emploi après s'être absentes du travail. En ce qui concerne les classes de revenu, les femmes appartenant à la classe de revenu de 20 000\$ à 49 000 \$ sont moins susceptibles de retourner après s'être absentes que les femmes qui ont un revenu de plus élevé. La dernière variable importante est celle des enfants. Les femmes qui ont des enfants ont moins de chances de retourner sur le marché du travail après une absence que celles qui n'en ont pas.

La dernière section du tableau présente les résultats pour les transitions entre l'état de non-emploi et l'état d'emploi. Les deux variables qui ont un impact sur ce type de transition sont l'âge des femmes et le fait qu'elles aient un cancer du sein. Plus une femme est âgée, moins elle est susceptible de retourner en emploi après être sortie du marché du travail. Les femmes qui ont un cancer du sein et qui ne sont pas en emploi sont moins susceptibles de retourner sur le marché du travail que celles sans antécédent de cancer.

TAB. 4.1 – Résultats estimés sans hétérogénéité

Variabes	Est.	Stat.	Variabes	Est.	Stat.
Transition EE					
Constante	-3,0456	-4,535	12 000 \$ et moins	0,2528	0,947
Âge	-7,6948	-8,642	12 000 à 19 999 \$	-0,2336	-0,788
Scolarité	0,2518	1,144	20 000 à 29 999 \$	-0,1707	-0,653
Cancer	0,1817	1,182	30 000 à 49 999 \$	-0,5387	-1,939
Conjoint	-0,3325	-2,201	Enfants	-0,2889	0,091
Transition EC					
Constante	-2,6748	-9,691	12 000 \$ et moins	-0,3723	-3,542
Âge	-2,8454	-7,064	12 000 à 19 999 \$	-0,3264	-3,073
Scolarité	-0,0738	-0,859	20 000 à 29 999 \$	-0,1310	-1,457
Cancer	1,0154	19,412	30 000 à 49 999 \$	0,1791	2,181
Conjoint	0,1669	2,825	Enfants	-0,1367	-4,065
Transition EN					
Constante	-5,3989	-9,450	12 000 \$ et moins	0,7039	2,844
Âge	-1,2545	-1,573	12 000 à 19 999 \$	0,4408	1,716
Scolarité	0,0970	0,502	20 000 à 29 999 \$	0,237	1,006
Cancer	0,6880	5,876	30 000 à 49 999 \$	-0,0616	-0,257
Conjoint	-0,0975	-0,800	Enfants	-0,0684	-0,914
Transition CE					
Constante	-2,3716	-8,887	12 000 \$ et moins	0,0193	0,205
Âge	0,1820	0,487	12 000 à 19 999 \$	-0,3481	-3,661
Scolarité	0,3897	6,011	20 000 à 29 999 \$	-0,1170	-1,391
Cancer	-1,0491	-23,319	30 000 à 49 999 \$	-0,1641	-2,329
Conjoint	0,0136	0,273	Enfants	-0,0989	-3,145
Transition NE					
Constante	-2,2391	-3,338	12 000 \$ et moins	0,0684	0,279
Âge	-1,9992	-1,969	12 000 à 19 999 \$	-0,2204	-0,743
Scolarité	0,0601	0,249	20 000 à 29 999 \$	0,1799	0,733
Cancer	-0,3178	-2,084	30 000 à 49 999 \$	-0,2868	-0,989
Conjoint	-0,0761	-0,435	Enfants	-0,0745	-0,755

EE : Emploi → Emploi, EC : Emploi → Congé, EN : Emploi → Inactivité,

CE : Congé → Emploi, NE : Inactivité → Emploi

4.2 Estimations avec hétérogénéité non-observée

Nous allons maintenant intégrer au modèle de l'hétérogénéité non-observée. Les données ont permis d'inclure jusqu'à quatre paramètres d'hétérogénéité dans le modèle. Nous allons comparer les résultats de différentes spécifications avec ceux obtenus précédemment sans hétérogénéité. Il est important de mentionner que les meilleurs résultats du point de vue statistique sont ceux correspondant à la spécification contenant le plus de facteurs de charge. Nous nous limitons à présenter ces résultats par souci de concision.

Dans le Tableau 4.2, on présente les résultats pour les transitions entre emplois. Plus une femme est âgée moins elle est susceptible de faire une transition entre emplois. Les femmes qui sont atteintes du cancer du sein ont plus de chances de faire une transition entre deux emplois. Les femmes qui ont un conjoint sont plus susceptibles de faire une transition d'un emploi vers un autre. Avoir des enfants a pour effet de diminuer les chances qu'une femmes change d'emplois. Le revenu et la scolarité des femmes n'ont pas d'impact significatif pour ce type de transition. Le fait d'inclure de l'hétérogénéité non observée dans notre modèle a pour effet de faire en sorte que les variables dichotomiques "Cancer" et "Enfants" ont désormais un impact significatif dans les transitions entre emplois.

TAB. 4.2 – Résultats estimés pour les transitions emploi vers emploi

Variabes	Est.	Stat.	Variabes	Est.	Stat.
Résultats sans hétérogénéité					
Constante	-3,0456	-4,535	12 000 \$ et moins	0,2528	0,947
Âge	-7,6948	-8,642	12 000 à 19 999 \$	-0,2336	-0,788
Scolarité	0,2518	1,144	20 000 à 29 999 \$	-0,1707	-0,653
Cancer	0,1817	1,182	30 000 à 49 999 \$	-0,5387	-1,939
Conjoint	-0,3325	-2,201	Enfants	-0,2889	0,091
Résultats avec hétérogénéité					
Constante	-3,4618	-5,129	12 000 \$ et moins	0,2973	1.103
Âge	-8,8381	-9,826	12 000 à 19 999 \$	-0,1594	-0,533
Scolarité	0,3168	1,403	20 000 à 29 999 \$	-0,1186	-0,454
Cancer	0,4932	3,140	30 000 à 49 999 \$	-0,5038	-1,823
Conjoint	-0,3439	-2,224	Enfants	-0,3156	-3,378

Le Tableau 4.3 présente les résultats pour les transitions entre l'emploi et l'absence de l'emploi. Plus une femme est âgée, moins elle est susceptible de s'absenter de son

emploi. Une femme atteinte du cancer du sein est plus susceptible de faire une transition de l'emploi vers l'absence du travail. Une femme qui a un conjoint est plus susceptible de s'absenter de son emploi. Les femmes qui font partie de la classe de revenu inférieure à 20 000\$ sont moins susceptibles de faire une transition entre l'emploi et l'absence de l'emploi que celles appartenant à une classe de revenu supérieure. Les femmes qui ont des enfants et qui ont un emploi, sont moins susceptibles de s'absenter de ce dernier. Le fait d'inclure de l'hétérogénéité non-observée a eu pour effet de rendre non significatif l'impact du revenu des femmes se situant 30 000\$-49 999\$ sur les transitions entre l'emploi et l'absence de l'emploi.

TAB. 4.3 – Résultats estimés pour les transitions emploi vers absence de l'emploi

Variables	Est.	Stat.	Variables	Est.	Stat.
Résultats sans hétérogénéité					
Constante	-2,6748	-9,691	12 000 \$ et moins	-0,3723	-3,542
Âge	-2,8454	-7,064	12 000 à 19 999 \$	-0,3264	-3,073
Scolarité	-0,0738	-0,859	20 000 à 29 999 \$	-0,1310	-1,457
Cancer	1,0154	19,412	30 000 à 49 999 \$	0,1791	2,181
Conjoint	0,1669	2,825	Enfants	-0,1367	-4,065
Résultats avec hétérogénéité					
Constante	-2.9819	-9,132	12 000 \$ et moins	-0.3798	-2,916
Âge	-3.8856	-7,865	12 000 à 19 999 \$	-0.2732	-2,120
Scolarité	-0.0457	-0,438	20 000 à 29 999 \$	-0.1105	-0,967
Cancer	1.3603	17,207	30 000 à 49 999 \$	0.1996	1,880
Conjoint	0.1563	2,168	Enfants	-0.1683	-4,136

Dans le Tableau 4.4, les résultats pour les transitions entre l'emploi et le non-emploi sont présentés. Plus une femme est âgée, moins elle est susceptible de faire ce type de transition. Une femme atteinte du cancer du sein en emploi est plus susceptible de faire une transition à l'extérieur du marché du travail. Les femmes qui ont un revenu de moins de 12 000 \$ sont plus susceptibles de sortir du marché du travail qu'une femme ayant un revenu supérieur. L'ajout d'hétérogénéité non-observée dans le modèle a fait en sorte que l'âge a un impact significatif sur les transitions entre l'emploi et le non-emploi.

Dans le Tableau 4.5, les résultats pour les transitions entre l'absence du travail et l'emploi y sont présentés. Plus une femme est âgée, plus elle a de chance de faire une transition de l'absence vers l'emploi. Plus une femme a une scolarité élevée, plus elle est susceptible de revenir en emploi après une période d'absence. Une femme atteinte du cancer du sein est moins susceptible de revenir en emploi après une période d'absence.

TAB. 4.4 – Résultats estimés pour les transitions emploi vers non-emploi

Variabes	Est.	Stat.	Variabes	Est.	Stat.
Résultats sans hétérogénéité					
Constante	-5,3989	-9,450	12 000 \$ et moins	0,7039	2,844
Âge	-1,2545	-1,573	12 000 à 19 999 \$	0,4408	1,716
Scolarité	0,0970	0,502	20 000 à 29 999 \$	0,237	1,006
Cancer	0,6880	5,876	30 000 à 49 999 \$	-0,0616	-0,257
Conjoint	-0,0975	-0,800	Enfants	-0,0684	-0,914
Résultats avec hétérogénéité					
Constante	-5,8015	-9,332	12 000 \$ et moins	0,7149	2,710
Âge	-2,1846	-2,649	12 000 à 19 999 \$	0,5099	1,907
Scolarité	0,1254	0,618	20 000 à 29 999 \$	0,2647	1,055
Cancer	1,0052	7,947	30 000 à 49 999 \$	-0,0385	-0,155
Conjoint	-0,1095	-0,890	Enfants	-0,0875	-1,137

Les femmes ayant un revenu appartenant aux classes de revenu 12 000\$-19 999\$ et 30000\$-49 999\$ sont moins susceptibles de faire une transition de ce type par rapport à celles qui ont un revenu supérieur. Le fait d'ajouter de l'hétérogénéité non-observée au modèle a permis d'inclure l'âge des femmes dans les variables qui avaient un impact significatif dans les transitions entre l'absence de l'emploi et l'emploi. Par contre, les enfants ne sont plus significatifs dans ces transitions.

TAB. 4.5 – Résultats estimés pour les transitions absence de l'emploi vers emploi

Variabes	Est.	Stat.	Variabes	Est.	Stat.
Résultats sans hétérogénéité					
Constante	-2,3716	-8,887	12 000 \$ et moins	0,0193	0,205
Âge	0,1820	0,487	12 000 à 19 999 \$	-0,3481	-3,661
Scolarité	0,3897	6,011	20 000 à 29 999 \$	-0,1170	-1,391
Cancer	-1,0491	-23,319	30 000 à 49 999 \$	-0,1641	-2,329
Conjoint	0,0136	0,273	Enfants	-0,0989	-3,145
Résultats avec hétérogénéité					
Constante	-4,2607	-8,691	12 000 \$ et moins	-0,1840	-1,070
Âge	1,4803	1,996	12 000 à 19 999 \$	-0,4442	-2,746
Scolarité	0,3598	2,752	20 000 à 29 999 \$	-0,1249	-0,887
Cancer	-2,3430	-18,558	30 000 à 49 999 \$	-0,2684	-2,093
Conjoint	0,0566	0,629	Enfants	-0,0801	-1,411

La dernière partie du tableau 4.6 présente les résultats pour les transitions entre le

non-emploi et l'emploi. Aucune variable n'a un impact significatif sur ce type de transition. Dans le modèle sans hétérogénéité deux variables avaient un impact significatif sur les transitions entre le non-emploi et l'emploi, l'âge des femmes et le cancer. Ces variables n'ont plus d'impact significatif lors que l'ajout de l'hétérogénéité non-observée.

TAB. 4.6 – Résultats estimés pour les transitions non-emploi vers emploi

Variabes	Est.	Stat.	Variabes	Est.	Stat.
Résultats sans hétérogénéité					
Constante	-2,2391	-3,338	12 000 \$ et moins	0,0684	0,279
Âge	-1,9992	-1,969	12 000 à 19 999 \$	-0,2204	-0,743
Scolarité	0,0601	0,249	20 000 à 29 999 \$	0,1799	0,733
Cancer	-0,3178	-2,084	30 000 à 49 999 \$	-0,2868	-0,989
Conjoint	-0,0761	-0,435	Enfants	-0,0745	-0,755
Résultats avec hétérogénéité					
Constante	-0,7559	-0,850	12 000 \$ et moins	-0,2612	-0,882
Âge	-2,8809	-1,883	12 000 à 19 999 \$	-0,4602	-1,282
Scolarité	-0,3160	-1,015	20 000 à 29 999 \$	-0,3059	-0,940
Cancer	-0,2136	-0,879	30 000 à 49 999 \$	-0,5559	-1,526
Conjoint	-0,1371	-0,568	Enfants	-0,1149	-0,823

Le Tableau 4.7 présente d'abord les paramètres de courbure de la loi de Weibull avec et sans hétérogénéité γ_{ij} . Nous avons testé si les cinq paramètres de chacun des modèles étaient statistiquement différents de un. Dans le cas où ils ne sont pas différents de un, le modèle Weibull n'est pas statistiquement différent du modèle exponentiel. Dans le cas du modèle sans hétérogénéité seulement deux paramètres sont statistiquement différents de un, soient celui pour les transitions entre emplois et celui pour les transitions de l'absence de l'emploi vers l'emploi. Dans le cas du modèle avec hétérogénéité, un seul paramètre n'est pas statistiquement différent de un, soit celui pour les transitions entre l'emploi et l'absence de l'emploi. Étant donné que les paramètres sont tous supérieurs à 1, il s'ensuit que les sorties de tous les états augmentent légèrement avec la durée.

Les estimations suivantes sont celles des facteurs de charge, ω_j . Leur inclusion dans le modèle permet de tenir compte de quatre types de femmes. Plus l'estimation d'un facteurs de charge est élevée, plus les femmes reliées à ce facteur de charge sont susceptibles de sortir de l'état dans lequel elles se trouvent, donc de faire une transition.

Les dernières estimations du Tableau 4.7 sont celles des paramètres associées aux probabilités que le facteur de charge prenne une valeur particulière. Les probabilités sont calculées de la façon suivante :

$$P_l = P(\omega = \omega_l) = \frac{\exp(\hat{P}_l)}{1 + \sum_{k=1}^{K=3} \exp(\hat{P}_k)}, \quad l = 1, \dots, 3, \text{ et}$$

$$P_4 = 1 - P_1 - P_2 - P_3$$

Les probabilités estimées sont : $P_1 = 0,484$, $P_2 = 0,021$, $P_3 = 0,170$ et $P_4 = 0,330$. Les probabilités indiquent que les données sont compatibles avec quatre types de femmes dont l'importance relative dans l'échantillon varie de 2% à plus de 48%.

TAB. 4.7 – Paramètres de courbure, facteurs de charge et probabilités relatives

Variables	Est.	Stat.	Variables	Est.	Stat.
<i>Modèle sans hétérogénéité</i>					
Paramètres de courbure de la Weibull ($\gamma_{j,k}$)					
EE	1,3170	17,212	CE	0,9601	39,806
EC	0,9267	34,990	NE	1,0956	13,340
EN	1,0366	19,201			
<i>Modèle avec hétérogénéité</i>					
Paramètres de courbure de la Weibull ($\gamma_{j,k}$)					
EE	1,4742	19,217	CE	1,6241	38,203
EC	1,0388	32,354	NE	1,7406	13,295
EN	1,1691	20,790			
Paramètres d'hétérogénéité (ω_j)					
E_2	1,7678	10,461	C_4	2,6961	23,540
E_3	1,1509	11,073	N_2	1,8329	2,214
E_4	-0,1581	-1,417	N_3	-2,7598	-8,551
C_2	-2,3950	-13,202	N_4	-2,4820	-7,536
C_3	1,3151	11,967			
Paramètres des probabilités					
\hat{P}_1	0,4001	3,094			
\hat{P}_2	-2,7081	-10,916			
\hat{P}_3	-0,6432	-3,515			

EE : Emploi → Emploi, EC : Emploi → Congé, EN : Emploi → Inactivité,

CE : Congé → Emploi, NE : Inactivité → Emploi

E_1, C_1 et N_1 sont fixés à zéro pour permettre l'identification des paramètres.

Conclusion

Le cancer du sein est le type de cancer le plus diagnostiqué chez les Canadiennes. On remarque par ailleurs que les patientes sont de plus en plus jeunes. Plusieurs femmes touchées par cette maladie sont donc toujours en âge de travailler lors du diagnostic. La présente étude a permis de comparer la situation sur le marché du travail des femmes diagnostiquées avec un cancer du sein à celles sans aucun antécédent de cancer. Pour ce faire, nous avons modélisé cinq transitions entre trois différents états soient l'emploi, l'absence de l'emploi et le non-emploi. Plusieurs variables peuvent influencer ces transitions notamment l'âge des femmes, leur scolarité, les enfants, les classes de revenu, la présence d'un conjoint et le cancer.

On vient à la conclusion que le fait qu'une femme soit atteinte du cancer du sein influence de façon significative les taux de sortie vers les différents états. Les femmes diagnostiquées avec un cancer du sein sont plus susceptibles de faire une transition vers un autre état lorsqu'elles sont en emploi, que ce soit pour s'absenter de leur emploi ou pour sortir du marché du travail que les femmes du groupe contrôle. De plus, elles sont moins susceptibles de retourner à leur emploi après s'être absentes de ce dernier. En ce qui concerne les transitions entre le non-emploi et l'emploi, le cancer n'influence pas de façon significative ce type de transition. Par contre, aucune variable prise en considération dans le modèle n'a d'impact significatif sur cette transition. Les femmes atteintes du cancer du sein passent donc moins de temps sur le marché du travail que les femmes du groupe contrôle. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les femmes diagnostiquées avec un cancer accordent probablement une valeur moindre à leur travail après le diagnostic.

Il existe toutefois un biais de sélection potentielle qui résulte de l'échantillonnage de femmes cancéreuses. Elles ne sont probablement pas représentatives de toutes les femmes cancéreuses puisque celles qui participent ont survécu au cancer et ce trois ans après le diagnostic. Par contre, il semble ne pas y avoir de différences importantes entre le groupe contrôle et le groupe patient, donc ce problème ne devrait pas être important

pour les résultats présentés.

Bibliographie

Agence de santé publique, 1999

Bloom JR [2001], "Surviving and Thriving?", *Psycho-Oncology*, Vol. 11, p. 89-92

Bradley C.J., Badnarek H.L. [2002], "Employment Patterns of Long-Term Cancer Survivors", *Psycho-Oncology*, Vol. 11, p. 188-198

Bradley C.J., Barenarek H.L., Neumark D. [2001], "Breast Cancer Survival, Work, and Earnings", Working Paper No. 8134

Bradley C.J., Barenarek H.L., Neumark D. [2002], "Breast Cancer and Women's Labor Supply", *Health Services Research* 37(5), p. 1309-1328

Bradley C.J., Neumark D., Zhehui L., Bednarek H.L. [2005a], "Employment-Contingent Health Insurance, Illness, and Labor Supply of Women : Evidence from Married Women with Breast Cancer", Discussion paper No. 1577

Bradley C.J., Neumark D., Bednarek H.L., Schenk M. [2005b], "Short-term effects of breast cancer on labor market attachment : result from a longitudinal study", *Journal of Health Economics*, Vol. 24, p. 137-160

Fougère D., Kamionka T. [2005], "Econometrics of Individual Labor Market Transition", Discussion Paper No. 1850

Ganz P.A., Desmond A., Leedham B., Rowland J.H., Meyerowitz E., Belin T.R. [2002], "Quality of Life in Long-Term, Disease-Free Survivors of Breast Cancer : a Follow-up Study", *Journal of the National Cancer Institute*, Vol. 94, No. 1

Gaudette L.A., Siberberger C., Altmayer C.A., Gao R [1996], "Tendance de l'incidence du cancer du sein et de la mortalité par ce cancer", *Rapport sur la santé*, Vol. 8, No. 2

Maunsell E., Brisson C., Dublois L., Lauzier S., Fraser A. [1999], "Work Problems After Breast Cancer : An Exploratory Qualitative Study", *Psycho-Oncologie*, Vol. 8, p. 467-473

Maunsell E., Drolet M., Brisson J., Brisson C., Mâsse B., Deschêne L. [2004], "Work Situation After Breast Cancer From a Population-Based Study", *Journal of the National Institute*, Vol. 96, No. 24, 15 décembre

Ruhm C.J [1998], "The Economic Consequences of Parental Leave Mandates : Lessons from Europe", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 1, février

Spelten E.R., Sprangers M.A.G, Verbeek [2002], "Factors Reported to Influence the Return to Work of Cancer Survivors : A Litterature Review", *Psycho-Oncologie*, Vol. 11, p. 124-131

Van den Berg, G.J., Holm, A., van Ours, J. C.[2002], "Do stepping-stone jobs exist ? Early carrier paths in the medical profession", *Journal of Population Economics*, 15 :647-665

