HAL open science

L'impact du diagnostic du cancer sur les transitions professionnelles en France. Une étude sur données de panel administratives

Bassem Ben Halima, Mohamed Ali Ben Halima, Joseph Lanfranchi, Christine Le Clainche, Camille Regaert

To cite this version:

Bassem Ben Halima, Mohamed Ali Ben Halima, Joseph Lanfranchi, Christine Le Clainche, Camille Regaert. L'impact du diagnostic du cancer sur les transitions professionnelles en France. Une étude sur données de panel administratives. 2016. hal-02172441

HAL Id: hal-02172441

https://cnam.hal.science/hal-02172441v1

Preprint submitted on 3 Jul 2019

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

le cnam
ceet

Décembre 2016

L'impact du diagnostic du cancer sur les transitions professionnelles en France

Une étude sur données de panel administratives

Ben Halima Bassem
Ben Halima Mohamed Ali
Lanfranchi Joseph
Le Clainche Christine
Regaert Camille

188

Document de travail

Ceet - Centre d'études de l'emploi et du travail

« Le Descartes »
29, promenade Michel Simon
93166 Noisy-Le-Grand CEDEX
Téléphone : (33) 01 45 92 68 00
Télécopie : (33) 01 49 31 02 44
www.cee-recherche.fr

L'impact du diagnostic du cancer sur les transitions professionnelles en France

Une étude sur données de panel administratives

BEN HALIMA BASSEM
Bassem.BENHALIMA@cee-recherche.fr
Cnam, Lirsa, Centre d'études de l'emploi et du travail (Ceet)

BEN HALIMA MOHAMED ALI
mohamed-ali.benhalima@cee-recherche.fr
ESCP Europe, Ceet, FR TEPP (CNRS 3435)

LANFRANCHI JOSEPH
joseph.lanfranchi@cee-recherche.fr
Lemma (EA 4442) université Panthéon-Assas, Ceet

LE CLAINCHE CHRISTINE
christine.leclainche@cee-recherche.fr
LEM (UMR 9221, université Lille), Ceet

REGAERT CAMILLE
Regaert@irdes.fr
Irdes

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 188

décembre 2016

Directrice de publication : **Christine Erhel**

ISSN 1629-7997
ISBN 978-2-11-139595-4

L'IMPACT DU DIAGNOSTIC DU CANCER SUR LES TRANSITIONS PROFESSIONNELLES EN FRANCE

UNE ÉTUDE SUR DONNÉES DE PANEL ADMINISTRATIVES

Ben Halima Bassem, Ben Halima Mohamed Ali, Lanfranchi Joseph,
Le Clainche Christine, Regaert Camille

RÉSUMÉ

Dans cette étude, nous mesurons l'impact d'un choc de santé sévère, le diagnostic d'un cancer, sur la mobilité des individus entre quatre situations professionnelles. Nous estimons des matrices de transition annuelle entre l'emploi permanent, l'emploi non permanent, le chômage et l'inactivité, afin de comparer les expériences de mobilité pour deux populations : 1) 3 168 individus atteints d'un cancer entre 2006 et 2009, 2) 282 035 individus sélectionnés dans la population générale, sans maladie chronique. Ce second groupe a été constitué au moyen d'un algorithme d'appariement exact (*coarsened exact matching*), afin de résoudre les erreurs liées à une absence de support commun entre les populations comparées. Les déterminants de la dynamique de mobilité sont estimés par un modèle logit multinomial dynamique à effets aléatoires, sur un panel de données administratives sur les parcours professionnels : *Hygie* (2005-2011). Plusieurs modèles sont estimés : le premier en stratifiant selon le genre quel que soit le site du cancer, le deuxième pour la population de femmes atteintes d'un cancer du sein, le dernier pour les hommes touchés par un cancer de la prostate.

Les résultats montrent que la population touchée par un cancer rencontre de grandes difficultés pour rester dans, comme pour retrouver l'emploi, en particulier l'emploi permanent. Cet effet est plus marqué pour les hommes que pour les femmes. En outre, celles-ci semblent rencontrer moins de difficultés à demeurer actives sur le marché du travail suite au choc de santé. Parmi les caractéristiques individuelles des malades, leur âge ainsi que, pour les hommes, leur âge d'entrée sur le marché du travail, proxy du niveau de qualification, sont des éléments protecteurs contre les transitions vers l'inactivité. Toutefois, les conséquences négatives du cancer sur l'emploi sont atténuées par une bonne santé antérieurement au diagnostic et par la durée de la carrière professionnelle stable dans l'emploi pour les malades masculins. Enfin, une durée longue des arrêts-maladie survenus après le diagnostic de cancer favorise les transitions vers le chômage et l'inactivité au détriment de l'emploi.

Les femmes atteintes par un cancer du sein ne montrent pas de différences significatives en termes de trajectoires professionnelles par rapport au groupe des femmes touchées par le cancer en général. En revanche, le groupe des salariés atteints d'un cancer de la prostate se caractérise par une transition plus fréquente vers et un maintien plus long dans l'état de chômage, probablement du fait des politiques facilitant la sortie progressive de l'activité des salariés âgés.

Mots-clefs : *survivants du cancer, transitions professionnelles, modèle logit multinomial dynamique.*

Codes JEL : ***C23, I10, J24, J62***

The Impact of a Cancer Diagnosis on Labour Market Transitions in France

A Study of Administrative Panel Data

Abstract

In this study, we measure the effect of a severe health shock, i.e. *a cancer diagnosis, on the mobility of individuals between four professional situations. We estimate the yearly transition matrices between permanent employment, non-permanent employment, unemployment and inactivity to compare mobility experiences for two groups: 1) 3,168 people suffering from a cancer between 2006 and 2009 and 2), 282,035 people selected from the general population, without any chronic illness. This second group was formed using an exact matching algorithm to resolve errors related to the lack of common support between the groups compared. The mobility process determinants are estimated using a dynamic random-effect multinomial logit model on an administrative data panel of professional careers, called* Hygie *(2005-2011). Several models are estimated, the first by gender-based stratification irrespective of the site of the cancer, the second for the female population suffering from breast cancer and the third, for men suffering from prostate cancer.*

The findings show that the population with cancer encounters major difficulties to remain in, or return to, employment, particularly permanent employment. This effect is more pronounced for men than for women. Furthermore, women seem to encounter less difficulty in remaining active in the labour market after a health shock. Among the individual characteristics of sick individuals, their age, together with age on entering the labour market (for men), which acts as a proxy for qualification levels, are protective elements against transitions into inactivity. Furthermore, the detrimental consequences of cancer on employment are mitigated by good health before diagnosis and by the length of a stable professional career in employment for male patients. Finally, a long period of sick leave taken after the cancer diagnosis favours transitions into unemployment and inactivity at the expense of employment.

Women suffering from breast cancer show no significant differences in terms of career paths compared to the group of women suffering from cancer in general. By contrast, the group of employees with prostate cancer displays a more frequent transition into prolonged unemployment. This is probably due to policies making a gradual exit from employment easier for older employees.

Keywords: *cancer survival, labour market transitions, dynamic multinomial logit model.*

INTRODUCTION[1]

Au niveau international, il existe une évidence empirique significative relative aux conséquences négatives d'un diagnostic de cancer sur la situation sur le marché du travail des individus malades. Ainsi, on sait que recevoir un diagnostic de cancer éloigne à moyen terme du marché du travail et ce, d'autant plus que les limitations fonctionnelles sont importantes après les traitements. Plus spécifiquement être affecté d'un cancer diminue la participation au marché du travail, le nombre d'heures travaillées et généralement les revenus. La sortie du marché du travail peut perdurer dans le temps et aboutir à l'inactivité pour les plus âgés et pour ceux pour lesquels la sévérité de la maladie et/ou la sévérité des séquelles pèsent fortement (voir par exemple Mehnert, 2011 ; Bradley, 2002 ; de Boer, 2009).

Notre étude vise à analyser, dans le cadre du marché du travail français, l'impact du choc que constitue un cancer sur les transitions professionnelles. L'analyse de la relation entre survenue du cancer et mobilité sur le marché du travail est en effet justifiée par plusieurs interrogations. Dans quelle mesure le cancer débouche-t-il sur la précarité de l'emploi en affectant la capacité des patients à travailler ? Quels sont les facteurs qui peuvent déclencher une sortie anticipée de l'activité des survivants du cancer ?

Des travaux se sont développés récemment en France pour analyser l'effet d'un cancer sur les situations professionnelles à partir de différentes sources de données (voir par exemple, Duguet, Le Clainche, 2016 ; Barnay *et al*., 2015 ; Paraponaris *et al*., 2014 ; Joutard *et al*., 2012). Toutefois, en France, cette question de l'insertion professionnelle des personnes atteintes d'un cancer n'a longtemps suscité qu'un intérêt modéré du fait, sans doute, de la mortalité importante et de l'âge moyen élevé des personnes atteintes d'un cancer. Dès lors, la question de l'emploi n'était pas centrale. Mais, avec l'accroissement de l'incidence des cancers (Belot *et al*., 2008), à des âges actifs et de la survie longue des individus, elle est devenue plus cruciale.

En outre, pendant longtemps, la France, comme beaucoup d'autres pays européens, a souffert d'un certain manque de données susceptibles de traiter la question des transitions professionnelles à la suite d'un diagnostic de cancer, en particulier par rapport aux pays scandinaves disposant de bases de données longitudinales pertinentes, *i.e.* incluant données sur la maladie et données administratives, sur la relation cancer et emploi. Il existe désormais des sources de données d'enquêtes venant compléter les informations relatives aux registres des cancers, comme les enquêtes « La vie deux ans après le diagnostic de cancer » (Drees, Inserm 2004) *Vican2* (2014) et *Vican5* (2016), ou la base de données *Hygie* (2005-2011 avec rétrospective) que nous utilisons dans l'étude que nous présentons dans cet article.

Les travaux français les plus récents illustrent la difficile employabilité des personnes atteintes du cancer. Aussi, les données issues de l'enquête *Vican2* réalisée en 2012 montrent notamment qu'au moment du diagnostic, la population est en moyenne plus âgée que la

[1] Les auteurs remercient tout particulièrement Yannick Lhorty pour ses commentaires ainsi que les participants au séminaire interne du CEE, au *workshop* « Cancer and labour market outcomes » de Paris en septembre 2015, aux Journées de Microéconomie Appliquée de Besançon en juin 2016 et à la Conférence annuelle TEPP à Saint-Denis de La Réunion en octobre 2016. La base de données *Hygie*, utilisée dans cet article, a été construite par l'Irdes en réponse à un appel d'offre de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), à l'aide des données fournies par la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) et de la Caisse nationale d'assurance-maladie des travailleurs salariés (Cnamts).Nous remercions l'ARC et l'Institut national du cancer (Inca) pour le soutien financier apporté à cette recherche.

population générale, que l'impact du cancer est négatif sur la situation professionnelle, notamment deux ans après et que les populations plus vulnérables en termes d'âges (les plus jeunes et les plus âgées) et occupant des fonctions d'exécution sont plus affectées (Paraponaris *et al*., 2014). Les analyses menées à partir de *Hygie* montrent également que cet impact négatif du cancer est persistant au-delà de deux ans pour les plus âgés notamment (Barnay *et al*., 2015). Des travaux français plus anciens révèlent en outre que le site du cancer, sa sévérité ainsi que le type de traitements reçus, en particulier lorsque chirurgie, radiothérapie et chimiothérapie se combinent, ont une incidence sur l'allongement des délais de retour au travail après le diagnostic (Malavolti *et al*., 2008). Enfin, certaines études mentionnent également que le contexte des marchés du travail, le droit du travail de même que l'effectivité des aménagements des conditions de travail ont également un impact pour expliquer la réduction des délais de retour et le maintien dans l'emploi dans des conditions efficaces (Duguet, Le Clainche, 2016).

Peu de travaux cependant se sont focalisés sur l'analyse des transitions sur le marché du travail, en particulier entre l'emploi, le chômage et l'inactivité à la suite d'un choc sévère de santé comme un diagnostic de cancer, à l'exception notable de Eichenbaum-Voline *et al*. (2008) et de Joutard *et al*. (2012) pour la France. L'étude des transitions professionnelles à la suite d'un choc de cancer apparaît pourtant cruciale pour identifier les mécanismes qui participent à l'exclusion du marché du travail, analyser les « chemins » vers le retour à l'emploi. Il est ainsi important d'identifier si la maladie en tant que telle suffit ou non à expliquer la précarité de l'emploi ou la sortie du marché du travail. Notre hypothèse est que d'autres mécanismes que le choc lui-même, soit qui lui sont associés, comme les séquelles des traitements, ou qui le précèdent comme la carrière professionnelle ou l'état de santé antérieurs au choc, peuvent influencer la possibilité de se maintenir en emploi de façon pérenne. Notre étude se situe ainsi dans la double perspective de l'estimation des transitions individuelles sur le marché du travail et de l'approfondissement des déterminants de celles-ci au moyen de la base administrative, *Hygie*, qui couvre les transitions professionnelles et les évolutions de la santé sur la période 2005-2011 pour un échantillon d'environ un demi-million de salariés enregistrés au Régime général de la Sécurité sociale. Aussi, l'observation d'individus atteints ou non par le cancer nous permet de rechercher ce qui, dans les transitions observées, n'est que pour partie imputable à la survenue du cancer et s'observe dans une population générale de travailleurs. Cette étude estime les déterminants des transitions professionnelles des individus atteints de cancer avec enregistrement en ALD (affection de longue durée) entre 2006 et 2009 et ayant survécu au moins deux années après cet enregistrement, en insistant sur les différences entre sexes d'une part et, d'autre part, sur le rôle de la carrière et de l'état de santé antérieurs, lesquels plus particulièrement pourraient avoir révélé une vulnérabilité sur le marché du travail en termes de capacité d'insertion durable.

Nous procédons en deux étapes. Dans un premier temps, nous analysons les déterminants des transitions professionnelles des survivants du cancer en utilisant un modèle logit multinomial dynamique à effets aléatoires qui permet de prendre en compte l'influence de l'hétérogénéité inobservée individuelle sur les choix de l'emploi, du chômage et de l'inactivité et la possibilité d'une dépendance dans le temps entre ces statuts sur le marché du travail. Dans un deuxième temps, nous comparons ces déterminants ainsi que les probabilités de transitions professionnelles entre la population des survivants du cancer et une population de contrôle constituée d'individus « jumeaux », non atteints par une quelconque affection de longue durée et comparables aux individus malades avant le diagnostic de la maladie, pour quantifier l'ampleur de l'impact négatif d'un choc tel que le cancer.

Par rapport aux autres travaux réalisés, l'originalité de notre étude consiste ainsi dans l'exploitation du suivi d'un nombre élevé d'individus, hommes et femmes, considérés séparément, touchés par un cancer quel que soit le site, mais également dans l'analyse des conséquences spécifiques d'un cancer précis, caractéristique d'un sexe en particulier : le cancer du sein et le cancer de la prostate. L'originalité réside également dans le nombre d'années d'observations, en exploitant les données de carrière complètes de ces individus sur le marché du travail, de même que les renseignements sur leur état de santé passé et présent. En effet, nous disposons de l'historique complet de carrière de ces individus en termes de participation au marché du travail, de leur date et niveau de salaire d'entrée sur le marché du travail, du nombre de trimestres en emploi cotisés au Régime général de la Sécurité sociale, du nombre de trimestres validés en chômage et en maladie. De plus, nous avons connaissance de l'état de santé des individus grâce aux informations médicales issues de la collecte par l'assurance-maladie : notamment de leurs épisodes d'arrêts-maladie antérieurs au diagnostic du cancer, leurs inscriptions dans une autre affection de longue durée (ALD) et leurs consommations de soins de ville à partir de 2005, lesquelles peuvent constituer, sinon un proxy de la sévérité de la maladie elle-même, du moins de celles des séquelles liées aux traitements. Notre étude se focalise ainsi sur différentes dimensions non étudiées jusqu'à présent. Nous identifions si la carrière passée, à court terme comme sur le cycle de vie antérieur, influence les transitions professionnelles à la suite d'un diagnostic de cancer par rapport à l'absence d'un tel diagnostic. Nous pouvons également étudier si une éventuelle fragilité de santé préalable à la survenue d'un cancer a pu influencer la transition professionnelle. En étudiant les consommations médicales en ambulatoire des individus à la suite du diagnostic de la maladie, nous sommes également en mesure d'évaluer la possibilité d'une influence de séquelles secondaires sur les transitions professionnelles par le biais de l'importance des traitements de support, en général non couverts par le régime de prise en charge intégrale associé à l'ALD.

L'article est organisé comme suit. La première section propose une revue de la littérature internationale récente centrée sur le lien entre survenue du cancer et emploi, chômage et inactivité et analyse les rares travaux plus spécifiquement ciblés sur les déterminants des transitions professionnelles. La deuxième section est consacrée à présenter les données utilisées et les analyses descriptives sur les deux populations d'individus malades et non malades. La méthodologie économétrique du modèle logit multinomial mixte dynamique à effets aléatoires, est détaillée dans la troisième section. Nous commentons les effets de la survenue d'un cancer sur les transitions professionnelles dans la quatrième section, en distinguant femmes et hommes. Enfin, nous mesurons ces effets dans le cas des cancers les plus fréquents chez les hommes et les femmes, soit le cancer de la prostate et le cancer du sein dans la cinquième section. La sixième section offre une discussion de nos résultats et de leurs conséquences en termes de politique publique.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE : IMPACT DU CANCER SUR L'EMPLOI, LE CHÔMAGE ET L'INACTIVITÉ

Plusieurs travaux ont traité la relation santé-travail et, plus précisément, l'impact d'un choc de santé comme le cancer sur les situations professionnelles des survivants. Plus rares sont les études traitant explicitement des transitions entre différentes formes d'emploi et de non-emploi. Dans les deux cas, le présupposé théorique demeure que le cancer nécessite un temps de traitement conditionnel au type du cancer et à son stade. Ces traitements, souvent lourds à

supporter, affectent généralement la productivité des salariés. Ils sont cause de douleurs, de limitations fonctionnelles impropres à certains emplois. De plus, ils affectent, conjointement au statut de malade, l'employabilité en créant des désordres émotionnels, des limitations de concentration, et plus encore des remises en cause des modes de vie. Par conséquent, les individus touchés par le cancer auront beaucoup plus de difficultés à conserver leur emploi ou à retourner au travail pour occuper le même type d'emploi qu'avant l'arrêt-maladie.

La littérature empirique la plus récente portant sur les liens entre cancer et situation professionnelle sur le marché du travail montre systématiquement un effet négatif du cancer sur la probabilité de rester en emploi. Moran *et al*. (2011) ont estimé les effets du choc de cancer sur l'emploi à partir des données américaines. Les auteurs comparent les survivants du cancer avec les individus du PSID non touchés par le cancer. Le taux d'emploi des survivants du cancer est plus faible de 7-8 % par rapport aux individus non malades. Ce résultat est confirmé par Jeon (2016), qui utilise des données administratives canadiennes. Il montre dans son étude que les survivants du cancer ont une faible probabilité de rester en emploi trois ans après le diagnostic et que le taux de sortie de l'emploi est croissant pendant les trois premières années après le choc de cancer. La population malade affiche à partir de la troisième année du diagnostic de cancer, un taux de sortie de l'emploi significativement plus élevé de 1,3 point par rapport à la population saine. De même, Candon (2015), utilisant des données longitudinales anglaises sur le vieillissement, montre qu'il existe une relation négative entre le choc de cancer et l'employabilité sur une période de douze mois. La probabilité d'être en emploi est 20,7 points de pourcentage en moins pour les individus touchés par un cancer par rapport à la population non malade.

Sur données françaises, Paraponaris *et al*. (2010) évaluent le risque de quitter l'emploi pour les survivants du cancer à deux ans après le diagnostic. Les auteurs utilisent des données françaises issues d'un échantillon de 4 270 individus, âgés de 17-58 ans, diagnostiqués par un cancer en 2002 et interrogés deux ans après le diagnostic. Les auteurs montrent que 66 % des survivants du cancer occupant un emploi à la date du diagnostic conservent leurs emplois deux ans après. Plusieurs facteurs impactent la perte d'emploi des survivants du cancer, tels que l'âge, le niveau d'éducation, le revenu, le type de contrat, etc. Les auteurs montrent également que la discrimination au sein du lieu de travail augmente la probabilité de la perte d'emploi à hauteur de 15 %. Au moyen de la base de données *Hygie*, Barnay *et al*. (2015) estiment l'employabilité des malades atteints du cancer et montrent qu'elle diminue avec le temps. La proportion de femmes et d'hommes employés baisse respectivement de 8 et 7 points de pourcentage dans l'année suivant la survenue du cancer et jusqu'à 13 points de pourcentage cinq ans plus tard. Au moyen de l'enquête « deux ans après un diagnostic de Cancer - Vican2 » réalisée en 2014, Paraponaris *et al.* (2014) montrent qu'en deux années, entre un diagnostic de cancer en 2010 et 2012, l'emploi des individus atteints du cancer s'est considérablement dégradé en comparaison de travailleurs similaires sélectionnés dans l'enquête *Emploi* : la diminution de la probabilité d'être en emploi est de 17 points de pourcentage pour les personnes vivant avec le cancer depuis deux ans. Les déterminants qui influencent la perte d'emploi des survivants du cancer sont le niveau de diplôme, l'âge, la catégorie socioprofessionnelle, la nature précaire de l'emploi antérieur, et l'importance des séquelles reportées. Enfin, Duguet et Le Clainche (2016) montrent que la probabilité du retour à l'emploi des salariés français deux ans après le diagnostic du cancer s'accroît de manière différenciée selon le genre et le type d'aménagement des conditions de travail.

Plusieurs études empiriques se sont intéressées également à évaluer l'effet de certains types du cancer sur l'emploi. Les contributions de Bradley *et al*. (2007 ; 2005) montrent que le cancer du sein et le cancer de la prostate ont un effet négatif sur l'emploi des survivants à six

mois du choc et que ces effets diminuent significativement de douze à dix-huit mois après le diagnostic mais qu'ils persistent dans le temps notamment pour les plus âgés. Saito *et al*. (2014) estiment que 30 % des femmes japonaises touchées par un cancer du sein perdent leur emploi après quarante mois du diagnostic. Les auteurs démontrent également que le statut professionnel de l'emploi (contrat à durée indéterminée (CDI)/contrat à durée déterminée (CDD), temps plein / partiel…) joue un rôle important sur le maintien dans l'emploi et la sécurisation du parcours professionnel des survivantes du cancer. En effet, les femmes travaillant à temps partiel ont 2,52 plus de chances de perdre leur emploi par rapport à celles disposant d'un emploi permanent ou travaillant à temps plein. D'autres études se sont focalisées dans l'étude des effets du cancer sur l'emploi et ont quantifié ces effets selon les types du cancer les plus fréquents. Kim *et al*. (2014) se sont intéressés dans leur étude aux difficultés rencontrées sur le marché du travail par les individus touchés par le cancer du poumon. Les auteurs se basent dans leur étude sur 830 survivants du cancer du poumon et 1 000 individus comme groupe de contrôle. Les résultats montrent que le taux d'emploi des survivants du cancer baisse de 68,8 % au moment du diagnostic à 38,8 % après le diagnostic. Après la période de traitement, les femmes sont plus touchées par le chômage que les hommes. Cette étude montre que les survivants du cancer du poumon sont particulièrement affectés en termes d'employabilité. Celle-ci est rendue encore moins probable par l'âge du malade, l'existence de comorbidités et un faible lien social. Ce dernier point illustre une caractéristique du marché du travail récent, le poids des réseaux dans les carrières, la maladie pouvant être un facteur aggravant de faible entretien de réseau social.

Les personnes atteintes d'un cancer ont donc plus de difficultés de retrouver une activité professionnelle stable après la période de traitement. Plusieurs salariés se retrouvent exclus de leurs entreprises faute de baisse de productivité ou de modification de l'organisation de travail au sein de l'entreprise. Mehnert (2011), dans une revue de littérature référençant soixante-quatre articles internationaux, indique que le taux de retour à l'emploi des survivants du cancer varie en moyenne selon les études, de 40 % six mois après le diagnostic, 62 % après douze mois, 73 % après dix-huit mois et 89 % après vingt-quatre mois.

La sortie de l'emploi conduit les survivants du cancer vers le chômage et/ou l'inactivité. Les survivants du cancer affichent un risque significativement élevé de se retrouver au chômage ou de passer à la retraite anticipée. Entre 26 à 53 % des survivants du cancer ont soit perdu leur travail soit quitter le marché du travail à soixante-douze mois après le diagnostic (Mehnert, 2011). De Boer *et al*. (2009) font une revue des articles analysant l'impact du choc du cancer sur le chômage en comparant l'évolution professionnelle des survivants du cancer avec une population saine. Les auteurs se basent sur trente-six études (seize aux États-Unis, quinze en Europe et cinq autres pays) incluant 20 366 survivants du cancer et 157 603 participants dans le groupe de contrôle. Les survivants du cancer sont plus touchés par le chômage que le groupe de contrôle (33,8 % *vs* 15,2 %). L'analyse selon certains types de cancer, montrent que le chômage est plus marqué pour les individus touchés par un cancer du sein que les autres types de cancer.

La période de traitement nécessite, selon le type de cancer, plusieurs mois d'arrêt-maladie. Barnay *et al*. (2015) ont montré qu'à court terme, mais aussi jusqu'à la troisième année après le diagnostic, la probabilité d'être en arrêt-maladie augmente de 15 à 28 points de pourcentage. Mais même lorsque les individus ne sont plus arrêtés, ils doivent travailler tout en faisant face à des problèmes physiques et psychologiques. Fatigue, diminution des capacités, mise à l'écart seront les principaux freins d'une reprise d'une activité professionnelle stable pour les individus touchés par un cancer. Pour ces différentes raisons, des aménagements du poste de travail ou de réduction du temps de travail peuvent être

proposés pendant et après la période de traitement. Cai *et al*. (2014), en utilisant des données australiennes, montrent que les individus touchés par un cancer réduisent leurs heures de travail afin d'éviter l'inactivité totale. Luker *et al.* (2013) examinent l'impact du cancer sur le travail et l'assistance nécessaire pour favoriser le retour à l'emploi des survivants du cancer. À partir d'un échantillon de malades anglais diagnostiqués pour un cancer sur la période d'avril à octobre 2011, les résultats montrent une chute dans les emplois à temps plein, de 53 % avant le diagnostic à 33 % après le diagnostic avec une réduction en moyenne des heures de travail de 38 heures à 32 heures par semaine.

Les travaux recensés précédemment s'intéressent généralement à l'impact d'un diagnostic de cancer sur la situation vis-à-vis de l'emploi et ne cherchent pas à étudier les trajectoires professionnelles et les mécanismes qui les influencent à la suite d'un tel diagnostic. Quelques études ciblent néanmoins une telle problématique en France. La première s'appuie sur l'étude d'une cohorte de femmes déclarant une ALD pour un cancer du sein entre 2005 et 2001 dans les régions PACA et Corse (Moatti et Obadia, 2012). Trois types de trajectoires professionnelles sont étudiées vingt-huit mois après l'entrée en ALD : emploi continu, périodes alternées emploi/non-emploi, et non-emploi continu. L'estimation d'un modèle logit multinomial expliquant ces trois trajectoires montrent que celles-ci sont d'abord influencées par les caractéristiques des malades plutôt que par les caractéristiques de leur cancer. Ainsi, la trajectoire de non-emploi est favorisée par l'existence d'enfants dans le ménage de la malade, un niveau d'éducation inférieur au baccalauréat et un score élevé de comorbidités.

Deux autres études ont en commun de comparer les transitions de carrière de survivants du cancer deux ans après le diagnostic de la maladie venant des données de l'enquête Drees-Inserm « La vie deux ans après un cancer » avec une population témoin extraite de l'enquête *Emploi* en population générale. L'article de Eichenbaum-Violine *et al*. (2008) étudie les trajectoires de 1 519 survivants du cancer avec un groupe témoin constitué d'un jumeau par malade identique en termes de situation professionnelle initiale (emploi, chômage, retraite, inactivité), d'âge, de CSP et de résidence urbaine. Les auteurs comparent les différences de probabilité de transition entre les quatre situations professionnelles entre 2002 et 2004 pour les deux groupes. Le cancer s'avère impliquer un effet aggravant dans le cas des trajectoires à destination de l'emploi, avec une perte de plus de 14 points de pourcentage par rapport au groupe témoin. De surcroît, les sorties des situations de chômage et d'inactivité sont beaucoup plus rares dans le cas des malades du cancer, établissant que celui-ci renforce l'enfermement dans les trappes à chômage et inactivité. Sur les mêmes données d'enquête, l'étude menée par Joutard *et al*. (2012) propose une modélisation des trajectoires en temps continu entre emploi, non-emploi et retraite. Ils constatent également une forte différence de probabilité de transition de la situation de non-emploi vers l'emploi en faveur encore des individus non diagnostiqués. En outre, les travailleurs atteints d'un cancer sont en général plus fréquemment amenés à prendre leur retraite. Du point de vue des déterminants de ces transitions, ils établissent notamment que les probabilités de transition dépendent du statut socio-économique et de la sévérité du cancer. Dans cette étude, pour les survivants de cancers avec les plus mauvais pronostics, la probabilité de rester en emploi est de 80 % pour les hauts niveaux de statut socio-économique et de 63 % pour les individus de plus faible statut. Ces deux études ont en commun de n'analyser les trajectoires professionnelles que sur un horizon limité à deux ans. De plus, le recours à l'enquête *Emploi* ne permet pas d'assurer que la population témoin constituée n'est pas touchée par le cancer ou d'autres affections chroniques graves, biaisant ainsi potentiellement la comparabilité des résultats observés.

Dans l'étude que nous menons, nous cherchons, à partir d'une population témoin, issue de la même base de données administratives que les individus malades du cancer, à étudier

l'influence de déterminants supplémentaires, notamment de facteurs liés à l'historique de carrière professionnelle et de santé pour expliquer les mécanismes de transition professionnelle sur un horizon allant jusqu'à cinq ans après le diagnostic de cancer. De plus, les situations professionnelles considérées sont plus détaillées que dans les études suscitées, puisque, d'une part, nous séparons un emploi permanent sur l'année d'un emploi ponctuel et, d'autre part, nous différencions chômage et inactivité au sein du non-emploi. Enfin, nous disposons d'un échantillon plus important en nombre de survivants du cancer que dans les études françaises antérieures.

2. ÉCHANTILLON ET VARIABLES D'INTÉRÊT

L'objectif de cette étude est d'analyser le lien entre le choc d'une maladie grave, représentée par une affection de longue durée (ALD) cancer, et les trajectoires professionnelles des individus. L'analyse de ce lien nécessite d'avoir des données médicales, si possible administratives pour des raisons de fiabilité, sur la maladie, d'une part, et des données associées aux caractéristiques socio-économiques et professionnelles des individus, d'autre part. La base *Hygie*[2] répond en grande partie à ces besoins en termes de données afin d'apporter des réponses à l'impact du choc de cancer sur les transitions professionnelles des individus.

2.1. Présentation des données : la base *Hygie*

Les données utilisées dans cette étude proviennent de la base *Hygie* et couvrent la période de 2005 à 2011 (*cf*. encadré 1). Cette base constitue un panel de données médico-administratives sur les parcours professionnels. La constitution de cette base est le fruit d'un appariement des données administratives de la Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (Cnam-TS) et de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav).

Encadré 1

Un aperçu sur la richesse de la base *Hygie*

Les données Hygie sont issues des bases administratives de la Cnav et de la Cnam-TS. Plus spécifiquement, les bases de données de la Cnav proviennent du Système national de gestion des carrières (SNGC) qui regroupe l'ensemble des salariés du secteur privé et du Système national statistiques prestataires (SNSP) constitué de l'ensemble des retraités du secteur privé. Ces données sont ensuite appariées aux prestations d'assurance-maladie (Cnam-TS) tirées du Système national d'information inter-régimes de l'assurance-maladie (Sniir-AM). Les données de la Cnav constituent donc le point d'entrée de la constitution de la base de données.

Celle-ci est ensuite constituée d'un échantillon aléatoire de bénéficiaires âgés de 22 à 72 ans en 2005 et ayant cotisé au moins une fois au régime général de retraite au cours de leur vie. Il est couplé aux données du Sniir-AM qui portent sur les assurés du régime général d'assurance-maladie. Ces prestations médicales renseignent, par exemple, les visites auprès des généralistes ou spécialistes, les consommations médicales, les indemnités journalières liées à un arrêt-maladie, un accident de travail ou ALD, etc. Les données de carrières portent sur 538 870 bénéficiaires (actifs et retraités) en 2005. Les données appariées Cnav/Cnam-TS représentent 96,7 % de la population initiale. L'analyse de la distribution de la population appariée et de la population non appariée entre les fichiers administratifs de la Cnav et les données du Sniir-AM de la Cnam-TS, selon le genre montre une répartition assez proche.

Pour notre étude, nous utilisons les informations de la carrière issues des données administratives de la Cnav. Ces données retracent l'ensemble de la carrière professionnelle des individus échantillonnés en 2005 depuis leur entrée sur le marché du travail. Ainsi, nous disposons de leur biographie professionnelle complète dans le cadre de leur inscription au régime général (trimestres validés en emploi, chômage, maladie ou retraite et historique annuel des salaires). Afin

[2] http://www.Irdes.fr/EspaceRecherche/Partenariats/Hygie/index.htm

d'identifier les individus malades d'un cancer, nous utilisons les informations disponibles dans le fichier relatif aux données médico-administratives de la Cnam-TS de 2005 à 2011 quant à l'inscription en ALD Cancer.

La base *Hygie* nous procure des renseignements sur plusieurs volets. Le premier volet représente les caractéristiques individuelles des individus, telles que le genre, l'âge, le statut d'occupation actuel, l'âge d'entrée sur le marché du travail, etc. Le deuxième volet est représenté par les éléments de la carrière professionnelle de l'individu, tels que le nombre de trimestres validés en régime général, le chômage, la maladie, la retraite, le salaire actuel, le salaire d'entrée sur le marché du travail et le nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière. Le troisième volet s'intéresse aux données de consommations médicales courantes ; aux arrêts de travail pour accident de travail et/ou maladie professionnelle ; et aux détails des affections de longue durée (ALD) tels que le numéro d'ALD, la date de début d'ALD, l'ancienneté d'ALD, et le détail des exonérations pour maladie professionnelle (*cf.* encadré 2).

Encadré 2

Affections de longue durée : reconnaissance et prise en charge

Les Affections de longue durée (ALD) sont des maladies qui nécessitent des soins longs et des traitements coûteux. Il est important de différencier les ALD des maladies chroniques. Si une ALD est quasiment tout le temps une maladie chronique, un certain nombre de maladies chroniques ne sont pas des ALD (c'est le cas, par exemple, de l'arthrose et du glaucome). La reconnaissance de l'ALD peut être accordée en cas :

- d'affection grave, caractérisée, de forme évolutive ou invalidante et reconnue par le corps médical, nécessitant des soins continus d'une durée prévisible supérieure à six mois et une thérapeutique coûteuse. Typiquement, les cancers sont concernés puisque les traitements sont longs (généralement plus de six mois) et coûteux;

- de polypathologie entraînant un état pathologique invalidant, nécessitant des soins continus d'une durée prévisible supérieure à six mois.

Depuis la loi du 13 août 2004, la reconnaissance d'une ALD est soumise à la rédaction d'un protocole de soins, réalisée par le médecin traitant, définissant le parcours de soins du patient (les soins et les traitements nécessaires à la prise en charge de la maladie). Ce protocole se compose de trois volets ; le premier est conservé par le médecin traitant, le second est destiné au médecin conseil de la CPAM qui donne son accord pour la prise en charge à 100 % d'une partie ou de la totalité des soins et des traitements liés à la maladie. Enfin, le troisième volet personnel et confidentiel est destiné au patient. Les soins associés directement à une ALD sont pris en charge à 100 %. L'exonération initiale est accordée pour une durée de cinq ans, renouvelable dès lors que la poursuite d'une thérapeutique ou la prise en charge diagnostique et thérapeutique des séquelles liées à la maladie ou aux traitements sont nécessaires. Par ailleurs, toute récidive ou apparition d'une séquelle tardive grave, dont le lien de causalité avec le traitement est établi, conduit à la reprise de l'exonération du ticket modérateur (article annexe à l'article D322-1 du code de la Sécurité sociale).

Par ailleurs, la Cnam-TS évalue annuellement les coûts liés à la prise en charge des ALD. À titre d'exemple, le projet de loi de financement de la Sécurité sociale en 2015 reporte que le coût moyen annuel de prise en charge d'un cancer en 2012 est de 4 759 euros, mais il s'élève à 10 179 euros l'année pour les patients en phase active contre 1 312 euros pour les patients en phase de surveillance.

2.2. Échantillons des ALD cancer

Le tableau 1 ci-dessous explique la démarche retenue pour la constitution des échantillons de données. L'échantillon brut est composé de 480 909 individus, dont 228 885 femmes et 252 024 hommes, présents sur une période allant de 2005 à 2011[3]. Les femmes (*hommes*) touchées par une ALD durant la durée de leur carrière représentent 19,27 % (*22,74 %*) de l'échantillon brut.

[3] Dans notre échantillon, les individus peuvent être présents de deux jusqu'à sept années consécutives sur la période 2005-2011.

Les années de déclaration des ALD varient de 1965 à 2011. Notre objectif dans cette étude est d'analyser les effets du choc de santé cancer sur les transitions professionnelles pour les individus ayant survécu à la maladie au moins deux ans. Dans notre échantillon d'individus touchés par le choc de santé, nous avons fait le choix d'éliminer les ALD trop anciennes, d'abord parce que le choc représenté par celles-ci n'est plus représentatif de l'effet récent des ALD sur les transitions professionnelles, mais également parce que certaines données comme l'importance des dépenses médicales ne sont connues que sur la période entre 2005 et 2011. De plus, nous éliminons également les déclarations d'ALD très récentes – postérieures à 2009 – car nous ne pouvons suivre la transition professionnelle de ces individus sur au moins deux années à la suite de l'enregistrement du cancer. Pour réaliser notre étude, nous ne retenons donc que les ALD enregistrées en 2006, 2007, 2008 et 2009. Ce choix méthodologique permet d'étudier les transitions professionnelles sur le marché du travail d'un individu d'un an avant le choc jusqu'à cinq années au maximum après le diagnostic.

Tableau 1. Constitution des échantillons de données

	Échantillon des femmes			**Échantillon des hommes**		
	Individus	*Fréquence*	*Observation*	*Individus*	*Fréquence*	*Observation*
Individus Présents sur la période 2005-2011	**228 885**		1 264 384	**252 024**		1 353 136
ALD enregistrées	44 109	**19.27%**	58 632	57 322	**22.74%**	81 945
Aucune ALD	184 776	80.73%	1 205 752	194 702	77.26%	1 271 190
ALD enregistrées	44 109		1 264 384	57 322		81 945
Déclarées 2006-2009	**8 151**	**18.48%**	58 632	**9 688**	**16.90%**	48 009
Autre dates	35 958	81.52%	1 205 752	47 634	83.10%	33 936
ALD déclarées 2006-2009	8 151		41 517	9 688		48 009
ALD Cancer	**2 038**	25,00%	10 259	**1 616**	16.68%	7 603
Autres ALD	6 113	75,00%	31 258	8 072	83.32%	40 406
Échantillon final après les filtres	**1 838**		**7 930**	**1 330**		**5 576**

Source : *Hygie* (Irdes).

Lecture : parmi les femmes observées entre 2005 et 2011, 44 109 ont eu une ALD enregistrée dans leur carrière, 184 776 aucune, correspondant à 58 632 et 1 205 752 observations respectivement.

Parmi les femmes (*hommes*) touchées par une ALD, 18,48 % (*16,90 %*) l'ont déclarée sur la période 2006-2009. À ce stade, l'échantillon est composé de 8 151 femmes et 9 688 hommes. Ces individus retenus peuvent avoir enregistré une ou plusieurs ALD. Aussi, nous sélectionnons uniquement pour notre analyse les individus inscrits administrativement sous une ALD cancer comme premier motif d'ALD. Dans cet échantillon, un individu peut donc

avoir une seule ALD (cancer) ou d'autres ALD en comorbidité avec l'ALD cancer déclarées postérieurement. En ne retenant que les ALD cancer, l'échantillon se compose donc de 2 038 femmes (représentant 25 % des ALD déclarées sur la période) et de 1 616 hommes touchés par une ALD cancer.

Plusieurs filtres ont été encore appliqués à cet échantillon. Le premier filtre consiste à respecter la condition de présence de deux ans minimum après le diagnostic du cancer. Aussi, tous les individus décédés dans ce délai ainsi que ceux qui ont quitté le régime général avant la fin de la deuxième année suivant l'enregistrement en ALD seront automatiquement exclus de notre échantillon. Le deuxième filtre consiste à traiter les retraités. Pour être considéré comme retraité, c'est-à-dire en sortie définitive du marché du travail, l'individu doit avoir une année de déclaration à la retraite, un montant de retraite différent de zéro et aucune cotisation dans n'importe lequel des régimes de la Sécurité sociale. Si un individu vérifie ces trois conditions, il est donc considéré comme un « vrai retraité » et disparaît de notre panel l'année suivante de la date de déclaration de sa retraite. Nous traitons donc différemment les individus officiellement déclarés à la retraite, mais sans perception de pension et qui perçoivent une rémunération salariale en parallèle. Ces derniers individus sont conservés dans le panel et leurs transitions suivies.

Une fois que tous ces filtres sont appliqués, l'échantillon final est composé de 1 838 femmes, représentant 7 930 observations, et 1 330 hommes, représentant 5 576 observations (*cf.* tableau 1).

2.3. Constitution du groupe de contrôle

Nous disposons dans un premier temps de l'échantillon constitué par tous les individus touchés par une ALD cancer. Pour des raisons de comparaison, nous construisons un autre échantillon témoin constitué par des individus enregistrés dans aucune ALD, appelé « groupe de contrôle » et représentant la population non malade. La comparaison entre l'échantillon des individus touchés par un cancer et ce groupe de contrôle nous permettra de mettre en évidence l'effet spécifique du choc de cancer sur les transitions professionnelles.

Pour construire le groupe témoin, nous avons choisi de réaliser un appariement avec le groupe des individus malades. En effet, l'un des problèmes connus lors de comparaison d'effets entre populations est celui de l'incomplet recouvrement des distributions de caractéristiques de celles-ci. Ce problème de support commun des distributions des variables explicatives pose des questions sur la validité des effets sur les régions de ces distributions qui ne se recouvrent pas. La procédure d'appariement a l'avantage de restreindre l'inférence sur la région de recouvrement.

Nous utilisons la méthode d'appariement exact proposée par Iacus *et al*. (2011), appelée « Coarsened Exact Matching » (CEM). Cette méthode repose sur l'idée d'assigner des poids d'appariement qui reflètent les différences de distributions des caractéristiques observables entre le groupe de contrôle (population non malade) et le groupe des traités (population des ALD cancer). Dans ce but, les caractéristiques observables sont discrétisées en plusieurs strates (chacune d'elles contenant au moins un individu traité et non traité). Les poids du CEM sont définis comme suit :

$$w_i \begin{cases} 1 & si\ i \in T^s \\ \dfrac{N_C}{N_T}\dfrac{N_T^s}{N_C^s} & si\ i \in C^s \end{cases}$$

Avec

T^s : l'individu appartient au groupe des « traités » et à la strate s.

C^s : l'individu appartient au groupe de contrôle et à la strate s.

N_T et N_C : nombre d'individus présents dans les groupes des « traités » et de contrôle.

N_T^s et N_C^s : nombre d'observations présentes dans les groupes des « traités » et de contrôle pour la strate s.

Dans notre étude, les strates sont définies pas l'intersection des variables d'âge de l'individu (quatre classes), d'âge d'entrée sur le marché du travail (quatre classes), de salaire annuel plafonné en début de carrière (quatre classes), le nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (expérience), le ratio d'arrêt-maladie durant la carrière[4]. La population de contrôle est constituée par des individus non touchés par une ALD et présentant des caractéristiques semblables aux individus traités (touchés par le cancer) sur la base des strates utilisées ci-dessus. Dans notre étude, nous utilisons tous les jumeaux qui sont semblables à chaque individu traité (touché par le cancer). Les femmes touchées par le cancer, au nombre de 1 838, ont 140 081 jumelles non malades qui leur sont semblables sur la base des variables d'appariement utilisées. De même, les 1 330 hommes touchés par le cancer ont 141 954 jumeaux non malades.

2.4. Définition des statuts d'occupation

Pour étudier les transitions professionnelles des individus, nous devons définir une classification des statuts professionnels sur le marché du travail. Pour ce faire, la base *Hygie* procure des informations sur le nombre annuel de trimestres cotisés au régime général et le nombre annuel de trimestres correspondant à des périodes assimilés (PA) au titre du chômage[5], de la maladie, de la maternité et des accidents de travail.

Les trimestres cotisés en situation d'emploi salarié ne permettent pas de mesurer précisément la durée d'emploi sur l'année, puisque la validation d'un trimestre d'emploi est associée à un niveau de salaire. En effet, le versement d'un salaire équivalent à 200 heures de Smic valide un trimestre, ce qui signifie que le titulaire d'un salaire élevé, situé au-dessus du plafond de la Sécurité sociale, peut valider un trimestre en travaillant moins de trois mois. De même, les trimestres validés au chômage ou en maladie ne permettent pas non plus de calculer la durée précise associée à ces situations. Ainsi, un salarié valide un trimestre en tant que période assimilée au titre du chômage lorsqu'il reçoit des indemnités-chômage durant cinquante jours consécutifs, dans la limite de quatre trimestres par année civile[6].

Pour définir les statuts professionnels sur le marché du travail, nous nous fondons sur deux éléments clés, à savoir le nombre annuel de trimestres cotisés au régime général et le nombre annuel de trimestres correspondant à des périodes assimilés (PA) au titre du chômage. Le

[4] Nous calculons la durée de la carrière d'un individu en faisant la différence entre l'année d'entrée de l'individu dans notre échantillon et sa date d'entrée sur le marché du travail. Le ratio de maladie est le nombre de trimestre validé en maladie durant la carrière divisé par la durée de la carrière. Ces indicatrices trimestrielles seront présentées plus en détail dans la section suivante.

[5] Les organismes chargés de la gestion de l'assurance chômage transmettent aux caisses de retraite les renseignements qui permettent de valider les périodes assimilées (PA).

[6] Une période est assimilée à un trimestre d'assurance-maladie chaque fois que l'assuré a bénéficié d'au moins 60 jours consécutifs d'indemnisation au titre de l'assurance-maladie. Les périodes d'indemnisation au cours d'une année civile au titre de la maladie, la longue maladie ou l'incapacité temporaire consécutive à un accident du travail, sont totalisées, si elles ne se superposent pas.

tableau 2 présente la définition retenue des statuts professionnels sur le marché du travail. Nous avons retenu quatre statuts, à savoir l'emploi permanent, l'emploi non permanent, le chômage et l'inactivité.

Tableau 2. Définition des statuts d'occupation sur le marché du travail

	Statut	Trimestres cotisés en Régime général	Trimestres validés en Chômage
(1)	Emploi permanent	4 ou plus	0
(2)	Emploi non permanent	4 ou plus	[1,2,3,4]
		[1-3]	[0,1,2,3,4]
(3)	Chômage	0	[1,2,3,4]
(4)	Inactivité	0	0

Source : *Hygie* (Irdes).

Le premier statut a pour objet d'identifier « **l'emploi permanent** », c'est-à-dire le fait d'être employé en tant que salarié dans l'année, sans passage par le chômage. L'individu est donc classé en emploi permanent s'il cotise dans l'année au moins quatre trimestres en régime général avec un nombre de trimestres validés en chômage égal à zéro.

Le second statut définit « **l'emploi non permanent** ». Ce statut regroupe deux types d'individus, ceux qui en plus d'un emploi salarié affiche des passages par le chômage et ceux qui ont occupé un emploi salarié pendant une durée inférieure à l'année. Dans le groupe se trouvent les individus qui ont cotisé au moins quatre trimestres dans le régime général et affichent des passages en situation de chômage (PA chômage = 1, 2, 3 ou 4). Le deuxième groupe concerne les individus qui ont cotisé moins de quatre trimestres en régime général avec ou sans passage par une situation de chômage (PA chômage = 0, 1, 2, 3 ou 4).

Le troisième statut est « **le chômage** ». Il s'agit des individus qui n'ont pas, dans l'année calendaire, obtenu d'emploi stable mais ont cotisé pour le chômage. Cela signifie que ces individus demeurent actifs mais inemployés sur le marché du travail. Si l'individu n'a aucun trimestre cotisé en régime général, avec en revanche un trimestre au moins validé en chômage (1 ou plus), alors il appartient à ce troisième statut.

Enfin, le quatrième statut est « **l'inactivité** ». À partir de nos données et pour valider ce statut, le nombre annuel de trimestres cotisés en régime général et le nombre annuel de trimestres correspondant à des périodes assimilés (PA) au titre de chômage doivent être égaux à zéro[7].

[7] Le statut d'inactivité pourrait être supposé comme un statut par défaut.

2.5. Statistiques descriptives

Le tableau 3 ci-dessous présente les statistiques descriptives relatives aux quatre échantillons retenus : femmes touchées par une ALD cancer, leurs jumelles non malades, hommes touchés par une ALD cancer et leurs jumeaux non malades. Les différentes variables utilisées dans l'application économétrique se répartissent en trois catégories.

Tableau 3. Statistiques descriptives

	Population des femmes				**Population des hommes**			
Population	*ALD Cancer*		*Non malade*		*ALD Cancer*		*Non malade*	
Variables	*Fréq/moy*	*Ecart-type*	*Fréq/moy*	*Ecart-type*	*Fréq/moy*	*Ecart-type*	*Fréq/moy*	*Ecart-type*
Catégorie 1 : variables d'appariement (historique)								
Âge								
[22-35]	10,93	(0,312)	10,93	(0,312)	10,07	(0,301)	10,07	(0,301)
[36-45]	28,34	(0,450)	28,34	(0,450)	16,31	(0,369)	16,31	(0,369)
[46-55]	45,38	(0,497)	45,38	(0,497)	47,45	(0,499)	47,45	(0,499)
[Sup à 55]	15,35	(0,360)	15,35	(0,360)	26,17	(0,439)	26,17	(0,439)
Âge d'entrée sur le marché du travail								
[inf 18]	31,44	(0,464)	31,44	(0,464)	41,95	(0,493)	41,95	(0,493)
[19-22]	37,05	(0,483)	37,05	(0,483)	31,05	(0,462)	31,05	(0,462)
[23-26]	16,71	(0,373)	16,71	(0,373)	17,60	(0,380)	17,60	(0,380)
[Sup à 26]	14,80	(0,355)	14,80	(0,355)	9,40	(0,291)	9,40	(0,291)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)[8]								
1er quartile	22,63	(0,418)	22,63	(0,418)	31,20	(0,463)	31,20	(0,463)
2ème quartile	27,09	(0,444)	27,09	(0,444)	22,85	(0,420)	22,85	(0,420)
3ème quartile	26,66	(0,442)	26,66	(0,442)	19,48	(0,396)	19,48	(0,396)
4ème quartile	23,62	(0,424)	23,62	(0,424)	26,47	(0,441)	26,47	(0,441)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)								
	20,80	(11,71)	20,82	(11,63)	26,60	(11,58)	26,60	(11,54)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière								
	0,198	(0,213)	0,144	(0,227)	0,106	(0,145)	0,052	(0,129)
Catégorie 2 : Caractéristiques professionnelles antérieures								
Statut sur le marché du travail en (t-1)								
Emploi permanent	61,24	(0,487)	65,86	(0,474)	68,26	(0,465)	77,19	(0,419)
Emploi non permanent	20,24	(0,401)	18,62	(0,389)	15,82	(0,364)	13,29	(0,339)
Chômage	6,02	(0,237)	5,23	(0,222)	5,94	(0,236)	4,40	(0,204)
Inactivité	12,50	(0,330)	10,29	(0,303)	9,98	(0,299)	5,12	(0,220)
Salaire annuel déflaté en (t-1)								
	14923,71	(11406)	16245,36	(10991)	19052,5	(12578)	21820,1	(11063
Taux de chômage régional								
	8,35	(2,009)	8,49	(2,408)	8.38	(2,118)	8,54	(2,479)

[8] Les intervalles du salaire annuel plafonné sont calculés à partir des quartiles de la distribution des salaires sur l'échantillon avant appariement.

Catégorie 3 : État de santé de l'individu

Nombre d'ALD en comorbidité								
0 (ALD cancer)	84,97	(0,357)			81,51	(0,382)		
1 ou plus	15,03	(0,357)			18,49	(0,388)		
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie annuel (t-1)								
0 jours	50,74	(0,499)	79,18	(0,405)	53,58	(0,498)	82,86	(0,376)
[1-10 jours]	5,05	(0,218)	7,77	(0,267)	5,52	(0,228)	7,56	(0,264)
[11-30 jours]	6,57	(0,247)	6,19	(0,240)	5,57	(0,229)	4,94	(0,216)
[31-90 jours]	9,39	(0,291)	4,40	(0,204)	10,25	(0,303)	2,99	(0,170)
[91-180 jours]	8,45	(0,278)	1,43	(0,118)	7,21	(0,258)	0,89	(0,093)
[Sup à 180 jours]	19,80	(0,398)	1,03	(0,100)	17,87	(0,383)	0,76	(0,086)
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales (t-1)								
	4001,13	(6945,3	764,95	(1723,76)	3984,39	(6889,5)	614,86	(2319,
Individus	1838		140081		1330		141954	
Observations	7930		794259		5576		802666	

La première catégorie contient l'ensemble des variables d'appariement utilisées pour construire les groupes de contrôle. Elle inclut à la fois les variables individuelles comme l'âge de l'individu et les variables décrivant l'historique des individus sur le marché du travail avant leur entrée dans le panel. Ces variables d'historique sont l'âge d'entrée sur le marché du travail, le salaire annuel plafonné en début de carrière[9,10], le nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (qui approxime l'expérience) et le ratio d'arrêt-maladie durant la carrière[11]. Ces variables présentent des valeurs proches entre la population traitée et la population témoin, puisqu'elles sont utilisées pour réaliser l'appariement exact entre les individus malades et les individus non malades. En revanche, les moments de ces variables peuvent différer selon le genre.

Ainsi, les individus d'âge supérieur à 46 ans représentent 61 % de l'échantillon des femmes touchées par le cancer et 74 % des hommes malades. Nous remarquons également que la classe d'âge [36-45] est plus touchée par le cancer chez les femmes que chez les hommes (28 % *vs* 16 %).

L'accès au marché du travail à un âge inférieur à 22 ans est plus représenté chez les hommes malades que chez les femmes (73 % *vs* 68 %). En revanche, accéder au marché du travail à un âge supérieur à 26 ans est plus probable chez les femmes que les hommes (15 % *vs* 9 %). L'expérience, mesurée par le nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière est en moyenne plus faible pour les femmes malades (21 ans) que pour les hommes malades (27 ans). Enfin, le ratio des PA maladie est plus élevé chez les femmes atteintes par un cancer

[9] L'âge d'entrée comme le salaire annuel d'entrée sur le marché du travail nous renseignent sur l'amorce de la carrière professionnelle des individus. Ces deux variables sont utilisées comme des proxy pour déterminer la durée d'éducation et le niveau de qualification de l'individu. Ainsi, les individus qui ont accédé au marché du travail à un jeune âge avec un faible niveau de salaire sont supposés être des individus moins qualifiés qui occuperaient plus probablement des emplois caractérisés par des salaires faibles et des conditions de travail souvent plus difficiles.

[10] Le salaire annuel d'entrée sur le marché du travail est mesuré en euros constants de l'année 2005 correspondant à la première année du panel. Les intervalles du salaire annuel plafonné sont calculés à partir des quartiles de la distribution des salaires sur l'échantillon avant appariement.

[11] Le ratio des PA maladie durant la carrière représente le nombre de PA maladie enregistrées par l'individu divisé par le nombre d'années de l'année d'entrée sur le marché du travail jusqu'à l'année d'entrée en ALD pour les individus atteints du cancer.

que chez les hommes atteints par un cancer (0,198 *vs* 0,106). Ce ratio montre que la carrière professionnelle des femmes est en moyenne plus touchée par les épisodes longs de maladie.

La deuxième catégorie de variables donne un aperçu des caractéristiques professionnelles des individus malades et de leurs témoins appariés. Trois variables sont retenues, à savoir le statut professionnel sur le marché du travail en (t-1), le salaire annuel plafonné durant l'année précédente (t-1) et l'importance du chômage sur leur marché du travail régional. Les fréquences des différents statuts retenus varient de manière sensible entre les différentes populations (femmes et hommes) et surtout entre les groupes traités et témoins.

Au sein de l'échantillon des individus malades, le statut « emploi permanent » représente un peu plus des deux tiers des statuts professionnels. Ce constat est plus élevé chez les hommes (68 %) que chez les femmes (61 %). Cet avantage en faveur des hommes s'accentue dans la population non malade (77 % *vs* 66 %). Dans la population malade, l'emploi non permanent est un statut plus fortement représenté chez les femmes (20 % *vs* 16 %). Ce dernier statut affiche des proportions moins élevées dans la population non malade. Il est notable que ce taux d'emploi et d'activité pour notre population malade (81 % pour les femmes et 84 % pour les hommes) est très semblable au taux de 82 % rapporté par Paraponaris *et al*. (2014) dans l'enquête *Vican2* en 2010.

Pour le statut chômage, il n'existe pas de différence significative entre les femmes et les hommes et représente environ 6 % de l'ensemble des individus malades. Enfin, le statut « inactivité » affiche une proportion plus élevée dans la population des femmes malades par rapport aux hommes (12,5 % *vs* 9,98 %). En revanche, chez les hommes sans ALD, ce statut d'inactivité représente seulement 5 % comparés aux 10 % chez les femmes sans ALD. Cela montre que les femmes sont plus touchées par l'inactivité dans les deux populations. Enfin, les femmes malades touchaient un salaire moyen annuel inférieur à celui de leurs jumelles non malades (14 923 euros contre 16 245 euros). Ce manque à gagner de la population malade par rapport au groupe de contrôle est plus accentué chez les hommes (19 052 euros *vs* 21 820 euros).

La troisième catégorie de variables renseigne l'état de santé de l'individu, comme le nombre d'ALD en comorbidité avec l'ALD cancer, le nombre cumulé de jours d'arrêt-maladie annuel durant l'année précédente, et le montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en ambulatoire durant l'année précédente.

Dans la population malade, 85 % des femmes et 81 % des hommes ont enregistré une seule ALD, l'ALD cancer. Les individus n'enregistrant aucun arrêt-maladie représentent la moitié de l'échantillon des individus malades et environ 80 % de la population témoin sur la durée d'observation de notre panel. En comparant les populations traitées et témoins, la seconde disparité la plus importante concerne le pourcentage d'individus ayant subi plus de trente jours d'arrêt-maladie. Chez les femmes, les arrêts longs supérieurs à trente jours, représentent 37,64 % contre seulement 6,86 % chez leurs jumelles non malades. Même constat du côté des hommes reflétant la forte proportion des arrêts longs des malades comparés à leurs jumeaux non malades (35,33 % *vs* 4,64 %). Cela traduit les conséquences néfastes des traitements sur la préservation d'une activité salariale continue. Enfin, le montant total annuel moyen du remboursement obligatoire des consommations médicales est 5,23 fois plus élevé chez les femmes malades et 6,48 fois plus élevé chez les hommes malades par rapport à leur groupe de contrôle respectif.

Pour résumer, cette troisième section dédiée à l'analyse descriptive des données, a montré que les individus touchés par le cancer sont plus fréquemment des femmes, des personnes âgées et ayant accédé au marché du travail à un jeune âge. Nous remarquons également une différence assez significative entre la population malade et la population non malade. Par

rapport au groupe de contrôle, la population malade affiche des salaires annuels plus faibles et une occupation professionnelle sur le marché du travail assez marquée par la précarité et l'inactivité. Quant à leurs niveaux d'état de santé évalués, on constate un nombre de jours d'arrêt-maladie plus élevé et des consommations médicales dépassant largement ceux et celles de la population des individus appariés non malades.

3. MÉTHODOLOGIE ET MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE

3.1. Méthodologie

Afin de déterminer l'effet d'un diagnostic de cancer sur les transitions des personnes malades entre les états sur le marché du travail, nous devons modéliser ces transitions au moyen de données individuelles longitudinales retraçant les parcours sur le marché du travail. La variable dépendante de notre modèle est le statut d'occupation de chaque individu sur le marché du travail. Cette variable est représentée par quatre catégories : emploi permanent, emploi non permanant, chômage et inactivité. Toutefois, la forme des données mises à notre disposition contraint de fait le choix de la modélisation : parce que les données de passage par les quatre états définis sur le marché du travail ne détaillent au sein de chaque année d'observation ni la séquence exacte des transitions, ni la durée de présence dans chaque état, nous ne pouvons utiliser les modèles dits multi-états, multi-épisodes qui permettent d'estimer les transitions en temps continu.

Les observations sur les choix entre les quatre états étant réalisées en temps discret, nous avons choisi d'utiliser le modèle économétrique « Logit multinomial dynamique à effets aléatoires corrélé » pour estimer l'impact du diagnostic du cancer sur les transitions professionnelles en France. Ce modèle est fondé sur un modèle de type choix discret « Mixed logit Model » (Train, 2003 ; McFadden et Train, 2000). Il présente l'avantage de dépasser les différentes limites du modèle logit standard en prenant en compte la dépendance entre les états choisis aux différentes périodes, d'une part, et la corrélation dans le temps des facteurs inobservables mesurant les goûts et les traits des individus pour les différents états.

Le premier avantage de ce modèle est la description dynamique des transitions entre états en ajoutant la dépendance d'état à la modélisation « Mixed logit Model ». Pour ce faire, nous intégrons dans le modèle estimé des valeurs retardées de la variable dépendante (statut du marché du travail à la période antérieure). La dépendance d'état doit être considérée chaque fois qu'il y a un lien potentiel de causalité entre les états du marché du travail actuels et passés. L'expérience passée dans un état particulier peut en effet modifier les préférences ou les contraintes qui affectent par conséquent le statut suivant (Arulampalam *et al*., 2000 ; Knights *et al*., 2002). À chaque période, la modélisation du choix d'un état particulier prend donc en compte un historique fini des états passés, en faisant l'hypothèse que la probabilité d'occuper un état particulier à la date t ne dépend que du statut occupé à la date t-1.

Le deuxième avantage du modèle économétrique adopté est de capter l'hétérogénéité non observée en introduisant un vecteur de paramètres aléatoires variables selon les individus, spécifiques à chaque statut sur le marché du travail (Bliemer et Rose, 2010 ; Revelt et Train, 1998). La décision d'introduire ces effets individuels explicites est efficace pour des données contenant des choix répétés par le même individu sur plusieurs périodes, car elle permet de distinguer dans le choix d'un état particulier à la date t ce qui provient de la dépendance d'état de ce qui est engendré par les préférences inobservables de cet individu.

Nous estimons donc un modèle « Logit multinomial dynamique à effets aléatoires » sur un panel de données administratives renseignant les parcours professionnels, *Hygie* (2005-2011), tenant compte de l'hétérogénéité non observée et de la dépendance d'état (ce type de modélisation économétrique a fait l'objet de nombreuses utilisations dans différents domaines : Grigolon *et al*., 2014 ; Prowse, 2012 ; Caliendo et Uhlendorff, 2008 ; Uhlendorff, 2006 ; Gong *et al*., 2004 ; Wooldridge, 2005). Ce type de modélisation nous permet de distinguer les effets de l'expérience passée sur le marché du travail de l'influence des caractéristiques observables et non observables sur le statut d'occupation actuel. Nous reviendrons plus bas sur les variables observables choisies pour expliquer les parcours individuels sur le marché du travail.

Plusieurs études sur les transitions au sein du marché du travail ont été fondées sur l'estimation des modèles de choix multinomiaux dynamiques. Uhlendorff (2006) estime un modèle logit multinomial dynamique avec des effets aléatoires sur les données du panel socio-économique allemand (SOEP) pour analyser la mobilité des individus entre les emplois à bas salaires, hauts salaires et le non-emploi. Ses résultats révèlent la présence d'une forte dépendance d'état entre les emplois faiblement rémunérés et du non-emploi. Sur les mêmes données, Haan et Uhlendorff (2013) examinent le comportement d'offre de travail en utilisant un « Mixed logit Model » pour tenir compte de la dépendance d'état et des effets non observés. Ils montrent que la dépendance d'état est présente dans la non-participation volontaire au marché du travail, le chômage involontaire, le travail à temps plein et à temps partiel. Caliendo et Uhlendorff (2008) estiment un modèle multinomial dynamique sur une série de données de panel (SOEP) pour modéliser les transitions entre l'emploi indépendant, l'emploi privé et le chômage. Leurs résultats prouvent une forte dépendance d'état sur l'ensemble des transitions sur le marché du travail. En utilisant les données de l'enquête *HILDA*[12], Buddelmeyer et Wooden (2011) analysent les transitions d'un emploi occasionnel vers quatre statuts sur le marché du travail (emploi permanent, emploi à durée déterminée, l'emploi privé et le chômage). Ils montrent que, pour les hommes et les femmes, les choix du statut d'occupation sur le marché du travail dépendent fortement du statut d'occupation antérieur. Ainsi, l'ensemble des travaux empiriques prouvent la nécessité de la prise en compte de la dépendance d'état dans l'étude des transitions sur le marché du travail.

Dans ce que suit, nous présentons dans le détail la spécification économétrique choisie et la technique d'estimation.

3.2. Modèle logit multinomial dynamique à effets aléatoires

Considérons un modèle à choix discret, où chaque individu i choisit un état j à la date *t*. La probabilité que l'individu i choisit le statut d'occupation j sur le marché du travail s'écrit :

$$Prob(y_{it} = j | y_{it-1} = k, y_{i0} = l, X_{it}, H_{it}, \mu_{ji}) = \frac{e^{\beta_j X_{it} + \delta_j H_{it-1} + \gamma_j y_{it-1} + \omega_j y_{i0} + \mu_{ji}}}{\sum_{m=1}^{J} e^{\beta_m X_{it} + \delta_m H_{it-1} + \gamma_m y_{it-1} + \omega_m y_{i0} + \mu_{mi}}} \quad (1)$$

avec j, k, l, m = 1,2,3,4 ; i=1,2,…,N et t=1,…,T.

Le vecteur X_{it} contient les caractéristiques individuelles observables à la période (*t*), telles que le genre, la classe d'âge, l'âge et le salaire d'entrée sur le marché du travail, le nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (expérience), le ratio des PA maladie durant la

[12] *Household Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA) Survey*.

carrière précédant la date d'ALD, et le nombre d'ALD en comorbidité avec l'ALD cancer. Le vecteur H_{it-1} présente les caractéristiques individuelles observables à la période (*t-1*), telles que le salaire annuel plafonné de l'individu à l'année précédente et son état de santé antérieur. L'état de santé passé est décrit par le nombre cumulé de jours d'arrêt-maladie annuel durant l'année précédente et le montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en (*t-1*)[13]. Les caractéristiques individuelles retardées sont supposées influer sur les transitions professionnelles futures sur le marché du travail. Le vecteur y_{it-1} représente le vecteur des *J-1* variables indiquant le statut sur le marché de travail à la période *t-1*.

Ce modèle explique donc la situation professionnelle de chaque idée par ses caractéristiques individuelles, son parcours antérieur sur le marché du travail, l'évolution de son état de santé tout en contrôlant pour la distribution des traits individuels inobservables. La spécification choisie envisage donc que le statut sur le marché du travail observé à la période *(t)* dépend du statut occupé juste antérieurement, comme l'état de santé récent mais aussi l'historique d'emploi sur le marché du travail et de maladie de l'individu durant toute sa carrière. L'inclusion du statut d'occupation initial y_{i0} dans le modèle est reliée au problème des conditions initiales, qui sera motivé dans la section suivante[14,15].

Le terme μ_{ji} représente l'hétérogénéité individuelle inobservée invariante dans le temps pour chaque alternative *j*. On suppose d'abord que l'hétérogénéité inobservée spécifique à chaque individu, influençant le choix du statut sur le marché du travail, n'est pas corrélée avec les variables explicatives du modèle. On suppose en outre que ces effets individuels sont aléatoires. Cependant, ces effets aléatoires liés aux quatre statuts différents sur le marché du travail retenus dans notre modélisation peuvent être corrélés, afin de prendre en compte que les facteurs inobservés expliquant le choix d'occuper un statut plutôt qu'un autre ne sont pas indépendants les uns des autres. Par exemple, cette hypothèse justifie que les goûts inobservables d'un individu pour un emploi dit permanent expliquent également vraisemblablement une certaine propension à rechercher un emploi non permanent plutôt que de se retirer de l'activité. De ce fait, les caractéristiques inobservables qui expliquent les choix des statuts sont corrélées entre elles et, l'hypothèse IIA (hypothèse des alternatives non pertinentes) est levée (Revelt et Train, 1998). Pour rendre cette configuration d'estimation opérationnelle, nous supposons que le terme μ_i suit une distribution normale multivariée à *J-dimensions*, où *J* est égal à 3, puisque nous disposons de quatre statuts d'occupation sur le marché du travail, dont l'un devient le statut de référence.

L'hétérogénéité individuelle inobservée peut de décomposer en $\mu_i = \mathsf{C}\xi_i$ où μ_i est un vecteur de dimension *Jx1* (3x1 dans notre modélisation) suivant une distribution normale multivariée conditionnelle à $(y_{i0}, X_{it}, H_{it-1})$. ξ_i est un vecteur de dimension *Jx1* composé de *J* variables aléatoires suivant chacune une distribution normale indépendante des autres. La matrice variance-covariance de dimension (*JxJ*) des effets aléatoires μ_i peut s'écrire comme le produit CC' où C est une matrice triangulaire inférieure selon la factorisation de Cholesky contenant les écarts-type des effets aléatoires associés à chaque alternative de choix.

---

[13] Nous avons retenu ces deux variables en t-1 (année précédente) pour deux raisons : tout d'abord ces variables peuvent ainsi prendre en compte un effet des variables de l'année antérieure sur la probabilité future de transition d'un état à un autre et d'autre part le décalage d'une période nous permet de nous affranchir d'un possible problème d'endogénéité.

[14] Le statut initial y_{i0} est calculé à la date *t=0* c'est-à-dire à la première année d'entrée de l'individu dans le panel. Cette année correspond à l'année qui précède son enregistrement en ALD cancer.

[15] Les indicateurs *j, k, l* peuvent être égaux si l'individu garde le même statut sur le marché du travail à son entrée dans le panel (*t=0*), à l'année précédente (*t-1*) et à l'année actuelle (*t*). Ils peuvent également être différents si l'individu change de statut d'occupation sur les périodes d'observations.

Conditionnellement à ξ_i (et à $y_{it-1}, y_{i0}, X_{it}, H_{it-1}$), la probabilité qu'un individu *i* choisit le statut *j* à la période *t* est donnée par :

$$Prob(y_{it} = j|\xi_i) = \frac{e^{\beta_j X_{it} + \delta_j H_{it-1} + \gamma_j y_{it-1} + \omega_j y_{i0} + \mathrm{C}_j \xi_i}}{\sum_{k=1}^{J} e^{\beta_k X_{it} + \delta_k H_{it-1} + \gamma_k y_{it-1} + \omega_k y_{i0} + \mathrm{C}_k \xi_i}} \quad (2)$$

où C_j est la $j^{ième}$ ligne de la matrice C.

Le modèle proposé ici doit décrire le choix d'une trajectoire par l'individu, c'est-à-dire les choix des états successifs qu'il va occuper. La probabilité que l'individu i est observé pendant T périodes selon une séquence d'états sur le marché du travail $(y_{i1}, \dots, y_{iT})$ s'écrit :

$$Prob(y_i|\xi_i) = \prod_t \prod_j Prob(y_{it} = j|\xi_i)^{[y_{it}=j]} \quad (3)$$

où l'exposant $[y_{it} = j]$ est une indicatrice de valeur 1 si l'état choisi par l'individu *i* à la période *(t)* est l'état *j*, 0 sinon.

La probabilité inconditionnelle du choix d'une trajectoire de statuts sur le marché du travail est :

$$Prob(y_i) = \int_{\xi_i} Prob(y_i|\xi_i) f(\xi_i) d\xi_i \quad (4)$$

où l'on intègre sur les valeurs possibles de chacune des composantes de ξ_i avec $f(\xi_i)$ la distribution multivariée générique de ξ_i. La fonction log de vraisemblance qu'il convient de maximiser pour estimer les coefficients β_j associés aux variables individuelles, les coefficients δ_j associés aux variables individuelles décalées et les paramètres des distributions des effets fixes individuels, s'écrit :

$$\log L = \sum_{i=1}^{N} \ln[Prob(y_i)] \quad (5)$$

Pour évaluer la probabilité de choix d'une trajectoire sur le marché du travail par l'individu i, nous déterminons l'intégrale définie dans l'équation (4) en utilisant un tirage ξ_i^d à partir de la distribution de ξ_i, et calculons la $Prob(y_i|\xi_i^d)$. Cette procédure est répétée D=1 000 fois pour obtenir la probabilité moyenne estimée :

$$\widehat{Prob}(y_i) = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^{D} Prob(y_i|\xi_i^d) \quad (6)$$

Au lieu d'utiliser des tirages pseudo-aléatoires, nous utilisons la technique «*Halton draws*[16]».

La matrice variance-covariance des effets aléatoires estimée s'écrit :

$$\mathrm{CC}' = \begin{bmatrix} \mathrm{C}_{11} & & \\ \mathrm{C}_1\mathrm{C}_2 & \mathrm{C}_{22} & \\ \mathrm{C}_1\mathrm{C}_3 & \mathrm{C}_2\mathrm{C}_3 & \mathrm{C}_{33} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Le terme $(\mathrm{C}_1\mathrm{C}_2)$ présente la corrélation entre deux statuts particuliers sur le marché du travail choisis par l'individu : 1 = emploi permanent et 2 = emploi non permanent. Par exemple, considérons un individu ayant une forte préférence inobservable pour occuper un emploi permanent et le terme $(\mathrm{C}_1\mathrm{C}_2)$ affiche une valeur positive. Ceci implique que cet individu a également une forte préférence inobservable pour être en emploi non permanent plutôt que d'être en situation d'inactivité (statut de référence). La prise en compte de cette corrélation des préférences inobservables entre les différentes alternatives est nécessaire car ne pas en tenir compte impliquerait une indépendance complète entre les statuts, ce qui n'est pas vraisemblable du point de vue économique.

[16] Pour avoir plus de détails concernant la technique «*Halton draws*», se référer à Train (2003).

3.3. La prise en considération des conditions initiales

L'estimation d'un modèle avec hétérogénéité individuelle inobservée sur des données de panel présente une autre difficulté : le problème des conditions initiales. En effet, il est difficile de supposer que l'observation initiale y_{i0} est indépendante de l'hétérogénéité individuelle inobservée μ_{ji}. Dans notre modélisation, cela signifie qu'on ne peut admettre que le statut initial observé à l'entrée dans le panel soit indépendant des préférences individuelles inobservables conditionnant le choix d'un statut j à la date t. Pour traiter le problème des conditions initiales, nous suivons l'approche de Mundlack (1978), Chamberlain (1984), et Wooldridge (2005) en modélisant la distribution de l'hétérogénéité inobservée, supposée normale, conditionnellement à la valeur initiale et à la moyenne des variables exogènes variables dans le temps :

$$\mu_{ji} = \rho_j y_{i0} + \varphi_j \bar{M}_i + \tau_{ji} \quad (8)$$

Concrètement cela revient à inclure dans les variables explicatives du modèle la valeur initiale de la variable dépendante y_{i0} à la date d'entrée dans le panel notée 0 et la moyenne des variables explicatives qui varient dans le temps $\bar{M}_i$.[17]. Cette approche a été choisie dans plusieurs études, telles celles qu'Erdem et Sun (2001), Caliendo et Uhlendorff (2008) et Buddelmeyer et Wooden (2011).

3.4. Matrice des transitions professionnelles

L'estimation du modèle ci-dessus permet de déterminer les matrices de transitions professionnelles estimées pour chaque échantillon. En effet, dans chaque matrice nous calculons la probabilité des transitions d'un état (*j*) durant la période (t-1) à un état (*k*) durant la période (t). Ces matrices présentent les transitions professionnelles moyennes réalisées annuellement de 2006 à 2011[18]. Nous calculons les probabilités de transitions pour la population malade, la population non malade et la différence de probabilité entre ces deux populations. Cette différence de probabilité évalue le rôle joué par la maladie sur le changement de comportement dans les transitions professionnelles de ces individus. Pour tester la significativité de cette différence de probabilité entre les populations malade et non malade, nous utiliserons un test de comparaison de proportions.

4. ANALYSE DES RÉSULTATS

Dans cette section, nous présentons les résultats des estimations économétriques réalisées selon le genre dans l'échantillon de l'ensemble des ALD cancer et dans l'échantillon des individus témoins, appariés à partir de la population des individus qui ne déclarent aucune ALD. Pour le premier échantillon, les estimations de cette section sont donc réalisées sur tous les individus enregistrés en ALD cancer, sans distinction du type de cancer.

[17] Dans notre cas, nous intégrons dans le modèle, le statut initial à la date (*t=0*), la moyenne du salaire annuel retardé et la moyenne du montant de remboursement obligatoire des consommations médicales retardé.

[18] Le calcul des transitions s'effectue sur les années 2006/2007, 2007/2008, 2008/2009, 2009/2010, et 2010/2011.

4.1. L'analyse des matrices de transition estimées

L'estimation d'un modèle logit multinomial dynamique selon le genre pour les deux échantillons d'individus malades du cancer et d'individus sans ALD permet de calculer la matrice de transition estimée associée à quatre sous-populations. Nous pouvons donc comparer les probabilités moyennes de transition entre les statuts professionnels en (t-1) et (t) à partir des tableaux 4 et 5 pour les individus masculins et féminins respectivement. Dans ces matrices estimées de transition professionnelle, nous présentons pour les individus malades et non malades les probabilités estimées de chaque transition vers un état d'arrivée à la date (t) suivant l'état de provenance en (t-1). La différence des probabilités estimées évalue le rôle joué par la maladie (effet significatif positif ou négatif) sur le changement de comportement des individus quant à leurs transitions professionnelles suite au diagnostic de cancer.

Afin d'illustrer la lecture de ces matrices, la première ligne du tableau 4 nous montre que parmi les hommes atteints par le cancer et qui se trouvaient dans le statut « emploi permanent » en (t-1), 83,20 % conservent ce statut l'année suivante en (t), 11,74 % se retrouvent dans le statut « emploi non permanent », 0,75 % dans l'état « chômage » et 4,31 % dans le statut « inactivité ».

Tableau 4. Matrice de transition estimée : échantillon des hommes (ALD cancer *vs* sans ALD)

		Emploi permanent (t)	Emploi non permanent (t)	Chômage (t)	Inactivité (t)	Total (%)
Emploi permanent (t-1)	**CH**	83,2	11,74	0,75	4,31	100
	HS	91,76	5,95	0,72	1,57	100
	Différence	**-8,56*** **	**5,79*** **	**0,03**	**2,74*** **	
Emploi non permanent (t-1)	**CH**	20,14	38,31	10,08	31,47	100
	HS	30,28	42,72	13,21	13,79	100
	Différence	**-10,14*** **	**-4,41*** **	**-3,13*** **	**17,68*** **	
Chômage (t-1)	**CH**	2,91	8,56	64,92	23,61	100
	HS	6,88	27,18	44,8	21,14	100
	Différence	**-3,97*** **	**-18,62*** **	**20,12*** **	**2,47*** **	
Inactivité (t-1)	**CH**	4,84	13,87	10,23	71,06	100
	HS	9,23	22,94	7,69	60,14	100
	Différence	**-4,39*** **	**-9,07*** **	**2,54*** **	**10,92*** **	

CH : population des hommes touchés par le cancer ; HS : population des jumeaux non malades (groupe de contrôle) ; Différence = CH-HS

Un test de différence de proportion entre les deux échantillons est calculé. *** : significatif au seul de 1% ; ** : significatif au seul de 5% ; * : significatif au seul de 10%

À la lecture de ce tableau, il est frappant de constater que la population des hommes atteints par le cancer rencontre de grandes difficultés pour rester dans l'emploi permanent. Ainsi, les hommes sans ALD ont près de 92 % de chances de rester dans un emploi permanent, probabilité de huit points et demi supérieure à celle estimée pour la population des malades

du cancer. Cette hausse du risque moyen de quitter l'emploi permanent n'est pas complètement compensée par une transition plus fréquente vers un emploi interrompu par des périodes de chômage ou d'inactivité. La transition de l'emploi permanent vers l'emploi non permanent est néanmoins effectivement plus probable pour la population masculine malade avec un écart significatif de 5,79 points de pourcentage par rapport à la population non malade.

Prétendre à un emploi permanent est également peu aisé lorsque l'individu occupait un emploi non permanent en (t-1), puisqu'il est plus difficile à la population masculine atteinte par le cancer, par rapport à la population masculine sans ALD, de retrouver l'emploi permanent l'année suivante (-10,14 points de différence de pourcentage). Lorsqu'un homme atteint par le cancer occupait un emploi non permanent en (t-1), sa probabilité de rester dans cet état en (t) diminue également significativement (-4,41 points de différence de pourcentage) par rapport à un homme sans ALD. C'est la transition vers l'inactivité qui est en revanche beaucoup plus probable pour la population masculine malade avec un écart de 17,68 points de pourcentage par rapport aux hommes non malades. Lorsque les hommes atteints par le cancer passent par un statut de non-emploi en (t-1), le retour vers l'emploi stable l'année suivante est rare (dans un cas sur cinq environ) alors que le non-emploi (chômage plus inactivité) survient dans plus de deux cas sur cinq, contre un cas sur quatre environ pour les hommes sans ALD.

Tableau 5. Matrice de transition estimée : échantillon des femmes (ALD cancer *vs* sans ALD)

		Emploi permanent (t)	Emploi non permanent (t)	Chômage (t)	Inactivité (t)	Total (%)
Emploi permanent (t-1)	**CF**	81,9	13,42	1,06	3,62	100
	FS	89,19	8,52	0,81	1,48	100
	Différence	**-7,29*** **	**4,9*** **	**0,25***	**2,14*** **	
Emploi non permanent (t-1)	**CF**	23,07	46,39	8,55	21,99	100
	FS	30,45	47,28	10,64	11,63	100
	Différence	**-7,38*** **	**-0,89**	**-2,09*** **	**10,36*** **	
Chômage (t-1)	**CF**	3,82	16,05	55,96	24,17	100
	FS	6,61	30,02	45,18	18,19	100
	Différence	**-2,79*** **	**-13,97*** **	**10,78*** **	**5,98*** **	
Inactivité (t-1)	**CF**	6,01	16,41	7,99	69,59	100
	FS	6,26	17,21	5,11	71,42	100
	Différence	**-0,25**	**-0,8**	**2,88*** **	**-1,83*** **	

CF : population des femmes touchées par le cancer ; FS : population des jumelles non malades (groupe de contrôle) ; Différence = CF-FS

Un test de différence de proportion entre les deux échantillons est calculé. *** : significatif au seul de 1% ; ** : significatif au seul de 5% ; * : significatif au seul de 10%

La sortie du statut de chômage représente un obstacle de taille pour les hommes atteints par le cancer par rapport à leurs homologues sans ALD. En effet, les hommes malades et chômeurs ont une probabilité de retrouver l'emploi permanent (resp. non permanent) l'année suivante inférieure de 3,97 points (resp. 18,62 points) à la probabilité du groupe des témoins non malades. En revanche, ils persistent plus dans le même statut de chômage l'année suivante (+20,12 points). Enfin, la transition la plus fréquente en dehors du chômage pour les hommes malades, est celle vers l'inactivité (23,61 % contre 21,14 % pour les hommes sans ALD). On constate donc un renforcement important du phénomène de trappe à chômage pour les hommes diagnostiqués avec un cancer.

Enfin, parmi les hommes passant par le statut d'inactifs en (t-1), les hommes enregistrés en ALD cancer accèdent moins souvent à l'emploi l'année suivante, qu'il soit permanent ou non permanent (-4,39 et -9,07 points) que les individus non malades et stagnent plus souvent dans cette situation d'inactivité (+10,92 points).

Le choc du diagnostic de cancer semble être plus aisé à surmonter lorsque le statut antérieur est un emploi permanent, alors que ce choc est accentué lorsque les hommes occupaient antérieurement des statuts fragiles, tels que le chômage ou l'inactivité. On trouve là un indice d'une exclusion de l'emploi accélérée par l'accident de santé.

Les conséquences du diagnostic de cancer pour la population féminine sont globalement similaires. Ainsi, le tableau 5 montre une logique de transition comparable pour les femmes atteintes par le cancer et titulaires d'un emploi permanent en (t-1). Si les femmes atteintes par le cancer conservent en moyenne moins probablement leur emploi permanent que les hommes atteints par le cancer (81,9 % contre 83,2 %), par rapport à leurs jumelles sans ALD, les femmes malades semblent être légèrement moins pénalisées que les hommes malades vis-à-vis du maintien dans l'emploi permanent. Cette meilleure résistance aux conséquences de la maladie est confirmée lorsque les femmes malades viennent de l'état d'emploi non permanent. Ainsi, elles conservent la même probabilité de rester en emploi non permanent que les femmes sans ALD, tandis que leur probabilité de retrouver un emploi permanent n'est inférieure que d'un peu plus de 7 points de pourcentage à celle de leurs homologues en bonne santé. Bien sûr, la maladie favorise alors la transition vers le statut d'inactive (+10,36 points) mais beaucoup moins que dans le cas des hommes malades (+17,68 points).

Les femmes atteintes par le cancer parviennent moins à quitter le statut de chômage l'année suivante par rapport à leurs jumelles non malades (+10,78 points). En effet, la sortie du chômage se fait plus rarement vers un emploi permanent comme non permanent (-2,79 et -13,97 points de pourcentage). Toutefois, la comparaison des tableaux 4 et 5 confirme qu'après la situation de chômage comme d'inactivité, les femmes malades ont une meilleure chance de revenir vers l'emploi que les hommes malades. Enfin, lorsqu'une femme malade est inactive, elle n'a pas moins de chances de retrouver un emploi qu'une autre femme inactive sans ALD.

À partir de ces résultats, nous pouvons déduire que la précarité antérieure de l'emploi, lorsque s'y ajoute un choc de santé, handicape plus les hommes que les femmes. Les femmes parviennent mieux à se maintenir sur le marché du travail, voire à trouver une situation encore plus stable. Il convient de noter que ces différences de transition selon le genre ne sont que rarement observées pour les individus sans ALD. Il s'agit donc bien d'une spécificité liée à la survenue d'un choc de santé, le diagnostic de cancer dans notre cas.

5.2. L'analyse des déterminants des transitions professionnelles

Les tableaux A1 à A4 présentés en annexe reportent les estimations du modèle logit multinomial dynamique à effets aléatoires pour les populations des individus touchés par le

cancer et pour les individus témoins sans ALD, en distinguant selon le genre. Les effets reportés ici sont estimés sur une période allant de un à cinq ans après l'enregistrement de la maladie en ALD. Ils font donc une sorte de moyenne couvrant à la fois un court terme d'une année, période qualifiée par Barnay *et al*. (2015) de temps des traitements, jusqu'à un horizon de moyen terme dans lequel le processus de retour à l'emploi s'est en principe engagé.

Parmi les variables individuelles mesurées, l'âge affecte la probabilité de participer au marché du travail pour la population des hommes comme des femmes atteints par le cancer (tableaux A1 et A3). En effet, quel que soit le genre, les individus de plus de 55 ans touchés par la maladie ont une plus forte probabilité d'être inactifs que d'être en emploi ou au chômage. En outre, plus les individus malades sont jeunes (22 à 35 ans), plus leur probabilité d'être en emploi, permanent comme non permanent, est élevée. Une seule situation différencie les individus des deux sexes touchés par le cancer : par rapport à la classe d'âge de référence (supérieur à 55 ans), appartenir à la classe d'âge [46-55] influence positivement la probabilité de choisir l'état de chômage plutôt que celui d'inactivité pour les femmes, mais n'influence pas le choix de ce statut pour les hommes.

Les individus les plus âgés sont aussi plus souvent inactifs dans les populations sans ALD (tableaux A2 et A4), mais l'effet de l'âge sur les probabilités d'appartenir aux différents états actifs n'est pas décroissant pour les femmes sans ALD. Ainsi, les probabilités d'être en emploi permanent et non permanent plutôt qu'en inactivité croissent légèrement entre les catégories d'âge 22 à 35 ans et 46 à 55 ans.

Dans notre base de données administratives, nous ne disposons pas de mesure de l'éducation formelle et l'âge d'entrée sur le marché du travail permet d'approximer le niveau d'éducation atteint par les individus. Ainsi, notre hypothèse est qu'une entrée plus tardive sur le marché du travail est plus probablement due à un investissement éducatif supérieur. Bien évidemment, depuis les années soixante-dix et l'apparition d'un chômage élevé en France, le temps écoulé entre la sortie du secteur éducatif et l'entrée effective en emploi durable s'est allongé et la corrélation supposée s'est peut-être atténuée.

De fait, pour les hommes malades, les résultats montrent qu'une entrée sur le marché du travail entre 23 et 26 ans augmente plus la probabilité d'être en emploi permanent ou non permanent qu'inactif qu'une entrée plus précoce. En revanche, lorsque l'entrée est encore plus tardive, au-delà de 26 ans, seule la probabilité d'être en emploi permanent est positivement affectée. Ces résultats illustrent, pour les salariés masculins, l'élément protecteur de l'éducation sur l'emploi dans le cas d'un choc de santé, déjà référencé dans la littérature qu'il s'agisse d'une maladie chronique (Duguet et Le Clainche, 2016) ou d'une incapacité (Polidano et Vu, 2015). En tout cas, si l'entrée tardive signalait également une difficulté inobservable à s'intégrer sur le marché du travail, l'influence de celle-ci, potentiellement négative sur l'emploi, ne compense pas l'effet positif de l'éducation.

En revanche, les différentes classes d'âges d'entrée sur le marché du travail n'influencent pas le statut professionnel des femmes atteintes d'un cancer. Si cet âge d'entrée est bien un indicateur de niveau d'éducation, cela signifierait que les femmes malades ne seraient pas protégées de l'inactivité par leur investissement éducatif. Peut-être identifie-t-on ici un effet de retrait de l'activité de la part des femmes malades qui peuvent profiter des ressources de leurs conjoints[19] ?

[19] Il convient de relativiser ce résultat. En effet, dans une spécification alternative, en introduisant l'âge d'entrée sur le marché du travail sous forme continue, les estimations montrent que la probabilité pour les femmes atteintes du cancer d'être en emploi permanent augmente avec cet âge d'entrée. Pour les salariées féminines, le niveau d'éducation

Le niveau de salaire d'entrée sur le marché du travail est certainement tout à la fois corrélé au niveau d'éducation et à la catégorie socio-professionnelle originelle de l'individu. Pourtant, pour les hommes comme pour les femmes malades, le seul effet notable est l'effet négatif d'appartenir au troisième quartile de la distribution de ce salaire d'entrée sur la probabilité d'être en emploi, permanent comme non permanent, ou au chômage plutôt qu'en inactivité. En revanche, pour les deux populations témoins, masculine comme féminine, la hausse de la rémunération annuelle en début de carrière est associée à une diminution de la probabilité d'être inactives plus tard, confirmant qu'une catégorie socio-professionnelle élevée comme leur niveau d'éducation les aide à rester actives sur le marché du travail.

Le nombre d'années en emploi permanent durant la carrière mesure l'expérience en emploi stable de l'individu, susceptible d'influer positivement sur sa probabilité de rester ou de retourner en emploi après la maladie. En effet, une durée élevée de cette expérience révèle, d'une part, une plus importante accumulation de capital humain et, d'autre part, un arbitrage passé entre emploi et loisir très à l'avantage de l'emploi. Cette potentielle amélioration du potentiel productif comme ce goût pour le travail devraient aider les salariés malades à demeurer actifs. Les résultats montrent effectivement que plus cette expérience en emploi permanent est élevée, plus augmente la probabilité d'occuper un emploi permanent pour les hommes atteints par le cancer. Un tel effet positif de l'expérience s'observe également pour le groupe des hommes non malades dont les probabilités d'être dans les états d'emploi et de chômage augmentent avec l'expérience relativement au risque d'inactivité. Pour les femmes atteintes par le cancer, en revanche, la durée de l'expérience dans un emploi stable durant la carrière n'influence pas la participation active au marché du travail, contrairement à leurs jumelles non malades. Il s'agit là d'une différence notable d'avec les femmes sans ALD, puisque plus l'expérience dans l'emploi permanent de ces dernières est élevé, plus elles ont de chances d'occuper un emploi permanent ultérieurement. Une fois diagnostiqué le cancer, le maintien dans l'emploi des femmes dépend donc moins de leur expérience de travail historique que d'autres facteurs.

L'historique de la santé de l'individu antérieur à son entrée en ALD peut influer sur son maintien ou son retour au travail. Toutes choses égales par ailleurs, en effet, un niveau de santé déprécié durant la carrière est susceptible de diminuer l'accumulation du capital humain des individus. Lorsque survient le diagnostic du cancer, la capacité de travail du salarié malade en serait d'autant plus atteinte. De fait, les résultats montrent que, pour les femmes comme pour les hommes touchés par le cancer, plus les individus ont accumulé de trimestres en arrêt-maladie avant leur entrée en ALD cancer, plus ils sont inactifs. En revanche, pour les groupes témoins, l'effet est inversé, avec une influence positive de la fréquence des arrêts-maladie longs sur l'activité, particulièrement sur l'emploi. Les individus observés dans notre échantillon sont très majoritairement actifs (voir tableau 3) et ceux qui se sont maintenus ou sont revenus en activité en dépit d'absences-maladie fréquentes dans le passé le demeurent en l'absence de nouveau choc de santé.

Un taux de chômage élevé sur le marché du travail régional influence positivement les probabilités d'être au chômage ou en emploi plutôt qu'inactifs pour les femmes comme les hommes non malades. En revanche, pour les hommes et les femmes atteints par le cancer, plus le chômage régional est élevé, moins leur chance d'occuper un emploi diminue, même si

---

permettrait un maintien plus fréquent dans un emploi permanent, mais n'aurait aucun effet sur le choix entre un emploi instable, le chômage ou l'inactivité.

les effets estimés ne sont pas significatifs aux seuils usuels. En comparaison de leurs homologues non malades, un marché du travail déprécié agit pour les individus malades comme un facteur d'incitation à la diminution de leur offre de travail au profit de l'inactivité. Il est également possible que ce soit les employeurs qui rechignent à employer des salariés en ALD en cas d'excès d'offre de travail locale.

Le niveau du salaire dans l'année antérieure influence le statut professionnel pour les individus touchés par le cancer comme pour leurs homologues sans ALD. Ainsi, lorsque les salariés hommes malades appartiennent aux trois derniers quartiles de la distribution des salaires antérieurs plutôt qu'au premier quartile, ils ont une probabilité moins élevée de choisir l'inactivité. Toutefois, pour les individus dont le salaire antérieur est au-dessus de la médiane, l'état le plus probable est néanmoins le chômage, comme si le handicap de la maladie excluait plus probablement les salariés dans les emplois les mieux rémunérés. L'influence du salaire antérieur pour les salariées malades est assez particulière. Pour les femmes atteintes par le cancer appartenant au deuxième quartile de la distribution des salaires, il est moins probable d'être inactives. En revanche, pour les salariées payées au-dessus du salaire médian à la période antérieure, le statut de chômage est significativement le plus probable. En outre, pour les femmes appartenant au quartile le plus élevé à la période précédente, être en emploi est la position la moins probable comme si là encore la maladie et le maintien en emploi était plus difficile pour les hauts salaires.

Les effets secondaires des traitements et l'importance des séquelles, physiologiques comme psychologiques, de la maladie, sont des déterminants de l'activité. Ainsi, pour la France, Malavolti *et al*. (2008) montrent que la reprise d'emploi est négativement influencée par l'importance du traitement et les séquelles ultérieures qu'il engendre. Même si nous ne disposons pas d'information sur le stade de la maladie et sur le type de traitements reçus, nous pouvons approcher l'importance des traitements et leurs séquelles par deux variables : le nombre cumulé de jours d'arrêt-maladie annuel et le montant total des remboursements de consommation médicale durant l'année antérieure. Les résultats obtenus montrent que lorsque les hommes atteints par le cancer cumulent plus de trente-et-un jours d'absence-maladie l'année t-1, leur probabilité d'être en emploi diminue significativement au profit de l'inactivité en t. Cet effet existe aussi pour les hommes sans ALD mais seulement lorsqu'ils s'absentent plus de quatre-vingt-dix jours. Pour les femmes en ALD cancer, les enseignements sont assez similaires avec, en plus, un effet négatif des absences entre trente-et-un et quatre-vingt-dix jours sur la probabilité de conserver un emploi non permanent.

Concernant le montant total des remboursements de consommation médicale, il convient de noter qu'il s'agit ici des soins dits de ville, hors des coûts bien plus élevés liés aux soins hospitaliers. Ce montant ne permet donc pas de déterminer le coût du traitement du cancer en hôpital, comme le coût de la chimiothérapie par exemple, mais inclut les soins prescrits par les médecins en ambulatoire, des auxiliaires médicaux qui peuvent être engendrés par les traitements et les séquelles des cancers. Aussi, les consommations médicales de ville durant l'année précédente jouent un rôle dans la transition professionnelle de l'année suivante. Par rapport aux faibles montants de consommations médicales (premier quartile), avoir des niveaux de consommations médicales très élevés (troisième et surtout quatrième quartile) a un effet négatif et significatif sur la transition vers l'emploi, surtout permanent, et le chômage par rapport à l'inactivité. Il convient de noter que cet effet n'est pas spécifique aux ALD cancer, car il est également présent dans la population des individus sans ALD où les niveaux de consommations médicales appartenant aux troisième et quatrième quartiles influent également sur les probabilités d'emploi et de chômage.

Enfin, la survenue d'autres ALD en comorbidité avec l'ALD cancer semble réduire les chances d'être en activité, mais les effets estimés ne sont pas significatifs aux seuils statistiques usuels à l'exception d'un effet négatif sur la probabilité d'être en emploi permanent pour les femmes cumulant ALD cancer et une autre ALD[20].

Les modèles estimés sur les populations d'individus touchés par l'ALD cancer et sans ALD montrent une forte dépendance d'état. En effet, que ce soit pour les salariés malades du cancer ou pour leurs homologues sains, le statut professionnel antérieur (t-1) sur le marché du travail joue un rôle assez important sur la destination en termes de statut l'année suivante. En effet, les individus malades qui étaient en emploi permanent en (t-1) ont plus de chances de se retrouver dans le même statut l'année suivante que dans le statut d'inactivité. Le constat étant identique pour un état initial en emploi non permanent et en chômage. En revanche, être en emploi permanent augmente également la probabilité d'être en emploi non permanent l'année suivante pour les hommes comme pour les femmes et diminue celle d'être au chômage pour les seuls hommes malades. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, le diagnostic de cancer induit une augmentation de la transition vers l'inactivité plutôt que vers le chômage pour les hommes malades occupant un emploi stable durant l'année antérieure. Enfin, la transition à partir de l'état de chômeur se fait aussi significativement plus souvent vers l'emploi non permanent que vers l'emploi permanent ou l'inactivité. L'influence du statut antérieur joue qualitativement de manière identique dans la population témoin, avec l'exception que la transition vers le chômage à partir de l'emploi permanent est plus probable que vers l'inactivité pour les individus sans ALD des deux sexes.

Enfin, les variances estimées des effets aléatoires individuels sont significativement non nulles, justifiant ainsi l'importance de la prise en compte de la corrélation des effets individuels aléatoires. Elles sont en outre toutes strictement positives, montrant ainsi que les variables inobservables qui influencent la probabilité d'être en emploi permanent, non permanent ou au chômage plutôt qu'en inactivité sont toutes positivement corrélées.

5. DEUX POPULATIONS PARTICULIÈRES : LES MALADES DU CANCER DU SEIN ET LES MALADES DU CANCER DE LA PROSTATE

Dans ce qui précède, nous nous sommes intéressés à analyser l'impact d'un choc de cancer sur le comportement de transition professionnelle des individus sans faire distinction du type de cancer qui touche l'individu. Compte tenu des différences de traitement comme de séquelles que peuvent impliquer les différentes localisations de la maladie, nous nous sommes appliqués dans une seconde étape à réaliser une analyse par type de cancer. Dans notre échantillon (tableau 6), le cancer du sein représente le pourcentage le plus élevé parmi les autres tumeurs malignes (T.M) déclarées. Sa part s'élève à 32,20 %, suivi par les cancers de la prostate (9,60 %), de la thyroïde (5,99 %) et du côlon (4,23 %).

[20] Bien évidemment, la population témoin étant constituée d'individus sans aucune ALD, cette variable n'intervient pas dans l'estimation du modèle dans cette population saine.

Tableau 6. Types de cancer

Type de cancer	Fréquence (%)
T.M. DU SEIN	32.20
T.M. DE LA PROSTATE	9.60
T.M. DE LA THYROIDE	5.99
T.M. DU COLON	4.23
MELANOME MALIN DE LA PEAU	3.39
T.M. DU REIN, À L'EXCEPTION DU BASSINET	3.07
T.M. DES BRONCHES ET DU POUMON	2.93
T.M. DU TESTICULE	2.85
T.M. DE LA VESSIE	2.21
Autres types de tumeurs malignes (T.M)	33.53
Total	**100**

Compte tenu des limitations liées aux effectifs disponibles pour chaque type de cancer, nous avons pu mener seulement deux analyses. La première traitera des effets du cancer du sein et la deuxième des effets du cancer de la prostate, ces deux cancers étant les plus fréquents pour chacun des deux sexes.

5.1. Le cancer du sein

Selon les chiffres de l'INCa[21], en France, avec 48 763 nouveaux cas en 2012, le cancer du sein reste le cancer le plus fréquent chez la femme. En 2012, chez la femme, il se situe au premier rang (19 %) en termes de mortalité par cancer, devant le cancer du poumon (14 %) et le cancer colorectal (13 %). Le taux de mortalité d'un cancer du sein est d'environ 22,3 pour 100 000 habitants en France et reste plus élevé que le taux dans l'OCDE (20,1). En France, l'âge médian au diagnostic pour le cancer du sein est de 63 ans avec une faible proportion d'être touché avant l'âge de quarante ans (5 %). Il nécessite plusieurs traitements incluant la chirurgie, la radiothérapie, l'hormonothérapie, la chimiothérapie et les thérapies ciblées, parfois en combinaison.

Le tableau A.5 en annexe donne un aperçu de la composition de l'échantillon des femmes présentant une ALD cancer du sein et de leurs jumelles sans ALD. Notre échantillon est composé de 999 femmes touchées par le cancer du sein et 118 138 jumelles sans ALD. Les statistiques montrent que 93 % des femmes touchées par le cancer du sein ont un âge supérieur à 36 ans. 69 % des femmes ont accédé au marché du travail à un âge inférieur à 22 ans (69 %). Leur expérience dans l'emploi permanent durant la carrière est environ 22 ans avec un ratio élevé de PA maladie (0,188). En comparant le groupe des femmes malades avec leurs jumelles non malades du point de vue du statut antérieur sur le marché du travail en (t-1), nous remarquons que les femmes touchées par un cancer du sein sont moins représentées dans l'emploi permanent (62 % contre 66 %). En revanche, elles occupent plus souvent un emploi non permanent ou sont inactives. Logiquement, l'enregistrement en ALD cancer se traduit par des arrêts-maladie et des consommations médicales plus élevées. Ainsi, les femmes atteintes

[21] Les cancers en France, édition 2014, publiée en janvier 2015, collection Les Données, ouvrage collectif édité par l'INCa.

d'un cancer du sein n'ayant aucun jour d'arrêt-maladie durant l'année ne représentent que 49 %, alors que chez leurs jumelles sans ALD, cette catégorie représente 79 %. De plus, environ 30 % de ces femmes malades ont un nombre cumulé de jours d'arrêt-maladie supérieur à trois mois, proportion d'arrêts longs très largement supérieure à celle du groupe de contrôle (2,47 %). Enfin, leurs consommations médicales sont 5,5 fois plus élevées que celles des femmes non malades.

Tableau 7. Matrice de transition : échantillon des femmes (cancer du sein *vs* jumelles sans ALD)

		Emploi permanent (t)	Emploi non permanent (t)	Chômage (t)	Inactivité (t)	Total (%)
Emploi permanent (t-1)	**CSF**	82,81	13,03	0,77	3,39	100
	FS	89,16	8,54	0,81	1,49	100
	Différence	**-6,35*** **	**4,49*** **	**-0,04**	**1,9*** **	
Emploi non permanent (t-1)	**CSF**	23,06	47,02	7,93	21,99	100
	FS	30,44	47,33	10,64	11,59	100
	Différence	**-7,38*** **	**-0,31**	**-2,71*** **	**10,4*** **	
Chômage (t-1)	**CSF**	4,33	14,7	55,71	25,26	100
	FS	6,57	30,24	45,02	18,17	100
	Différence	**-2,24*** **	**-15,54*** **	**10,69*** **	**7,09*** **	
Inactivité (t-1)	**CSF**	6,08	16,92	9,51	67,49	100
	FS	6,25	17,04	5,08	71,63	100
	Différence	**-0,17**	**-0,12**	**4,43*** **	**-4,14*** **	

CSF : population des femmes touchées par le cancer du sein ; FS : population des jumelles sans ALD (groupe de contrôle) ; Différence = CSF-FS

Un test de différence de proportion entre les deux échantillons est calculé. *** : significatif au seul de 1% ; ** : significatif au seul de 5% ; * : significatif au seul de 10%

Le tableau 7 ci-dessus présente l'estimation de la matrice de transition professionnelle des femmes atteintes d'un cancer du sein et de leurs jumelles sans ALD. Les résultats de cette matrice montrent des différences de probabilités de transition assez marquantes entre les femmes atteintes d'un cancer du sein avec leurs jumelles non malades. Les femmes malades d'un cancer du sein, comparées à leurs jumelles non malades, trouvent plus de difficultés à se maintenir dans l'emploi permanent l'année suivante lorsqu'elles sont issues d'un emploi permanent l'année précédente (-6,35 points) ou issue d'un emploi non permanent (-7,38 points). En revanche, dans ce dernier cas, elles se dirigent beaucoup plus vers l'inactivité (+10,4 points). Cette difficulté de maintien dans l'emploi est confirmée par l'étude de Heinesen et Kolodziejczyk (2013) sur des données administratives danoises, en utilisant la méthode de doubles différences avec appariement, laquelle montre que le cancer du sein réduit la probabilité des femmes d'être employées de 4,45 points en (t+1) à 6,7 points en (t+1) par rapport à leurs homologues non malades.

Les femmes malades d'un cancer du sein marquant des passages par une situation de chômage en (t-1) accèdent significativement moins à l'emploi (-15,54 points pour l'emploi

non permanent et -2,24 points pour l'emploi permanant), mais elles stagnent plus dans le chômage par rapport à leurs jumelles non malades (+10,69 points). Ce résultat est dans la lignée de l'étude de Carlsen *et al*. (2014) qui montre que le passage par le chômage des femmes atteintes d'un cancer du sein ne fait que diminuer les chances de sortie vers l'emploi.

En comparant la matrice des transitions (*cf.* tableau 7) associée au cancer du sein et la matrice des transitions (tableau 4) associée au groupe des femmes malades d'un cancer en général, nous remarquons l'absence de comportement particulier des femmes atteintes d'un cancer du sein. Ces deux matrices apparaissent comme très similaires en termes de probabilités de passage d'un état à un autre et les différences sont de l'ordre d'un ou deux points de pourcentage au maximum. L'homogénéité de ces comportements peut provenir de ce que les femmes atteintes d'un cancer du sein représentent dans notre échantillon plus de la moitié des femmes enregistrées en ALD cancer (54,35 %).

L'analyse des déterminants des transitions professionnelles pour l'échantillon des femmes atteintes par le cancer du sein (tableau A.6) et de leurs jumelles sans ALD (tableau A.7), montre que le salaire d'entrée sur le marché du travail (quartile 3) impacte négativement la probabilité de l'accès à l'emploi et au chômage des femmes malades, alors qu'il affiche l'effet opposé pour les femmes non malades. Le même constat est déjà trouvé chez les femmes malades d'un cancer en général (*cf.* tableau 5). Cela explique que le niveau de qualification perd son côté protecteur à la survenue du cancer et ne permet plus d'éviter les situations d'inactivité. Ce résultat est, semble-t-il, contradictoire à celui de l'étude de Eunmi *et al.* (2009), à partir de données coréennes de 1993 à 2002, montrant que les femmes atteintes d'un cancer de sein se retrouvent plus souvent en dehors du marché du travail si leur niveau d'éducation est assez faible. De même, l'expérience dans l'emploi permanent ne protège pas les femmes atteintes d'un cancer du sein contre l'inactivité, comme elle ne protège pas le groupe de toutes les malades féminines.

La probabilité d'occuper un emploi pour les femmes atteintes d'un cancer du sein est diminuée dès lors que le nombre de jours d'arrêt-maladie dépasse onze, alors que cette même probabilité d'emploi pour les femmes touchées par un cancer en général n'est impactée négativement qu'au-delà de trente jours d'arrêts-maladie. Le statut d'emploi permanent en (t-1) diminue les chances des femmes malades d'un cancer du sein d'être au chômage l'année suivante en favorisant le passage vers l'emploi, alors qu'il protège leurs jumelles sans maladie de se retrouver en dehors du marché du travail.

Les résultats ont montré que les déterminants de transition des femmes touchées par un cancer du sein ne présentent pas plusieurs différences avec ceux des femmes malades d'un cancer en général. Cela est dû à la forte proportion du cancer du sein parmi les cancers féminins dans notre échantillon. Le comportement des femmes touchées par un cancer du sein est fortement représentatif du comportement des femmes touchées par un cancer en général, vu que ce type de cancer est le plus fréquent chez la femme.

5.2. Le cancer de la prostate

Cette partie étudie un cancer particulier chez les hommes, à savoir le cancer de la prostate. Selon les chiffres de l'INCa[22], en France, avec 56 841 nouveaux cas en 2012, le cancer de la prostate reste le cancer le plus fréquent chez l'homme (28 % des cancers) devant les cancers du poumon et du côlon-rectum. L'incidence du cancer de la prostate est en très forte

[22] Les cancers en France, édition 2014, publiée en janvier 2015, Collection Les Données, ouvrage collectif édité par l'INCa.

augmentation, par effet combiné du vieillissement de la population et de l'amélioration des moyens du diagnostic. En 2012, le cancer de la prostate se place au troisième rang en termes de mortalité par cancer chez l'homme[23]. Selon les résultats du projet GLOBOCAN[24] en 2012, la comparaison avec d'autres pays positionne la France parmi les pays où l'incidence du cancer de la prostate est la plus élevée dans l'ensemble de l'Union européenne[25]. Ce type de cancer survient dans 69 % des cas après 65 ans avec un âge médian au diagnostic estimé en 2009 à moins de 70 ans[26].

Les statistiques de notre échantillon montrent que le diagnostic d'un cancer de la prostate ne surgit qu'à partir de l'âge de 36 ans[27]. Le tableau A.8 en annexe présente la composition de l'échantillon des individus présentant une ALD cancer de la prostate (312 individus) et l'échantillon de leurs jumeaux sans aucune ALD (50 884 individus). Dans notre échantillon des hommes atteints par un cancer de la prostate, environ 91 % appartiennent à la classe d'âge [36-60] et 9 % ont un âge supérieur à 60 ans. En comparant les statistiques de l'échantillon des hommes touchés par le cancer en général avec l'échantillon des hommes atteints par le cancer de la prostate, ces derniers affichent en moyenne plus d'expérience dans l'emploi permanent durant la carrière (32 ans *vs* 26 ans) et un ratio des PA maladie plus faible (0,052 *vs* 0,106).

En comparant l'échantillon des hommes touchés par le cancer de la prostate avec leurs jumeaux sans ALD, nous remarquons que la distribution des statuts d'occupations et la moyenne du salaire annuel entre les deux échantillons sont presque équivalentes. En revanche, quant à leur à état de santé antérieure, l'absence d'arrêt-maladie est moins représentée pour les hommes atteints d'un cancer de la prostate par rapport à leurs jumeaux (62 % *vs* 83 %). Cela se répercute sur les arrêts longs supérieurs à trente jours, 27 % pour la population malade contre 5 % pour leurs jumeaux sans ALD et également sur la moyenne des consommations médicales (2 482 euros *vs* 698 euros).

Le tableau 8 ci-dessous reporte les résultats de l'estimation de la matrice de transition professionnelle estimée pour les hommes touchés par le cancer de la prostate et leurs jumeaux sans ALD. Le cancer de la prostate semble jouer un rôle assez important sur les transitions professionnelles des hommes touchés comparées à leurs jumeaux sans ALD. En effet, ces hommes malades ont plus de difficultés à garder le même statut d'emploi permanent l'année suivante (-7,63 points) par rapport à leurs jumeaux. Cette difficulté de l'accès à l'emploi permanent s'accentue encore quand ces hommes malades étaient dans la précarité durant l'année précédente (-11,82 points). En conséquence, ils affichent une

[23] Le cancer de la prostate est à l'origine de 8 876 décès en 2012, soit 10 % des décès par cancer chez l'homme.

[24] Projet GLOBOCAN: The International Agency for Research on Cancer (IARC), *Estimated cancer incidence, Mortality and prevalence worldwide*, 2012.

[25] Les résultats standardisés par âge affichent un taux de 98/100 000 pour la France contre 70/100 000 dans l'ensemble de l'Union européenne.

[26] Comme le note l'INCa, les fluctuations de l'incidence du cancer de la prostate ne permettent pas une précision supérieure à cette date.

[27] Dans notre échantillon, étant donné que les classes d'âge en dessous de 36 ans n'affichent aucune observation associée au cancer de la prostate, nous avons donc changé la classification de la variable âge pour les hommes touchés par ce type de cancer. Selon la distribution de la variable âge dans cet échantillon, nous avons retenu trois nouvelles classes d'âge : 36-54 ans, 55-60 ans et un âge supérieur à 60 ans. Rappelons, s'il en était besoin, que les personnes affectées d'un cancer dans la base *Hygie* sont nettement plus jeunes que les personnes atteintes d'un premier cancer dans les études d'incidence réalisées à travers les registres du cancer.

probabilité de passage vers l'inactivité plus élevée que celle de leurs jumeaux sans ALD (+18,96 points).

Tableau 8. Matrice de transition : échantillon des hommes (cancer de la prostate *vs* jumeaux sans ALD)

		Emploi permanent (t)	Emploi non permanent (t)	Chômage (t)	Inactivité (t)	Total (%)
Emploi permanent (t-1)	**HCP**	84,71	10,85	0,4	4,04	100
	HS	92,34	5,24	0,63	1,79	100
	Différence	**-7,63*** **	**5,61*** **	**-0,23**	**2,25*** **	
Emploi non permanent (t-1)	**HCP**	14,04	37,96	11,96	36,04	100
	HS	25,86	41,75	15,31	17,08	100
	Différence	**-11,82*** **	**-3,79** **	**-3,35*** **	**18,96*** **	
Chômage (t-1)	**HCP**	1,39	2,58	76,25	19,78	100
	HS	4,65	22,49	51,11	21,75	100
	Différence	**-3,26*** **	**-19,91*** **	**25,14*** **	**-1,97**	
Inactivité (t-1)	**HCP**	4,05	8,55	24,93	62,47	100
	HS	7,49	18,36	8,82	65,33	100
	Différence	**-3,44*** **	**-9,81*** **	**16,11*** **	**-2,86* **	

HCP : population des hommes touchés par le cancer de la prostate ; HS : population des jumeaux sans ALD ; Différence = HCP-HS

Un test de différence de proportion entre les deux échantillons est calculé. *** : significatif au seul de 1% ; ** : significatif au seul de 5% ; * : significatif au seul de 10%

Le même constat se confirme lorsque ces hommes malades proviennent du chômage en (t-1) en affichant une probabilité plus faible de retrouver un emploi permanent comme non permanent l'année suivante (respectivement -3,26 et -19,91 points) et en demeurant plus fréquemment dans la situation de chômage (+25,14 points) par rapport à leurs jumeaux sans ALD. Ce résultat pourrait être expliqué par le croisement entre un effet d'âge et un effet institutionnel. En effet, les hommes atteints par le cancer de la prostate sont des hommes âgés. Le fait d'être dans une situation de chômage les encourage donc à bénéficier du système d'indemnité qui les protège et par conséquent ne les incite pas à reprendre le travail à un âge avancé. Enfin, les hommes malades issus de la situation d'inactivité en (t-1), se dirigent moins vers l'emploi que leurs homologues sains et particulièrement vers l'emploi non permanent (-9,81 points). En revanche, ils affichent une probabilité d'accès au chômage plus élevée (+16,11 points).

En comparant le tableau 4.et le tableau 8 ci-dessus, nous remarquons que les hommes atteints d'un cancer de la prostate et issus d'une situation d'inactivité en (t-1) éprouvent plus de difficultés à retrouver l'emploi (-6,11 points) et se dirigent plus vers le chômage (+14,7 points) par rapport aux hommes atteints d'un cancer en général. Par rapport à ces derniers, les hommes atteints d'un cancer de la prostate demeurent plus souvent d'une année à une autre dans la situation de chômage (+11,33 points). Il est ainsi probable que des

mécanismes comme la dispense de recherche d'emploi pour les chômeurs de plus de 57 ans et demi, effective jusqu'en 2008, et limitée progressivement aux plus de 60 ans en 2011 ont diminué le retour vers l'emploi des personnes malades, soit parce que la recherche d'emploi est coûteuse en énergie, soit parce que les employeurs n'ont pas considéré ces candidats comme prioritaires.

L'analyse des déterminants des transitions professionnelles pour l'échantillon des hommes atteints par le cancer de la prostate (tableau A.9) et de leurs jumeaux sans maladie (tableau A.10), nous montre que le niveau de salaire annuel en début de carrière, utilisé comme proxy du niveau de qualification agit négativement sur la probabilité d'accéder à l'emploi pour les hommes atteints par le cancer de la prostate et positivement pour leurs jumeaux sans ALD. En effet, ces hommes atteints par le cancer, étant donné leur âge moyen plus avancé se maintiennent moins dans l'emploi en privilégiant la sortie du marché du travail. Cela peut se reproduire par exemple en signant des conventions de ruptures conventionnelles[28] ou en demandant une retraite anticipée[29]. Ce sont des hommes dont les emplois impliquent de hautes responsabilité et, dans ce contexte, le choix de quitter l'emploi et de se diriger vers le chômage jusqu'à l'âge de la retraite est une option qui peut être pertinente (l'indemnité de chômage est élevée relativement au niveau de CSP). Une deuxième option possible pour ces hommes est de demander une retraite anticipée et, dans le contexte de notre étude, ils apparaissent inactifs. Notons que la nouvelle loi de 2013 autorise cette option pour les malades de longue durée sans les pénaliser sur le calcul de la pension de retraite.

Le nombre d'années dans l'emploi permanent ne protège pas les hommes atteints par le cancer de la prostate en favorisant leur accès à l'emploi, comme c'est le cas pour leurs jumeaux sans ALD et pour les hommes touchés par le cancer en général. Au-delà d'un certain âge, tout se passe comme si l'apparition d'un cancer neutralisait les conséquences positives habituelles d'une carrière professionnelle stable sur le maintien dans l'emploi. Le même constat est retrouvé pour l'impact du statut sur le marché du travail en (t-1). Contrairement à la population saine, être en emploi en (t-1) ne joue plus de rôle positif et significatif sur la probabilité de retrouver l'emploi l'année suivante pour les hommes atteints d'un cancer de la prostate. La dépendance de l'emploi à l'état d'emploi immédiatement antérieur, tout comme l'effet protecteur d'une carrière caractérisée par une expérience élevée dans l'emploi permanent ne permettent plus d'augmenter l'employabilité des salariés masculins, dès lors qu'ils sont atteints par un cancer intervenant très tardivement dans leur cycle de carrière.

En comparant par rapport aux jumeaux sans ALD et aux hommes malades d'un cancer en général, les arrêts-maladie longs [91-180 jours] impactent de la même manière (négativement) les transitions vers l'emploi des hommes atteints d'un cancer de la prostate. En revanche, les transitions de ces derniers ne sont pas influencées négativement par les montants de consommations médicales élevés, comme c'est le cas pour leurs jumeaux et les hommes touchés par un cancer en général.

[28] Un arrêt du 30 septembre 2013 (n°12-19711), confirme que la rupture conventionnelle et l'arrêt maladie longue durée sont compatibles et que cette rupture conventionnelle est bien valable même dans le contexte d'un arrêt maladie.

[29] Une maladie longue comme le cancer peut empêcher la reprise ou la poursuite du travail. La retraite peut alors être anticipée au titre de l'inaptitude au travail. Malgré la perte de salaire, l'invalidité peut présenter un avantage lors du passage à la retraite. Quand vous êtes en invalidité, vous êtes automatiquement à la retraite à 60 ans sans décote.

6. DISCUSSION ET CONCLUSION

Nous avons étudié les déterminants des transitions professionnelles des survivants d'un cancer en France en utilisant des données médico-administratives relatives à un échantillon de salariés du secteur privé. Nous pouvons d'abord essayer de resituer certains des résultats concernant les transitions sur le marché du travail en comparant le contexte observé dans le cadre de l'exploitation de la base *Hygie* du point de vue des individus non malades à celui des transitions observées dans les enquêtes en population générale, telles les enquêtes *Emploi* réalisées par l'Insee. Ainsi, on observe dans *Hygie* comme dans les enquêtes *Emploi* une forte dépendance d'état qui caractérise la transition de et vers l'emploi permanent (soit l'emploi stable), notamment pour les hommes. Ceci caractérise plutôt les individus ayant un salaire élevé correspondant au statut de cadre. Les travaux menés par Amossé et Ben Halima (2010), à partir des enquêtes *Emploi* révèlent ainsi que la stabilité de l'emploi observée au cours des années 2000 est le fait de générations spécifiques (nées entre 1944 et 1963, ayant plutôt au statut de cadres), alors que l'instabilité concerne plutôt les moins qualifiées. Néanmoins, les auteurs invitent également à la prudence sur l'interprétation des mobilités étant donné le fait que les résultats dépendent, outre des fenêtres temporelles choisies, également des concepts ou champs d'analyse adoptés. Nous considérons ainsi que nous devons avant tout interpréter nos résultats dans le contexte de ce que nous permet de réaliser la base *Hygie* en ayant à l'esprit les contraintes associées à la définition adoptée des variables de statut d'occupation et de la « maladie cancer » notamment. La définition d'un groupe de contrôle inhérent à cette base de données même et non construit de manière *ad hoc* à l'aide d'une autre base de données d'enquête apparaît ainsi une avancée pour l'interprétation des résultats.

Les résultats de cette étude peuvent être répartis en quatre axes, à savoir les déterminants des transitions sur le marché du travail des survivants du cancer, l'analyse de l'effet du genre et l'étude de deux cancers particuliers (cancer du sein et cancer de la prostate). Les résultats montrent que les déterminants individuels qui ont un fort impact sur les transitions vers l'emploi des survivants du cancer sont l'âge de l'individu (inférieur à 55 ans) et l'âge d'entrée sur le marché du travail avec une différence selon le genre (l'effet n'est significatif que pour les hommes). Les séquelles des soins supportés par les individus malades, mesurées par des consommations de soins et le nombre cumulé de jours d'arrêt-maladie durant l'année précédente, influencent largement la transition future et favorisent le passage vers le chômage et l'inactivité au détriment de l'emploi. Toutefois, les conséquences négatives de la maladie sur l'emploi sont atténuées par la durée de la carrière professionnelle antérieure dans l'emploi stable, mais seulement pour les hommes. De même, une bonne santé antérieure au diagnostic de cancer, mesurée par une faible fréquence des trimestres passés en arrêt-maladie, protège les individus touchés par le cancer du chômage et de l'inactivité. En comparaison avec la population saine, nous constatons que la population malade rencontre de grandes difficultés pour rester dans, comme pour retrouver, l'emploi permanent, alors que leurs transitions vers le chômage ou l'inactivité sont accentuées par la précarité de la situation antérieure. Il existe toutefois des différences liées au genre.

L'analyse comparée entre les situations professionnelles des femmes et des hommes touchés par le cancer montre plusieurs différences. Les résultats prouvent que les femmes arrivent inégalement selon l'âge à surmonter les conséquences du diagnostic du cancer et de la précarité antérieure (emploi non permanent et chômage) avec des probabilités de transition vers l'emploi plus faibles que celle des hommes pour les plus jeunes mais comparables, voire plus faibles, vers l'emploi non permanent et le chômage. En revanche, les probabilités de

transition vers le chômage sont plus faibles pour les femmes plus jeunes par rapport aux hommes plus jeunes. Pour une part, l'ensemble des différences entre hommes et femmes reflète aussi les différences plus générales de situations des femmes et des hommes sur le marché du travail, les femmes ayant une moindre insertion professionnelle que les hommes.

On peut noter que les femmes malades atteintes par un cancer du sein affichent des différences significatives en termes de trajectoires professionnelles par rapport au groupe des femmes touchées par un cancer en général, notamment pour les plus jeunes (22-35 ans) : les premières ont une probabilité plus élevée d'être au chômage. Le fait de bénéficier d'un salaire courant plus élevé explique également pour les premières une probabilité de transition vers le chômage plus élevée.

Les résultats observés pour tous les cancers confondus sont retrouvés pour le cancer de la prostate à quelques nuances près : d'une part, la sortie de l'inactivité est encore plus difficile pour les individus atteints d'un cancer de la prostate et, d'autre part, lorsqu'ils passent par le chômage, ils y demeurent plus fréquemment. Lorsqu'on s'intéresse aux hommes atteints d'un cancer de la prostate précisément, il faut considérer que si le cancer de la prostate pour les hommes a quelque similitude avec le cancer du sein pour les femmes (ce sont tous deux des cancers très souvent hormono-dépendants), il survient beaucoup plus tard que le cancer du sein chez la femme. Les hommes semblent subir les effets défavorables observés de l'âge sur le marché du travail, lesquels font coïncider survenue d'un cancer et une forme d'exclusion de l'activité, sous forme entre autres de départ à la retraite. Il semble que, dans le cas du cancer de la prostate, les effets observés soient très liés à cette tendance à l'inactivité des travailleurs âgés et aux dispositions spécifiques d'exemption de recherche d'emploi offertes aux chômeurs âgés.

Une telle étude n'avait jamais été réalisée auparavant, du fait de l'absence de bases de données permettant en France de réunir données de carrière et données de l'assurance-maladie. La richesse de la base *Hygie* (2005-2011) nous a permis de suivre sur plusieurs années un nombre élevé d'individus touchés par le cancer. Cette base nous a donné également accès à des informations clés pour étudier les transitions sur le marché du travail, en prenant en compte notamment le parcours professionnel depuis le début de la carrière et des données précises sur l'état de santé passé des individus sélectionnés dans notre échantillon. Elle permet d'étudier d'analyser l'ampleur des consommations de soins de support impliqués après la maladie (reflétant les séquelles immédiates des traitements, qu'elles soient physiques ou psychologiques).

Bien que riche, cette base de données comporte cependant un certain nombre de limites : les données médicales recensées ne permettent pas de connaître la sévérité du cancer, les traitements reçus de même que leurs séquelles. Aujourd'hui, par exemple, grâce au progrès de la génomique et de la biologie moléculaire, il est possible de distinguer une centaine de sous-types de cancers du sein, cancer le plus fréquent chez la femme, dont les conséquences, en termes tant de pronostic que de traitements et de séquelles, diffèrent. L'impact d'un même cancer peut ainsi être très hétérogène sur la possibilité de réinsertion professionnelle à moyen ou long terme. Nous ne pouvons utiliser de telles informations pour préciser l'employabilité des individus touchés et ainsi interpréter avec plus de profondeur les résultats relatifs aux transitions.

Également, nos données ne permettent pas d'identifier avec précision le statut contractuel des individus. Or, un contrat à durée indéterminée protège les individus des conséquences de la maladie dès lors que la durée de leur arrêt-maladie n'excède pas la durée des arrêts indemnisés au titre des conventions collectives de leur entreprise. Un contrat à durée déterminée en revanche ne protège pas l'individu et sa réinsertion dans l'emploi peut être

entravée à la suite de l'arrêt-maladie qu'il est contraint d'accepter en conséquence du diagnostic. Une autre limite de nos données réside dans l'impossibilité de distinguer entre emploi à temps plein et emploi à temps partiel. En l'absence d'une telle distinction, il est difficile de savoir si les transitions de l'emploi vers l'emploi non permanent, l'inactivité ou le chômage ne sont pas principalement dépendantes du statut occupé avant le choc de santé, ce dernier ne jouant qu'un rôle de catalyse. Si l'emploi à temps partiel peut en effet être un emploi permanent au sens de la classification des variables d'emploi que nous adoptons, il peut, s'il caractérise concrètement la situation dans l'emploi de l'individu, fragiliser la transition vers l'emploi permanent à la suite de la survenue de la maladie.

Nos résultats peuvent être comparés à ceux issus d'analyses proches. Ainsi, Joutard *et al*. (2012), pour la France, constatent une forte différence de probabilité de transition de la situation de non-emploi vers l'emploi entre les individus de l'échantillon témoin, constitué à partir d'une base de données *ad hoc* et les individus de l'échantillon avec un diagnostic de cancer. Les travailleurs atteints d'un cancer sont également plus fréquemment amenés à prendre leur retraite. Du point de vue des déterminants de ces transitions, les auteurs établissent que les probabilités de transition dépendent du statut socio-économique et de la sévérité du cancer : pour les survivants de cancers avec les plus mauvais pronostics, la probabilité de rester en emploi est de 20 points de pourcentage supérieur pour les hauts niveaux de statut socio-économique en comparaison des individus de plus faible statut.

Par rapport à cette étude, notre travail présente plusieurs avancées. Tout d'abord, notre population témoin est issue de la même base de données que les individus malades. Nous parvenons de plus à étudier l'influence de déterminants nouveaux, notamment de facteurs non associés au cancer, tels les événements de carrière et de santé le long du cycle de vie, pour expliquer les mécanismes de transition professionnelle à la suite du choc que constitue le diagnostic de cancer. De plus, les situations professionnelles renseignées dans la base *Hygie* sont plus détaillées que dans l'étude de Joutard *et al*. (2012), puisque, d'une part, nous séparons un emploi permanent d'un emploi ponctuel et que, d'autre part, nous différencions chômage et inactivité au sein du non-emploi.

Les résultats obtenus permettent d'esquisser des principes de politiques publiques nouveaux à adopter. Les salariés à la carrière antérieure la moins stable, les plus jeunes, ceux ayant connu des arrêts-maladie antérieurs au diagnostic de cancer significatifs, de même que ceux dont le salaire à l'entrée de la carrière était le plus faible – interprété comme reflétant un niveau de diplôme plus bas –, sont plus vulnérables au choc de cancer en termes de carrière. Les politiques publiques alliant politiques de santé et d'emploi doivent ainsi cibler des modes d'accompagnement professionnel des personnes dont les carrières ont été plus heurtées ou instables, du fait ou non d'événements de santé antérieurs, et dont le statut socio-professionnel s'avère moins protecteur. De plus, une attention aux spécificités du genre et aux séquelles des cancers féminins ou masculins doit être considérée, les séquelles des traitements du cancer du sein pour les femmes étant ainsi différentes de celles du cancer de la prostate pour les hommes. De telles politiques nécessiteraient une alliance plus étroite entre les politiques de santé et les politiques d'emploi. En France, si les grandes entreprises ont développé des programmes d'aide au retour au travail incluant certaines flexibilités pour les travailleurs ayant eu un cancer ou une autre maladie avec des séquelles, les petites et moyennes entreprises n'ont bien souvent pas les moyens de développer de tels dispositifs. Des mécanismes incitatifs et d'intéressement au développement d'aménagements des conditions de travail pourraient ainsi être utiles à la promotion de la réinsertion professionnelle des personnes ayant eu un cancer et les plus vulnérables à un tel choc.

BIBLIOGRAPHIE

AMOSSE T., BEN HALIMA M., 2010, « Mobilité et stabilité sur le marché du travail : une dualisation en trompe-l'œil », *Connaissance de l'emploi*, CEE, n° 75.

ARULAMPALAM W., BOOTH A.L., TAYLOR M.P., 2000, "Unemployment Persistence", *Oxford Economic Papers*, vol.52, p.24-50.

BARNAY T., BEN HALIMA M., DUGUET E., LANFRANCHI J., LE CLAINCHE C., 2015, « La survenue du cancer : effets de court et moyen termes sur l'emploi, le chômage et les arrêts maladie », *Economie et Statistique*, n° 475-476, p. 157-186.

BELOT A., GROSCLAUDE P., BOSSARD N., JOUGLA E., BENHAMOU E., DELAFOSSE P., GUIZARD AV., MOLINIE F., DANZON A., BARA S., BOUVIER AM., TRETARRE B., BINDER-FOUCARD F., COLONNA M., DAUBISSE L., HEDELIN G., LAUNOY G., LE STANG N., MAYNADIE M., MONNEREAU A., TROUSSARD X., FAIVRE J., COLLIGNON A., JANORAY I., ARVEUX P., BUEMI A., RAVERDY N., SCHVARTZ C., BOVET M., CHERIE-CHALLINE L., ESTEVE J., REMONTET L., VELTEN M., 2008, « Cancer incidence and mortality in France over the period 1980-2005 », *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, vol. 56, n° 3, p. 159-175.

BLIEMER M. C. J., ROSE J.M., 2010, "Construction of experimental designs for mixed-logit models allowing for correlation across choice observations", *Transportation Research B*, vol.44, p.720-734.

BRADLEY C.J., NEUMARK D., BEDNAREK H.L., SCHENK M., 2005, "Short-term effects of breast cancer on labor market attachment: results from a longitudinal study", *Journal of health economics*, vol.24, n°1, p.137-160.

BRADLEY C.J., NEUMARK D., LUO Z., SCHENK M., 2007, "Employment and cancer: findings from a longitudinal study of breast and prostate cancer survivors", *Cancer investigation*, vol.25, n°1, p.47-54.

BUDDELMEYER H., WOODEN M., 2011, "Transitions Out of Casual Employment: The Australian Experience", *Industrial Relations*, vol.50, n°1, p.109-130.

CAI L., MAVROMARAS K., OGUZOGLU U., 2014," The effects of health status and health shocks on hours worked", *Health Economics*, vol.23, n°5, p.516-528.

CALIENDO M., UHLENDORFF A., 2008, "Self-Employment Dynamics, State Dependence and Cross-Mobility Patterns", *IZADiscussion Papers*, Institute for the Study of Labor (IZA), n°3900.

CARLSEN, K., BADSBERGJ. H., DALTON S., 2014, "Unemployment among breast cancer survivors", *Scandinavian Journal of Public Health*, vol.42, n°3, p.319-28.

LUKER K.A., CAMPBELL M., AMIR Z., DAVIES L., 2013, "A UK survey of the impact of cancer on employment", *Occupational Medicine*, vol.63, n°7, p.494-500.

CANDON D., 2015, "The effects of cancer on older workers in the English labour market", *Economics & Human Biology*, vol.18, p.74-84.

CHAMBERLAIN G., 1984, "Panel data", *in* Griliches, Z. and Intriligator, M., D. (Eds.) *Handbook of Econometrics*, vol.2, chap. 22.

DE BOER A.G, TASKILA T., OJAJARVI F.J, VAN DIJK, VERBEEK J.H., 2009, "Cancer Survivors and Unemployment: a Meta-analysis and Meta–regression", *Journal of the American Medical Association*, vol.301, n°7, p.753-762.

DE BOER AG., 2014, "The European Cancer and Work Network: CANWON", *Journal of Occupational Rehabilitation*, vol.24, n°3, p.393-398.

DUGUET E., LE CLAINCHE C., 2012, "The Impact of Health Events on Individual Labor Market Histories: the Message from Difference in Differences with Exact Matching", *Working-Paper* Centre d'études de l'emploi, n°156.

DUGUET E., LE CLAINCHE C., 2016, « Une évaluation de l'impact des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer », *Revue Economique*, vol. 71, p. 49-80.

EICHENBAUM-VIOLINE S., MALAVOLTI L., PARAPONARIS A., VENTELOU B., 2008, « Cancer et activité professionnelle », *Revue de l'OFCE*, n° 104, p. 105-134.

ERDEM T., SUN, B., 2001, "Testing for Choice Dynamics in Panel Data", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol.19, n°2, p.142-152.

EUNMI A., J. CHO, D. W. SHIN, B. W. PARK, S. H. AHN, D. Y. NOH, S. J. NAM, E. S. LEE, Y.H. YUN, 2009, "Impact of breast cancer diagnosis and treatment on work-related life and factors affecting them", *Breast Cancer Research and Treatment*, vol.116, n°3, p.609-616.

GONG X., VAN SOEST A., VILLAGOMEZ E., 2004, "Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico", *Economic Development and Cultural Change*, vol.53, n°1, p.1-36.

GREEN W.H., 2003, *Econometric Analysis*, 5ème edition, Prentice Hall, New York University.

GRIGOLON A.B, BORGERS A.W.J., KEMPERMAN A.D.A.M., TIMMERMANS H.J.P., 2014, "Vacation length choice: A dynamic mixed multinomial logit model", *Tourism Management*, vol.41, p.158-167.

HAAN P., UHLENDORFF A., 2013, "Intertemporal Labor Supply and Involuntary Unemployment", *Empirical Economics*, vol.44, n°2, p.661-683.

HAAN P., 2010, "A Multi-state model of state dependence in labor supply: Intertemporal labor supply effects of a shift from joint to individual taxation", *Labour Economics*, vol.17, n°2, p.323-335.

HAVET N., 2006, « L'insertion professionnelle des jeunes et mesures publiques : des trajectoires différenciées entre hommes et femmes », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 81, p. 225-251.

HEINESEN, E., C. KOLODZIEJCZYK, 2013, "Effects of breast and colorectal cancer on labour market outcomes–average effects and educational gradients", *Journal of Health Economics*, vol.32, p.1028-1042.

HECKMAN J.J., 1981, "The incidental parameter problem and the Problem of Initial conditions in estimating a discrete-time discrete data stochastic process", *in* Manski, C.F., McFadden, D. (Eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric* Applications. MIT Press, Cambridge, MA.

IACUS SM., KING G., PORRO G., 2011, "Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching", *Political Analysis*, vol.20, n°1, p.1-24.

INCa, 2014, *Deuxième enquête, La vie deux ans après un diagnostic de cancer – de l'annonce à l'après-cancer*, collection Études et enquêtes.

JEON S.H., 2016, "The Long-Term Effects of Cancer on Employment and Earnings", *Health Economics*, vol.25, n°4.

JOUTARD X., PARAPONARIS A., SAGAON-TEYSSIER L., VENTELOU B., 2012, "A Continuous-time Markov Model for Transitions Between Employment and Non-employment: The Impact of a Cancer Diagnosis", *Annals of Economics and Statistics*, vol. 107-108, p.239-266.

KIM YA., YUN YH., CHANG YJ., LEE J., KIM MS., LEE HS., ZO JI., KIM J., CHOI YS., SHIM YM., YOON SJ., 2014, Employment status and work-related difficulties in lung cancer survivors compared with the general population, *Annals of Surgery*, vol.259, n°3, p.569-575.

KNIGHTS S., HARRIS M. N., LOUNDES J., 2002, "Dynamic Relationships in the Australian Labour Market: Heterogeneity and State Dependence", *Economic Record*, vol.78, n°242, p.284-298.

LECHNER M., STRITTMATTER A., 2014, "Practical Procedures to Deal with Common Support Problems in Matching Estimation", *Discussion Paper* no.2014-10, University of StGallen.

LUNDBORG P., NILSSON M., VIKSTRÖM J., 2011, "Socioeconomic heterogeneity in the effect of health shocks on earnings: evidence from population-wide data on Swedish workers", *IZA Discussion Paper*, n°6121.

MAGNAC T., 2000, "Subsidised Training and Youth Employment: Distinguishing Unobserved Heterogeneity from State Dependence in Labour Market Histories", *The Economic Journal*, vol.110, n°466, p.805-837.

MALAVOLTI L., PARAPONARIS A., VENTELOU B., 2008, « La reprise du travail après un diagnostic de cancer : un processus distinct entre hommes et femmes », *in* Le Corroller-Soriano, Malavolti et Mermilliod (éds.), *La vie deux ans après le diagnostic de cancer*, Drees-Inserm, coll. Études et Statistiques, La Documentation française, p. 259-270.

MCFADDEN D., TRAIN K., 2000, "Mixed MNL models for discrete response", *Journal of Applied Econometrics*, vol.15, n°5, p.447-470.

MEHNERT A., 2011, "Employment and Work-related Issues in Cancer Survivors", *Critical Reviews in Oncology Hematology*, vol.77, n°2, p.109-130.

MORAN J.R., SHORT P.F., HOLLENBEAK, C.S., 2011, "Long-term employment effects of surviving cancer", *Journal of Health Economics*, vol.30, n°3, p.505-514.

MUNDLAK Y., 1978, "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, vol.46, n°1, p.69-85.

OGUZOGLU U., 2015, "Disability and Multi-State Labour Force Choices with State Dependence", *Economic Record*, vol.2015.

PARAPONARIS A., SAGAONTEYSSIER L., VENTELOU B., 2010, "Job tenure and self-reported workplace discrimination for cancer survivors two years after diagnosis: does employment legislation matter?", *Health Policy*, vol.98, n°2-3, p.144-155.

POLIDANO C., VU H., 2015, "Differential Labour Market Impacts from Disability Onset", *Health Economics*, vol.24, n°3, p. 302-317.

PROWSE V., 2012, "Modeling Employment Dynamics with State Dependence and Unobserved Heterogeneity", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.30, n°3, p.411-431.

REVELT D., TRAIN K., 1998, "Mixed Logit With Repeated Choices: Households Choices Of Appliance Efficiency Level", *The Review of Economics and Statistics*, vol.80, n°4, p.647-657.

SAITO N., TAKAHASHI M., SAIRENCHI T., MUTO T., 2014, "The impact of breast cancer on employment among Japanese women", *Journal of Occupational Health*, vol.56, n°1, p.49-55.

TRAIN K., 2003, *Discrete Choice Methods with Simulation*, édition 2009, Cambridge University Press.

UHLENDORFF A., 2006, "From No Pay to Low Pay and Back Again? A Multi-State Model of Low Pay Dynamics", *IZADiscussion Papers*, Institute for the Study of Labor (IZA), n°2482.

VANDERPOOL RC., NICHOLS H., HOFFLER EF., SWANBERG JE., 2015, "Cancer and Employment Issues: Perspectives from Cancer Patient Navigators", *Journal of Cancer Education*, vol.30, p.1-7.

WOOLDRIDGE J.M., 2005, "Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity", *Journal of Applied Econometrics*, vol.20, n°1, p.39-54.

ZUCCHELLI E., HARRIS M., ZHAO X., 2012, "Ill-health and transitions to part-time work and self-employment among older workers, Health, Econometrics and Data Group", *Working Paper* n°12-04, University of York.

ANNEXES

Tableau A.1. Logit multinomial dynamique à effets aléatoires *(Hommes ALD cancer)*

	Emploi permanent		Emploi non permanent		Chômage	
	Coefficient	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*
Âge						
[22-35]	5.343***	(0.617)	4.327***	(0.622)	3.489***	(0.782)
[36-45]	2.251***	(0.371)	1.477***	(0.371)	0.807*	(0.473)
[46-55]	1.683***	(0.229)	0.867***	(0.226)	0.135	(0.287)
[Sup à 55]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Âge d'entrée sur le marché du travail						
[inf 18]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
[19-22]	0.517*	(0.268)	0.615**	(0.269)	0.561*	(0.330)
[23-26]	0.940**	(0.372)	0.936**	(0.372)	0.935**	(0.443)
[Sup à 26]	0.728*	(0.431)	0.467	(0.435)	0.355	(0.519)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-0.343	(0.274)	-0.285	(0.275)	-0.016	(0.343)
3ème quartile	-0.834**	(0.304)	-0.850**	(0.308)	-0.411	(0.378)
4ème quartile	0.012	(0.389)	-0.148	(0.391)	0.514	(0.475)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)						
	0.029**	(0.012)	0.007	(0.012)	0.016	(0.015)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière passée						
				(0.633)		
	-6.733***	(0.565)	-6.733***		-6.221***	(0.867)
Taux de chômage régional						
	-0.054	(0.041)	-0.059	(0.041)	0.064	(0.047)
Salaire annuel déflaté en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	1.375***	(0.320)	1.289***	(0.269)	1.772***	(0.357)
3ème quartile	2.063***	(0.434)	1.905***	(0.407)	3.094***	(0.567)
4ème quartile	1.159**	(0.525)	1.572**	(0.515)	2.979***	(0.752)
Nombre d'ALD en comorbidité						
0 (ALD cancer)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
1 ou plus	-0.114	(0.200)	-0.259	(0.194)	-0.031	(0.246)
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie annuel en (t-1)						
0 jours	0.161	(0.243)	-0.259	(0.229)	0.475	(0.296)
[1-10 jours]	0.585	(0.557)	0.299	(0.555)	1.180*	(0.701)
[11-30 jours]	0.438	(0.532)	0.437	(0.526)	1.524**	(0.628)
[31-90 jours]	-0.612**	(0.298)	-0.699**	(0.290)	-0.277	(0.412)
[91-180 jours]	-1.121***	(0.290)	-1.080***	(0.278)	-0.337	(0.416)
[Sup à 180 jours]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-0.258	(0.273)	0.041	(0.272)	-0.235	(0.322)
3ème quartile	-0.774**	(0.279)	-0.426	(0.276)	-0.681**	(0.329)
4ème quartile	-1.393***	(0.294)	-0.567**	(0.287)	-1.111**	(0.354)
Statut sur le marché du travail en (t-1)						
Emploi permanent (t-1)	1.654***	(0.469)	1.229**	(0.388)	-2.108***	(0.569)
Emploi non permanent (t-1)	0.472	(0.388)	1.157***	(0.300)	0.069	(0.392)
Chômage (t-1)	0.092	(0.600)	1.007**	(0.390)	2.756***	(0.425)
Inactivité (t-1)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Salaire annuel moyen en (t-1)						
	0.00029***	(0.00002)	0.00010***	(0.000021)	-0.00001	(0.000028)
Montant moyen du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
	0.00001	(0.00002)	-0.00001	(0.00001)	-0.00005*	(0.00002)
Statut sur le marché du travail en (t=0)						
Emploi permanent (t=0)	0.349	(0.547)	1.670**	(0.538)	3.441***	(0.748)
Emploi non permanent (t=0)	0.871	(0.569)	2.309***	(0.550)	3.227***	(0.746)
Chômage (t=0)	1.140	(0.817)	1.925**	(0.699)	4.072***	(0.886)
Inactivité (t=0)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Constante	-4.334***	(0.767)	-2.317**	(0.730)	-4.812***	(0.966)
Nombres d'individus			1330			
Nombres d'observations			5576			

Tableau A.2. Logit multinomial dynamique à effets aléatoires
(Jumeaux sans ALD aux hommes ALD cancer)

	Emploi permanent		Emploi non permanent		Chômage	
	Coefficient	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*
Âge						
[22-35]	4.200***	(0.057)	2.160***	(0.058)	1.699***	(0.064)
[36-45]	3.529***	(0.048)	1.908***	(0.049)	1.571***	(0.055)
[46-55]	2.739***	(0.040)	1.446***	(0.041)	1.141***	(0.045)
[Sup à 55]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Âge d'entrée sur le marché du travail						
[inf 18]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
[19-22]	-0.735***	(0.041)	-0.969***	(0.042)	-0.814***	(0.046)
[23-26]	-0.889***	(0.047)	-1.249***	(0.048)	-0.980***	(0.052)
[Sup à 26]	-2.122***	(0.053)	-2.763***	(0.055)	-2.531***	(0.060)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	1.654***	(0.04)	1.510***	(0.041)	1.568***	(0.045)
3ème quartile	1.749***	(0.042)	1.615***	(0.043)	1.795***	(0.047)
4ème quartile	1.491***	(0.045)	1.440***	(0.047)	1.794***	(0.052)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)						
	0.098***	(0.002)	0.027***	(0.002)	0.060***	(0.002)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière passée						
	1.664***	(0.066)	1.451***	(0.068)	1.186***	(0.074)
Taux de chômage régional						
	0.034***	(0.004)	0.016***	(0.004)	0.060***	(0.004)
Salaire annuel déflaté en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	1.162***	(0.037)	1.334***	(0.038)	1.838***	(0.044)
3ème quartile	1.025***	(0.051)	1.690***	(0.053)	2.676***	(0.062)
4ème quartile	-0.100	(0.061)	1.397***	(0.064)	2.245***	(0.084)
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie annuel en (t-1)						
0 jours	0.682***	(0.067)	-0.027	(0.062)	0.025	(0.072)
[1-10 jours]	0.901***	(0.082)	0.219***	(0.078)	0.701***	(0.089)
[11-30 jours]	0.905***	(0.084)	0.413***	(0.080)	0.854***	(0.091)
[31-90 jours]	0.478***	(0.082)	0.174**	(0.078)	0.690***	(0.088)
[91-180 jours]	-0.448***	(0.091)	-0.413***	(0.086)	0.174*	(0.098)
[Sup à 180 jours]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	0.054*	(0.029)	0.096***	(0.029)	0.096***	(0.033)
3ème quartile	-0.121***	(0.025)	-0.111***	(0.025)	-0.172***	(0.029)
4ème quartile	-0.341***	(0.034)	-0.248***	(0.034)	-0.232***	(0.038)
Statut sur le marché du travail en (t-1)						
Emploi permanent (t-1)	3.343***	(0.043)	2.069***	(0.040)	1.206***	(0.055)
Emploi non permanent (t-1)	1.435***	(0.037)	2.120***	(0.033)	2.821***	(0.045)
Chômage (t-1)	-0.002	(0.048)	1.593***	(0.039)	3.526***	(0.050)
Inactivité (t-1)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Salaire annuel moyen en (t-1)						
	0.000288***	(0.000002)	0.000108***	(0.000002)	0.000005**	(0.000003)
Montant moyen du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
	-0.000021***	(0.000004)	-0.000053***	(0.000004)	-0.0000551***	(0.000005)
Statut sur le marché du travail en (t=0)						
Emploi permanent (t=0)	0.001	(0.053)	0.542***	(0.054)	1.553***	(0.062)
Emploi non permanent (t=0)	2.304***	(0.059)	2.771***	(0.059)	2.592***	(0.066)
Chômage (t=0)	2.638***	(0.069)	2.318***	(0.068)	2.785***	(0.075)
Inactivité (t=0)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Constante	-9.958***	(0.117)	-4.634***	(0.111)	-6.548***	(0.129)
Nombres d'individus			141954			
Nombres d'observations			802666			

Tableau A.3. Logit multinomial dynamique à effets aléatoires
(Femmes ALD cancer)

	Emploi Permanent		Emploi non permanent		Chômage	
	Coefficient	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*
Âge						
[22-35]	2.729***	(0.341)	1.750***	(0.336)	1.954***	(0.462)
[36-45]	2.367***	(0.235)	1.452***	(0.231)	1.282***	(0.315)
[46-55]	1.474***	(0.168)	0.642***	(0.162)	0.404*	(0.215)
[Sup à 55]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Âge d'entrée sur le marché du travail						
[inf 18]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
[19-22]	0.101	(0.174)	0.013	(0.169)	-0.132	(0.220)
[23-26]	-0.032	(0.233)	-0.185	(0.224)	-0.311	(0.296)
[Sup à 26]	0.279	(0.247)	-0.218	(0.240)	0.036	(0.313)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-0.206	(0.201)	-0.163	(0.195)	0.022)	(0.245)
3ème quartile	-0.977***	(0.207)	-0.774***	(0.203)	-1.016)***	(0.268)
4ème quartile	-0.197	(0.238)	-0.046	(0.233)	-0.211)	(0.305)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)						
	0.009	(0.008)	-0.009	(0.008)	0.008	(0.010)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière passée						
	-3.434***	(0.335)	-3.190***	(0.347)	-3.444***	(0.491)
Taux de chômage régional						
	-0.048	(0.030)	-0.027	(0.028)	0.013	(0.034)
Salaire annuel déflaté en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	0.375*	(0.203)	0.351**	(0.173)	0.442*	(0.239)
3ème quartile	0.356	(0.304)	0.461	(0.291)	1.676***	(0.430)
4ème quartile	-1.410***	(0.421)	-0.819*	(0.427)	2.120***	(0.574)
Nombre d'ALD en comorbidité						
0 (ALD cancer)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
1 ou plus	-0.028	(0.155)	-0.282*	(0.146)	-0.216	(0.196)
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie annuel en (t-1)						
0 jours	-0.239	(0.178)	-0.352**	(0.162)	-0.108	(0.221)
[1-10 jours]	0.634	(0.436)	0.415	(0.431)	0.785	(0.558)
[11-30 jours]	-0.401	(0.299)	-0.618**	(0.296)	0.301	(0.395)
[31-90 jours]	-0.688**	(0.223)	-0.789***	(0.212)	-0.061	(0.291)
[91-180 jours]	-1.023***	(0.214)	-0.761***	(0.197)	-0.427	(0.285)
[Sup à 180 jours]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-0.156	(0.180)	-0.128	(0.173)	-0.240	(0.222)
3ème quartile	-0.646***	(0.188)	-0.507**	(0.180)	-0.425*	(0.231)
4ème quartile	-0.929***	(0.207)	-0.624**	(0.193)	-0.921***	(0.257)
Statut sur le marché du travail en (t-1)						
Emploi permanent (t-1)	3.038***	(0.310)	2.238***	(0.259)	-0.042	(0.402)
Emploi non, permanent (t-1)	1.355***	(0.252)	1.764***	(0.201)	1.149***	(0.272)
Chômage (t-1)	-0.002	(0.386)	1.105***	(0.254)	3.045***	(0.310)
Inactivité (t-1)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Salaire annuel moyen en (t-1)						
	0.0003***	(0.000017)	0.0001***	(0.000017)	-0.00004*	(0.000024)
Montant moyen du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
	-0.00004**	(0.000015)	-0.00005***	(0.000014)	-0.00007***	(0.000019)
Statut sur le marché du travail en (t=0)						
Emploi permanent (t=0)	0.303	(0.334)	1.104***	(0.307)	2.231***	(0.415)
Emploi non permanent (t=0)	1.038**	(0.341)	1.829***	(0.309)	2.107***	(0.405)
Chômage (t=0)	1.491***	(0.436)	1.579***	(0.372)	2.292***	(0.487)
Inactivité (t=0)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Constante	-3.695***	(0.507)	-1.298**	(0.447)	-2.561***	(0.582)
Nombres d'individus			1838			
Nombres d'observations			7930			

Tableau A.4. Logit multinomial dynamique à effets aléatoires
(Jumelles sans ALD des femmes ALD cancer)

	Emploi Permanent		**Emploi non permanent**		**Chômage**	
	Coefficient	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*
Age						
[22-35]	1.513***	(0.033)	0.250***	(0.032)	0.125***	(0.039)
[36-45]	1.823***	(0.029)	0.659***	(0.029)	0.227***	(0.036)
[46-55]	1.833***	(0.027)	0.882***	(0.026)	0.326***	(0.032)
[Sup à 55]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Age d'entrée sur le marché du travail						
[inf 18]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
[19-22]	-0.592***	(0.024)	-0.689***	(0.024)	-0.554***	(0.029)
[23-26]	-0.720***	(0.028)	-0.856***	(0.028)	-0.615***	(0.034)
[Sup à 26]	-1.117***	(0.030)	-1.433***	(0.030)	-1.229***	(0.037)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	1.010***	(0.024)	0.879***	(0.024)	0.889***	(0.030)
3ème quartile	1.042***	(0.025)	0.872***	(0.025)	1.004***	(0.031)
4ème quartile	0.857***	(0.027)	0.759***	(0.027)	1.051***	(0.034)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)						
	0.053***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	0.028***	(0.001)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière passée						
	0.843***	(0.029)	0.521***	(0.029)	0.4240***	(0.037)
Taux de chômage régional						
	0.013***	(0.002)	0.004*	(0.002)	0.054***	(0.003)
Salaire annuel déflaté en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	0.932***	(0.027)	1.098***	(0.025)	1.498***	(0.030)
3ème quartile	0.750***	(0.041)	1.102***	(0.041)	2.304***	(0.050)
4ème quartile	-0.905***	(0.050)	0.254***	(0.051)	2.236***	(0.065)
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie annuel en (t-1)						
0 jours	0.939***	(0.050)	0.114***	(0.043)	-0.210***	(0.054)
[1-10 jours]	0.760***	(0.059)	0.018	(0.054)	0.123*	(0.066)
[11-30 jours]	0.560***	(0.058)	-0.0701	(0.052)	0.093	(0.064)
[31-90 jours]	-0.100*	(0.056)	-0.485***	(0.049)	-0.258***	(0.061)
[91-180 jours]	-0.615***	(0.062)	-0.651***	(0.055)	-0.370***	(0.069)
[Sup à 180 jours]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-0.115***	(0.021)	-0.045**	(0.020)	-0.072***	(0.025)
3ème quartile	-0.427***	(0.019)	-0.326***	(0.019)	-0.440***	(0.024)
4ème quartile	-0.780***	(0.021)	-0.603***	(0.020)	-0.583***	(0.026)
Statut sur le marché du travail en (t-1)						
Emploi permanent (t-1)	3.747***	(0.038)	1.913***	(0.035)	0.340***	(0.047)
Emploi non permanent (t-1)	2.233***	(0.026)	2.255***	(0.022)	2.191***	(0.032)
Chômage (t-1)	0.735***	(0.037)	1.945***	(0.028)	3.636***	(0.036)
Inactivité (t-1)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Salaire annuel moyen en (t-1)						
	0.0003***	(0.000001)	0.0001***	(0.000001)	-0.00001***	(0.000002)
Montant moyen du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
	-0.00002***	(0.000004)	-0.00005***	(0.000004)	-0.00008***	(0.000006)
Statut sur le marché du travail en (t=0)						
Emploi permanent (t=0)	-0.922***	(0.027)	-0.314***	(0.027)	0.743***	(0.035)
Emploi non permanent (t=0)	0.444***	(0.029)	1.046***	(0.028)	1.061***	(0.036)
Chômage (t=0)	0.776***	(0.036)	0.797***	(0.034)	1.324***	(0.043)
Inactivité (t=0)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Constante	-6.875***	(0.073)	-2.515***	(0.064)	-3.770***	(0.082)
Nombres d'individus			140081			
Nombres d'observations			794259			

Tableau A.5. Statistiques descriptives (ALD cancer du sein et groupe de contrôle)

	Population des femmes			
	ALD Cancer du sein		*Femmes jumelles sans ALD*	
Variables	*Fréq/Moy*	*Ecart-type*	*Fréq/Moy*	*Ecart-type*
Catégorie 1 : variables d'appariement (historique)				
Âge				
[22-35]	6,90	(0,253)	6,90	(0,253)
[36-45]	30,73	(0,461)	30,73	(0,461)
[46-55]	48,35	(0,499)	48,35	(0,499)
[Sup à 55]	14,02	(0,347)	14,02	(0,347)
Age d'entrée sur le marché du travail				
[inf 18]	30,73	(0,461)	30,73	(0,461)
[19-22]	38,33	(0,486)	38,33	(0,486)
[23-26]	16,42	(0,370)	16,42	(0,370)
[Sup à 26]	14,52	(0,352)	14,52	(0,352)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)				
1er quartile	22,22	(0,415)	22,22	(0,415)
2ème quartile	27,62	(0,447)	27,62	(0,447)
3ème quartile	26,33	(0,440)	26,33	(0,440)
4ème quartile	23,83	(0,426)	23,83	(0,426)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)				
	21,66	(11,63)	21,66	(11,55)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière				
	0,188	(0,194)	0,130	(0,200)
Catégorie 2 : Caractéristiques professionnelles antérieures				
Statut sur le marché du travail en (t-1)				
Emploi permanent	61,91	(0,485)	65,83	(0,474)
Emploi non permanent	20,21	(0,401)	18,63	(0,389)
Chômage	5,82	(0,234)	5,21	(0,222)
Inactivité	12,06	(0,325)	10,33	(0,304)
Salaire annuel déflaté en (t-1)				
	15414,14	(11692,74)	16233,81	(10982,58)
Taux de chômage régional				
	8,36	(2,036)	8,48	(2,403)
Catégorie 3 : Etat de santé de l'individu				
Nombre d'ALD en comorbidité				
0 (ALD cancer)	86,57	(0,340)		
1 ou plus	13,43	(0,340)		
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie				
0 jours	49,45	(0,500)	79,20	(0,405)
[1-10 jours]	4,56	(0,208)	7,76	(0,267)
[11-30 jours]	6,15	(0,240)	6,17	(0,240)
[31-90 jours]	9,27	(0,289)	4,40	(0,205)
[91-180 jours]	9,03	(0,286)	1,43	(0,118)
[Sup à 180 jours]	21,54	(0,411)	1,04	(0,101)
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales (l'année avant ALD)				
	4214,70	(6905,09)	766,17	(1755,34)
Nombres d'individus	999		118138	
Nombres d'observations	4351		669911	

Tableau A.6. Logit multinomial dynamique à effets aléatoires
(Femmes ALD cancer du sein)

	Emploi Permanent		Emploi non permanent		Chômage	
	Coefficient	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*
Age						
[22-35]	2.545***	(0.506)	1.675***	(0.477)	2.804***	(0.722)
[36-45]	2.078***	(0.304)	1.077***	(0.290)	1.483***	(0.448)
[46-55]	1.406***	(0.225)	0.480**	(0.210)	0.575*	(0.309)
[Sup à 55]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Age d'entrée sur le marché du travail						
[inf 18]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
[19-22]	0.079	(0.234)	0.042	(0.218)	-0.326	(0.306)
[23-26]	0.237	(0.316)	0.168	(0.294)	-0.040	(0.410)
[Sup à 26]	0.206	(0.324)	-0.343	(0.301)	-0.013	(0.414)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-0.147	(0.266)	-0.237	(0.247)	0.093	(0.332)
3ème quartile	-0.718**	(0.274)	-0.569**	(0.257)	-0.654*	(0.361)
4ème quartile	-0.005	(0.319)	0.054	(0.303)	-0.018	(0.428)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)						
	0.012	(0.011)	-0.013	(0.010)	0.015	(0.014)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière passée						
	-3.771***	(0.482)	-3.385***	(0.487)	-3.730***	(0.769)
Taux de chômage régional						
	-0.024	(0.041)	-0.001	(0.037)	0.018	(0.046)
Salaire annuel déflaté en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	0.554**	(0.274)	0.587**	(0.229)	0.808**	(0.338)
3ème quartile	0.614	(0.420)	0.814**	(0.397)	2.404***	(0.624)
4ème quartile	-1.027*	(0.593)	-0.208	(0.591)	2.851**	(0.882)
Nombre d'ALD en comorbidité						
0 (ALD cancer)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
1 ou plus	0.034	(0.214)	-0.382*	(0.200)	-0.321	(0.287)
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie annuel en (t-1)						
0 jours	-0.461*	(0.236)	-0.350*	(0.211)	-0.072	(0.299)
[1-10 jours]	0.813	(0.694)	0.932	(0.683)	0.890	(0.885)
[11-30 jours]	-0.961**	(0.397)	-0.827**	(0.386)	-0.250	(0.553)
[31-90 jours]	-0.679**	(0.305)	-0.559*	(0.287)	-0.138	(0.409)
[91-180 jours]	-1.096***	(0.281)	-0.804**	(0.258)	-0.884**	(0.414)
[Sup à 180 jours]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-0.328	(0.246)	-0.298	(0.232)	-0.086	(0.309)
3ème quartile	-0.791**	(0.254)	-0.683**	(0.237)	-0.388	(0.320)
4ème quartile	-1.057***	(0.275)	-0.651**	(0.249)	-0.972**	(0.357)
Statut sur le marché du travail en (t-1)						
Emploi permanent (t-1)	2.952***	(0.423)	1.921***	(0.347)	-1.085*	(0.586)
Emploi non permanent (t-1)	1.414***	(0.339)	1.667***	(0.256)	0.729**	(0.360)
Chômage (t-1)	0.451	(0.501)	0.936**	(0.338)	2.788***	(0.408)
Inactivité (t-1)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Salaire annuel moyen en (t-1)						
	0.00033***	(0.00002)	0.00013***	(0.00002)	-0.00010**	(0.00003)
Montant moyen du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
	-0.00006**	(0.00002)	-0.00006**	(0.00002)	-0.00010**	(0.00003)
Statut sur le marché du travail en (t=0)						
Emploi permanent (t=0)	-0.311	(0.426)	0.539	(0.375)	2.984***	(0.604)
Emploi non permanent (t=0)	0.488	(0.428)	1.271***	(0.369)	2.491***	(0.568)
Chômage (t=0)	0.545	(0.578)	0.909**	(0.460)	2.361***	(0.670)
Inactivité (t=0)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Constante	-3.283***	(0.654)	-0.760	(0.561)	-2.861***	(0.804)
Nombres d'individus			999			
Nombres d'observations			4351			

Tableau A.7. Logit multinomial dynamique à effets aléatoires
(Jumelles sans ALD aux femmes ALD cancer du sein)

	Emploi Permanent		Emploi non permanent		Chômage	
	Coefficient	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*
Age						
[22-35]	1.528***	(0.035)	0.274***	(0.035)	-0.104**	(0.043)
[36-45]	1.814***	(0.032)	0.658***	(0.032)	0.219***	(0.039)
[46-55]	1.820***	(0.029)	0.885***	(0.029)	0.326***	(0.034)
[Sup à 55]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Age d'entrée sur le marché du travail						
[inf 18]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
[19-22]	-0.586***	(0.026)	-0.689***	(0.026)	-0.540***	(0.032)
[23-26]	-0.719***	(0.030)	-0.857***	(0.030)	-0.600***	(0.037)
[Sup à 26]	-1.098***	(0.032)	-1.421***	(0.033)	-1.193***	(0.041)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	0.999***	(0.026)	0.872***	(0.026)	0.869***	(0.032)
3ème quartile	1.019***	(0.027)	0.859***	(0.027)	0.977***	(0.034)
4ème quartile	0.846***	(0.029)	0.752***	(0.029)	1.029***	(0.037)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)						
	0.054***	(0.001)	-0.003**	(0.001)	0.027***	(0.001)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière passée						
	0.833***	(0.031)	0.516***	(0.032)	0.434***	(0.040)
Taux de chômage régional						
	0.013***	(0.003)	0.004	0.003)	0.053***	(0.003)
Salaire annuel déflaté en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	0.925***	(0.029)	1.089***	(0.028)	1.500***	(0.033)
3ème quartile	0.707***	(0.044)	1.061***	(0.044)	2.266***	(0.054)
4ème quartile	-0.924***	(0.054)	0.225***	(0.055)	2.209***	(0.070)
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie annuel en (t-1)						
0 jours	0.952***	(0.055)	0.126***	(0.047)	-0.211***	(0.058)
[1-10 jours]	0.789***	(0.064)	0.049	(0.058)	0.135*	(0.072)
[11-30 jours]	0.571***	(0.063)	-0.052	(0.057)	0.095	(0.070)
[31-90 jours]	-0.096	(0.060)	-0.463***	(0.054)	-0.261***	(0.067)
[91-180 jours]	-0.629***	(0.068)	-0.653***	(0.060)	-0.394***	(0.075)
[Sup à 180 jours]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-0.115***	0.0228994	-0.0499928**	0.0223045	-0.0729496***	0.0276552
3ème quartile	-0.414***	0.0215514	-0.3152968***	0.0207386	-0.4280845***	0.0262629
4ème quartile	-0.777***	0.0234267	-0.6049426***	0.0227302	-0.5727809***	0.028416
Statut sur le marché du travail en (t-1)						
Emploi permanent (t-1)	3.754***	(0.041)	1.925***	(0.038)	0.336***	(0.051)
Emploi non permanent (t-1)	2.236***	(0.028)	2.271***	(0.024)	2.185***	(0.035)
Chômage (t-1)	0.723***	(0.040)	1.964***	(0.030)	3.629***	(0.039)
Inactivité (t-1)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Salaire annuel moyen en (t-1)						
	0.000304***	(0.000002)	0.000136***	(0.000002)	0.000009***	(0.000002)
Montant moyen du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
	-0.000029***	(0.000005)	-0.000057***	(0.000005)	-0.000091***	(0.000007)
Statut sur le marché du travail en (t=0)						
Emploi permanent (t=0)	-0.932***	(0.030)	-0.332***	(0.029)	0.721***	(0.038)
Emploi non permanent (t=0)	0.431***	(0.031)	1.023***	(0.031)	1.044***	(0.039)
Chômage (t=0)	0.780***	(0.039)	0.789***	(0.037)	1.322***	(0.046)
Inactivité (t=0)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Constante	-6.887***	(0.079)	-2.542***	(0.069)	-3.768***	(0.089)
Nombres d'individus			118138			
Nombres d'observations			669911			

Tableau A.8. Statistiques descriptives (ALD cancer de la prostate & groupe de contrôle)

	Population des hommes			
	ALD Cancer de la prostate		*Hommes jumeaux sans ALD*	
Variables	*Fréq/Moy*	*Ecart-type*	*Fréq/Moy*	*Ecart-type*
Catégorie 1 : variables d'appariement (historique)				
Âge				
[36-54]	42,30	(0,494)	42,30	(0,494)
[55-60]	49,04	(0,500)	49,04	(0,500)
[Sup à 60]	8,66	(0,281)	8,66	(0,281)
Age d'entrée sur le marché du travail				
[inf 18]	47,11	(0,499)	47,11	(0,499)
[19-22]	29,48	(0,456)	29,48	(0,456)
[23-26]	14,11	(0,348)	14,11	(0,348)
[Sup à 26]	9,30	(0,290)	9,30	(0,290)
Salaire annuel plafonné en début de				
1er quartile	46,79	(0,499)	46,79	(0,498)
2ème quartile	20,83	(0,406)	20,83	(0,406)
3ème quartile	14,11	(0,348)	14,11	(0,348)
4ème quartile	18,27	(0,387)	18,27	(0,386)
Nombre d'années d'emploi permanent	32,35	(10,31)	32,32	(10,17)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière	0,052	(0,067)	0,033	(0,060)
Catégorie 2 : Caractéristiques professionnelles antérieures				
Statut sur le marché du travail en (t-1)				
Emploi permanent	75,62	(0,429)	78,29	(0,412)
Emploi non permanent	13,58	(0,342)	11,12	(0,314)
Chômage	5,44	(0,226)	4,83	(0,214)
Inactivité	5,36	(0,225)	5,76	(0,232)
Salaire annuel déflaté en (t-1)	22323,27	(12264,59)	22602,69	(11346,27)
Taux de chômage régional	8,39	(2,312)	8,54	(2,450)
Catégorie 3 : Etat de santé de l'individu				
Nombre d'ALD en comorbidité				
0 (ALD cancer)	84,25	(0,364)		
1	12,68	(0,332)		
2 ou plus	3,07	(0,172)		
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie				
0 jours	61,95	(0,485)	82,82	(0,377)
[1-10 jours]	5,74	(0,232)	7,21	(0,258)
[11-30 jours]	5,12	(0,220)	4,93	(0,216)
[31-90 jours]	12,12	(0,326)	3,08	(0,172)
[91-180 jours]	6,91	(0,253)	0,99	(0,098)
[Sup à 180 jours]	8,16	(0,273)	0,97	(0,097)
Montant total du remboursement	2482,40	(3131,18)	698,10	(2005,42)
Nombres d'individus	312		50884	
Nombres d'observations	1288		214145	

Tableau A.9. Logit multinomial dynamique à effets aléatoires
(Hommes ALD cancer de la prostate)

	Emploi Permanent		Emploi non permanent		Chômage	
	Coefficient	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*
Age						
[36-54]	4.372**	(1.807)	3.441*	(1.824)	3.496*	(1.924)
[55-60]	1.893	(1.227)	1.399	(1.227)	1.773	(1.315)
[Sup à 60]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Age d'entrée sur le marché du travail						
[inf 18]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
[19-22]	4.084*	(2.362)	4.140*	(2.370)	4.185*	(2.356)
[23-26]	4.977*	(2.957)	5.466*	(2.966)	3.364	(2.943)
[Sup à 26]	4.133	(2.752)	3.928	(2.776)	4.160	(2.826)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-3.636*	(2.128)	-3.712*	(2.148)	-2.750	(2.167)
3ème quartile	-4.336**	(2.023)	-4.693**	(2.044)	-3.434*	(2.047)
4ème quartile	-6.816*	(3.480)	-7.036**	(3.501)	-5.672	(3.523)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)						
	0.014	(0.060)	-0.007	(0.060)	0.018	(0.063)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière passée						
	-28.786**	(10.088)	-29.415**	(10.379)	-35.731**	(11.512)
Taux de chômage régional						
	-0.424*	(0.250)	-0.370	(0.252)	-0.174	(0.260)
Salaire annuel déflaté en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	1.049	(1.502)	1.707	(1.437)	1.124	(1.508)
3ème quartile	6.021**	(2.870)	7.136**	(2.857)	9.089**	(2.952)
4ème quartile	2.229	(2.323)	4.330*	(2.323)	4.417	(2.727)
Nombre d'ALD en comorbidité						
0 (ALD cancer)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
1	0.014	(1.258)	0.167	(1.256)	0.084	(1.329)
2 ou plus	-3.355	(2.404)	-2.664	(2.320)	-5.958*	(3.180)
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie annuel en (t-1)						
0 jours	-1.058	(1.243)	-1.280	(1.225)	0.193	(1.282)
[1-10 jours]	4.470	(15.93)	3.928	(15.94)	5.628	(16.00)
[11-30 jours]	2.299	(4.520)	2.496	(4.523)	4.678	(4.721)
[31-90 jours]	-0.563	(1.424)	-0.995	(1.414)	-0.194	(1.535)
[91-180 jours]	-5.968**	(2.080)	-4.980**	(2.074)	-1.997	(1.872)
[Sup à 180 jours]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	-0.519	(1.220)	-0.039	(1.227)	-1.189	(1.338
3ème quartile	0.253	(1.318)	0.869	(1.321)	0.064	(1.394)
4ème quartile	-0.507	(1.311)	0.045	(1.309)	-0.554	(1.413)
Statut sur le marché du travail en (t-1)						
Emploi permanent (t-1)	-0.519	(2.220)	-1.050	(2.074)	-8.753**	(2.662)
Emploi non permanent (t-1)	-2.644	(1.872)	-0.913	(1.649)	-3.925*	(2.056)
Chômage (t-1)	-2.618	(3.581)	1.797	(1.713)	1.708	(1.518)
Inactivité (t-1)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Salaire annuel moyen en (t-1)						
	0.00066**	(0.000210)	0.00044**	(0.000209)	0.00029	(0.000204)
Montant moyen du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
	-0.00019	(0.000262)	-0.00019	(0.000268)	-0.00018	(0.000283)
Statut sur le marché du travail en (t=0)						
Emploi permanent (t=0)	6.596	(4.538)	8.463*	(4.454)	11.151**	(4.921)
Emploi non permanent (t=0)	9.427**	(4.504)	10.321**	(4.443)	10.795**	(4.677)
Chômage (t=0)	12.085*	(6.972)	-13.447***	(4.290)	13.427**	(6.427)
Inactivité (t=0)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Constante	-4.164	(4.651)	-3.569	(4.544)	-4.556	(4.576)
Nombres d'individus			312			
Nombres d'observations			1288			

Tableau A.10. Logit multinomial dynamique à effets aléatoires
(Jumeaux sans ALD aux hommes ALD cancer de la prostate)

	Emploi Permanent		Emploi non permanent		Chômage	
	Coefficient	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*	*Coefficient*	*Ecart-type*
Age						
[36-54]	4.804***	(0.103)	3.061***	(0.106)	2.918***	(0.125)
[55-60]	3.079***	(0.090)	2.262***	(0.093)	2.350***	(0.110)
[Sup à 60]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Age d'entrée sur le marché du travail						
[inf 18]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
[19-22]	-0.662***	(0.080)	-0.826***	(0.081)	-0.818***	(0.089)
[23-26]	-0.719***	(0.093)	-1.042***	(0.095)	-0.863***	(0.104)
[Sup à 26]	-2.356***	(0.104)	-2.895***	(0.107)	-2.725***	(0.119)
Salaire annuel plafonné en début de carrière (salaire déflaté)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	1.817***	(0.081)	1.653***	(0.082)	1.769***	(0.091)
3ème quartile	1.700***	(0.082)	1.535***	(0.083)	1.737***	(0.093)
4ème quartile	1.701***	(0.091)	1.617***	(0.093)	1.927***	(0.106)
Nombre d'années d'emploi permanent durant la carrière (Expérience)						
	0.076***	(0.003)	0.024***	(0.003)	0.058***	(0.004)
Ratio d'arrêts maladie durant la carrière passée						
	2.266***	(0.177)	1.848***	(0.179)	1.538***	(0.201)
Taux de chômage régional						
	0.077***	(0.009)	0.055***	(0.009)	0.098***	(0.009)
Salaire annuel déflaté en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	1.237***	(0.076)	1.519***	(0.079)	2.148***	(0.090)
3ème quartile	1.023***	(0.101)	1.918***	(0.105)	3.011***	(0.123)
4ème quartile	-0.004	(0.115)	1.841***	(0.121)	2.770***	(0.158)
Nombre cumulé de jours d'arrêt maladie annuel en (t-1)						
0 jours	0.701***	(0.121)	-0.122	(0.110)	-0.010	(0.129)
[1-10 jours]	0.696***	(0.153)	-0.076	(0.146)	0.368**	(0.170)
[11-30 jours]	0.962***	(0.161)	0.376**	(0.155)	0.820***	(0.176)
[31-90 jours]	0.384**	(0.152)	-0.038	(0.144)	0.558***	(0.164)
[91-180 jours]	-0.783***	(0.164)	-0.680***	(0.155)	-0.319*	(0.181)
[Sup à 180 jours]	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Montant total du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
1er quartile	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
2ème quartile	0.048	(0.063)	0.140**	(0.063)	0.170**	(0.071)
3ème quartile	-0.136**	(0.055)	-0.065	(0.055)	-0.087	(0.062)
4ème quartile	-0.417***	(0.069)	-0.226**	(0.069)	-0.115	(0.078)
Statut sur le marché du travail en (t-1)						
Emploi permanent (t-1)	3.867***	.0911106	2.544***	.0849584	1.093***	.111824
Emploi non permanent (t-1)	1.645***	.0808544	2.623***	.0714829	3.068***	.0897933
Chômage (t-1)	0.009	.1013288	1.984***	.0794118	3.866***	.0958699
Inactivité (t-1)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Salaire annuel moyen en (t-1)						
	0.0002***	(0.000005)	0.00009***	(0.000005)	-0.00002**	(0.000006)
Montant moyen du remboursement obligatoire des consommations médicales en (t-1)						
	-0.00007***	(0.000011)	-0.0001***	(0.000012)	-0.0001***	(0.000014)
Statut sur le marché du travail en (t=0)						
Emploi permanent (t=0)	0.404***	(0.112)	0.953***	(0.110)	2.242***	(0.130)
Emploi non permanent (t=0)	2.777***	(0.128)	3.365***	(0.126)	3.301***	(0.143)
Chômage (t=0)	2.949***	(0.142)	2.544***	(0.137)	3.372***	(0.154)
Inactivité (t=0)	**Réf**		**Réf**		**Réf**	
Constante	-12.094***	(0.244)	-6.789***	(0.232)	-9.008***	(0.272)
Nombres d'individus			50884			
Nombres d'observations			214145			

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site http://www.cee-recherche.fr

N° 187 *Relations sociales et ajustements à la crise : une analyse micro-statistique comparative franco-britannique*

THOMAS AMOSSÉ, PHILIPPE ASKENAZY, MARTIN CHEVALIER, CHRISTINE ERHEL, HÉLOÏSE PETIT, ANTOINE REBÉRIOUX

juin 2016

N° 186 *Trouver du travail par annonce : une porte étroite. Exploitation de l'enquête Emploi (2003-2012)*

GUILLEMETTE DE LARQUIER, GÉRALDINE RIEUCAU

septembre 2015

N° 185 *L'aide à la création d'entreprise : analyse de quatre cohortes d'entreprises créées par les chômeurs*

DOMINIQUE REDOR

août 2015

N° 184 *The Impact of Training Programs and Subsidized Public Employment Schemes on Unemployment, Occupations, and Wages* / L'impact des programmes de formation et des emplois subventionnés du secteur non marchand sur les durées de chômage et d'emploi, les salaires et les qualifications des emplois retrouvés

THOMAS BRODATY

juillet 2015

N° 183 *La qualité de l'emploi dans les pays émergents : une approche comparative*

ADRIEN FRONTENAUD

juin 2015

N° 182 *Égypte 1998-2012 : de l'emploi public protégé à l'emploi informel précaire, un marché du travail en déshérence*

ISABELLE BENSIDOUN, AUDE SZTULMAN

avril 2015

N° 181 *Qualité de l'emploi et aspirations professionnelles : quels liens avec la mobilité volontaire des jeunes salariés en CDI ?*

MICKAËL PORTELA, CAMILLE SIGNORETTO

avril 2015

N° 180 *La survenue du cancer : effets de court et moyen termes sur l'emploi, le chômage et les arrêts-maladie*

THOMAS BARNAY, MOHAMED ALI BEN HALIMA, EMMANUEL DUGUET, JOSEPH LANFRANCHI, CHRISTINE LE CLAINCHE

avril 2015

N° 179 *Profit-Sharing and Wages: An Empirical Analysis Using French Data Between 2000 and 2007* / Partage des profits et salaires : une analyse empirique à partir de données françaises portant sur la période 2000 à 2007

NOÉLIE DELAHAIE, RICHARD DUHAUTOIS

mars 2015