

L'impact causal de la survenue du cancer sur le parcours professionnel : l'apport des données administratives

Communication aux 35èmes Journées des Economistes de la Santé Français, Créteil 5-6 décembre 2013

Thomas Barnay (Upec, Érudite), Mohamed Ali Ben Halima (Irdes), Emmanuel Duguet (Upec, Érudite),
Joseph Lanfranchi (Université Paris 2, CEE), Christine Le Clainche (CEE, ENS Cachan, Lameta)*

Résumé :

Dans cet article, nous évaluons l'impact du cancer sur le parcours professionnel à court et à moyen terme de salariés du secteur privé. Nous utilisons la base de données administratives (Hygie), recensant la carrière professionnelle et les épisodes de maladie des salariés du secteur privé. Cette base comporte un échantillon de près de 14000 individus malades d'un cancer enregistré dans le régime des affections de longue durée (ALD) de la sécurité sociale. Nous utilisons une méthode de double différence avec appariement exact pour lier ces salariés malades à des travailleurs sans épisode de cancer, sur la base de variables individuelles mais aussi de variables endogènes retardées (telles que le statut professionnel antérieur). L'estimateur sans variable endogène retardée, montre un fort impact négatif de court terme de la maladie sur l'emploi, plus fort pour les femmes que pour les hommes, celles-ci étant plus souvent en congé maladie. L'impact sur la probabilité d'emploi est fortement négatif et ne disparaît pas au bout de 5 années. Avec variables endogènes retardées, la logique qualitative des résultats reste identique. Toutefois les nouvelles estimations montrent que le cancer exerce un effet un peu plus faible, pour les hommes comme pour les femmes sur la probabilité d'emploi, et un peu plus élevé sur la probabilité d'arrêt de travail pour maladie.

Abstract :

In this paper, we investigate the impacts of cancer diagnosis on the professional status of private sector workers - employment, unemployment, sick leave - in short and medium term. We use the administrative database Hygie, the first in France to record both the working and medical episodes of salaried workers since their registration in the National Pension Scheme. This database includes a sample of around 14000 individual with a diagnosed cancer, recorded in the long term disease register (ALD). We use an exact matching method to associate these individuals with workers with no cancer history not only on the basis of observable individual variables, but also on lagged values of endogenous variables (like professional status before the onset of cancer). The difference-in-differences estimator, with matching based only on individual exogenous variables, shows a strong negative impact of cancer on employment, larger for female workers than for male ones. The impact on employment likelihood is significantly negative and never vanishes all along the first five years after the diagnosis. In the short run, When including lagged endogenous variables in the matching variables set, the qualitative logic of the results remains unchanged, with findings showing that the impact of cancer on the likelihood of employment is a little bit stronger and the impact on sick leave a bit lower in the short and medium term.

Code JEL : I1, J21, J22 ;

Mots-clés : cancers, parcours professionnels, méthode des différences de différences avec appariement exact ;

Keywords : cancer, professional career, difference in differences estimator with exact matching

* La base de données Hygie, utilisée dans cet article, a été construite à l'initiative de l'IRDES à l'aide des données fournies par la CNAV et de la CNAM-TS avec un financement de la DREES. Nous remercions l'ARC et l'INCA pour le soutien financier apporté à la recherche dont nous présentons certains développements dans ce texte. Nous remercions également Camille Regaert et Catherine Sermet impliquées plus particulièrement dans d'autres parties de cette recherche.

1. Introduction

Depuis le premier Plan Cancer (2003-2007), le cancer apparaît comme un enjeu de santé publique majeur en France. La croissance de l'incidence du cancer est de près de 90 % entre 1980 et 2005, année durant laquelle 320 000 nouveaux cas ont été détectés (Belot, 2008). En 2006, 20 % des décès étaient intervenus avant 65 ans. Un tiers de ces décès prématurés sont potentiellement évitables par une réduction de comportements à risque (tabagisme, alcoolisme, etc.) à l'origine de l'apparition de cancers (Drees, 2010). Par ailleurs, dans le cadre des axes de recherche définis par le second Plan cancer 2009-2013, l'axe 6 vise à améliorer la qualité de vie des patients et anciens patients et à combattre l'exclusion sociale. La mesure 29 stipule plus spécifiquement qu'il faut « *lever les obstacles à la réinsertion professionnelle des personnes atteintes de cancer* ».

La survenue d'un cancer affecte en effet le maintien dans l'emploi ou le retour au travail. Dans une méta-analyse fondée sur 26 articles (sur données américaines et européennes), de Boer AG *et al.* (2009) estiment par exemple le risque relatif de chômage des survivants du cancer à 1,37 en référence à une population en bonne santé, toutes choses égales par ailleurs.

Les transitions professionnelles durant (ou à l'issue) des traitements commencent à être étudiées en France contrairement à celle de la carrière professionnelle de moyen ou long terme (Duguet et Le Clainche, 2012a ; Eichenbaum-Voline *et al.*, 2010 ; Joutard *et al.*, 2012). Pourtant l'allongement de la durée de cotisation requise pour l'obtention d'une retraite à taux plein, engagée depuis la réforme de 1993¹, combinée à un dépistage plus précoce, et souvent organisé des cancers, conduit de plus en plus de malades du cancer à être sur le marché du travail au moment de la survenue de la maladie.

Cet événement de santé va probablement affecter la trajectoire professionnelle *via* des effets potentiels sur le stock (choc exogène instantané) et le taux de dépréciation du capital santé mais aussi plus globalement sur les investissements futurs en capital humain (actions de prévention en santé, formation continue,...).

Deux canaux principaux peuvent expliquer la dépréciation du stock de capital santé consécutive à la survenue du cancer. Afin de recevoir les traitements longs, le patient doit tout d'abord libérer du temps de travail et procéder à une réallocation temporelle en faveur du temps non marchand. Selon la flexibilité offerte par le contrat de travail (Cdi/Cdd, temps plein/partiel,...) et les possibilités d'aménagement du poste, l'offre de travail, le cas échéant, peut être adaptée voire réduite. Par ailleurs, la survenue du cancer et les traitements de longue durée risquent d'affecter durablement la productivité individuelle d'individus souvent âgés de plus de 45 ans. Le risque de sortie définitive du marché du travail n'est pas négligeable dans le cas où les individus sont jugés inaptes au poste de travail qu'ils occupaient avant la maladie. Retrouver un nouveau poste à un âge élevé est en effet difficile. Ainsi, d'après l'Insee (2013), le taux de retour à l'emploi des « chômeurs » de 50-54 ans est seulement de 27 % sur la période 2009 - 2011 (même s'il apparaît en progression).

Finalement, les effets de la survenue du cancer sur la carrière au regard de caractéristiques individuelles et professionnelles passées ont très peu été étudiés en France, *a fortiori* à partir de données administratives.

Dans ce contexte, à partir d'une base de données administratives originales (HYGIE, 2005-2008) et en mobilisant une méthode de double différence, cet article vise à mesurer l'impact de la survenue du

¹ Par ailleurs, depuis 2010, l'âge légal de la retraite est porté progressivement de 60 ans à 62 ans.

cancer sur les parcours professionnels à court et moyen terme, selon le genre, l'âge et les profils de carrières précédant la survenue de la maladie.

Il est articulé comme suit. La section 2 présente des éléments de revue de littérature en soulignant l'originalité de l'approche, la section 3 décrit la base et la méthode économétrique utilisée et les sections 4 et 5 présentent les résultats et les discutent.

2. Une littérature internationale foisonnante mais très limitée en France

La littérature sur les liens entre cancer et emploi montre que l'impact de la survenue du cancer est négatif sur la participation au marché du travail, la probabilité d'emploi et les heures travaillées (voir pour la France, Duguet, Le Clainche, 2012a, Eichenbaum-Voline *et al.*, 2008 ; Joutard *et al.*, 2012). En France, seuls 66% des survivants du cancer, en emploi au moment du diagnostic, le sont encore 2 ans plus tard (Paraponaris *et al.*, 2010). Mehnert (2011), dans une revue de littérature référençant 64 articles internationaux, indique que le retour à l'emploi des survivants du cancer est de 40% 6 mois après le diagnostic, 62% après 12 mois, 73% après 18 mois et 89% après 24 mois.

L'impact négatif du cancer sur la trajectoire professionnelle transite majoritairement par le biais des limitations fonctionnelles (Bradley *et al.*, 2002) qui peuvent être spécifiques tels que les douleurs au bras pour le cancer du sein (Quinlan *et al.*, 2009 ; Blinder *et al.*, 2012) mais aussi des épisodes dépressifs (Damkjaer *et al.*, 2011), des troubles de concentration et de mémoire (Oberst K. *et al.*, 2010) et plus globalement des risques psychosociaux plus marqués (Cooper *et al.*, 2012). Ces dynamiques sont plus ou moins amplifiées selon la nature des dotations initiales en capital humain (niveau de formation), les trajectoires professionnelles et de santé antérieures à la survenue du cancer mais aussi le type de cancer (site, sévérité de la maladie) et enfin la nature des traitements (Mujahid *et al.*, 2011 ; Drolet *et al.* 2005 ; Johnsston *et al.* 2011 ; Blinder *et al.* 2012).

De nombreuses études notamment en médecine ou en épidémiologie se concentrent sur des cancers très prévalents. C'est tout particulièrement le cas pour le cancer du sein ; cancer féminin le plus fréquent dans l'Union européenne et aux États-Unis et, de loin, le plus étudié dans la littérature (Bradley *et al.*, 2005) suivi du cancer de la prostate.

Les effets de genre apparaissent avant tout liés à la spécificité des cancers. Bradley *et al.* (2006) montrent ainsi que la survenue d'un cancer du sein est associée à 45 jours d'arrêts contre 27 jours à la suite d'un cancer de la prostate, *ceteris paribus*. A âge et sexe donnés, le risque relatif associé au départ anticipé en retraite est de 2,2 pour les survivants du cancer du système nerveux, de 2 pour la leucémie, de 1,9 pour la langue, de 1,2 pour le sein et de 1,06 pour la prostate (Taskila-Abbrandt *et al.*, (2005)

Lorsque l'ensemble des cancers est pris en compte, les résultats sur l'offre de travail selon le genre ne sont pas forcément convergents et semblent liés en particulier à l'horizon temporel d'analyse. Moran *et al.* (2011) s'intéressent à un panel d'américains âgés de 28 à 54 ans et à tout type de cancers en mobilisant entre autres méthodes, celle des doubles différences. Ils montrent d'abord qu'à un horizon de 6 ans, les femmes comme les hommes ayant survécu à leur cancer ont des taux d'emploi de 7 à 8 points de pourcentage inférieurs à ceux des salariés en bonne santé. En revanche, la survenue d'un nouveau cancer ou d'une récurrence conduit à une diminution des taux d'emploi féminins de 19 à 21 points de pourcentage contre 28 à 30 points chez les hommes² à un horizon de 2 à 6 ans. En France, le retour à l'emploi 2 ans plus tard est souvent plus fréquent pour les hommes que les femmes (Malavolti *et al.*, 2008 ; Marino *et al.*, 2013)³. Si les types de traitements reçus

² En outre, les taux d'emploi à plein temps diminuent de 16 à 23 points de pourcentage et le nombre d'heures travaillées de 26 % chez les femmes survivantes contre respectivement de 28 à 30 points et de 38 % les hommes survivants.

³ Les travaux portent sur la base de données Drees-Inserm, issue de l'enquête « la vie deux ans après un cancer » réalisée en 2004 et traitent de tous les cancers. Le cancer du sein est le cancer le plus prévalent chez

expliquent une partie de ces écarts, le retour plus rapide au travail des hommes renverrait également, selon les auteurs, à la plus forte pression sociale au retour au travail ressentie par les hommes (voir Crompton (1999) pour un modèle du *male breadwinner*).

Par ailleurs, les études sur les effets de la survenue du cancer sur l'emploi se sont majoritairement intéressées aux personnes de plus de 50 ans. Les cancers les plus courants sont en effet des cancers survenant la plupart du temps au-delà de cet âge (prostate, côlon). Néanmoins, l'augmentation des diagnostics de cancers précoces dans le cycle de vie nécessite d'étudier l'impact de la survenue de la maladie sur le parcours professionnel pour des individus jeunes⁴.

La carrière antérieure à la survenue du cancer est peu introduite pour évaluer l'impact d'un choc exogène de santé dans la suite du parcours professionnel⁵. Pourtant, les épisodes d'interruptions d'emploi et de chômage peuvent entraîner des effets stigmatisants sur la carrière et la santé des individus (Heckman et Borjas, 1980 ; Gregg et Tominey, 2005).

Si la littérature internationale est foisonnante, les travaux économiques en France sont extrêmement rares. De nombreuses questions restent donc à étudier.

Parmi ces questions, les effets de genre établis dans la littérature doivent être confirmés par le recours à des méthodes économétriques plus robustes. Il reste aussi à déterminer si l'étude d'horizons temporels plus longs (2 ans pour les études les plus récentes en France ; cf. Paraponaris *et al.*, 2010, Duguet, Le Clainche (2012a)), confirment (ou non) l'impact différencié par genre observé à terme pour les cancers les plus couramment étudiés et qui sont aussi associés à des survies plus longues.

Notre analyse permet d'approfondir la connaissance de l'impact de la survenue du cancer sur les parcours professionnels, en distinguant selon le genre, l'âge et les profils de carrières précédant la maladie. Elle apparaît en outre originale dans la mesure où il s'agit d'une étude d'évaluation de l'impact du cancer sur l'emploi à partir d'une analyse rétrospective de la carrière des individus atteints d'un cancer issus de données de carrière. Par ailleurs, le recours à des données administratives évite les biais de déclaration et de mémoire contrairement aux études rétrospectives construites sur la base de déclarations des malades.

les femmes dans cette base comme dans les données d'incidence et de prévalence (du fait de la survie associée à ce cancer).

⁴ Rares sont les études ciblant plus spécifiquement les liens entre cancer et statut d'occupation pour une population plus jeune (cf. Moran *et al.*, *op. cit.*, Taskila-Abbrandt *et al.*, 2005).

⁵ On notera toutefois l'étude de Lindbohm *et al.* (2011) qui mobilise des informations caractérisant le marché du travail durant les 6-8 dernières années.

3. Démarche méthodologique adoptée : source et outils

3.1 Présentation de la base Hygie

La plupart des travaux s'intéressant au rôle du cancer sur les trajectoires professionnelles s'appuie sur des données de registre national du cancer, de malades chroniques (comme au Danemark ou en Norvège) ou issus de centres de traitement ou d'hôpitaux (comme à Baltimore en Pennsylvanie ; cf. Moran *et al.*, *op.cit.*). Les trois quarts des études que nous avons répertoriées sur le sujet depuis 2000 mobilisent ainsi des données administratives sur la maladie, mais également sur les caractéristiques socio-économiques et professionnelles des individus. La plupart du temps, les échantillons d'études sont de petite taille et les données cliniques collectées sont appariés à des données administratives.

Nous utilisons la base Hygie⁶ qui est constituée de données administratives issues de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) et de la Caisse nationale d'Assurance maladie des travailleurs salariés (Cnam-TS). Plus précisément, les données sont collectées à partir du Système national de gestion des carrières (SNGC) qui regroupe l'ensemble des salariés du secteur privé en France et du Système national statistiques prestataires (SNSP) qui regroupe l'ensemble des retraités du secteur privé en France. Elles sont ensuite appariées aux données de prestations d'Assurance maladie tirées du Système d'information inter-régimes de l'Assurance maladie (Sniir-am).

Nous identifions les affections de longue durée (ALD) et notamment l'ALD 30 - Tumeur maligne, affection maligne du tissu lymphatique ou hématopoïétique. Cette base de données comporte un certain nombre d'avantages mais aussi des limites s'agissant du repérage des cas incidents de cancers. L'incidence des cancers nous intéresse plus particulièrement car nous souhaitons évaluer l'impact de la survenue d'un cancer sur l'emploi. La survenue d'un cancer est ainsi une notion proche de l'incidence mesurée à partir du cumul des survenues au cours d'une période donnée.

Les travaux menés par (ou en lien avec) l'Institut national de veille sanitaire (INVS) (cf. notamment Danzon *et al.*, 2012 et Grosclaude *et al.*, 2012) permettent ainsi de mettre en lumière les spécificités associées à l'usage des bases de données d'ALD 30 pour le repérage des cas incidents de cancers. Le système actuel de repérage des cancers repose sur les registres des cancers, qui sont partiels puisque ciblés mais exhaustifs sur quelques départements (ils couvrent ainsi 20% de la population) et sur les données de mortalité du Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CepiDC-Inserm), qui sont nationales. L'intérêt des bases ALD est lié notamment à leur couverture nationale. Néanmoins, elles ne permettent pas un recensement exhaustif des cas de cancers. Par exemple, certains cancers ne sont pas systématiquement enregistrés en ALD 30, c'est le cas notamment des mélanomes. De même certains cancers *in situ* sont enregistrés en ALD 30 tandis que d'autres non (Danzon *et al.*, 2012). Par ailleurs, la cohérence de l'incidence des cancers par l'usage des données de base ALD 30 avec d'autres bases utilisées à des fins épidémiologiques (comme les registres du cancer) est très différente selon les types de cancers (Grosclaude *et al.*, (2012)). Pour interpréter nos résultats, notamment sur le genre et l'âge, nous devons garder en tête l'existence d'un écart de sensibilité sur l'incidence des cancers tels que repérés en ALD 30.

Bien que cette base ne soit pas initialement conçue pour l'étude des cancers, elle permet une couverture importante de la population, ciblée ici sur les cotisants du régime général de l'assurance maladie. Sans être en mesure de rendre compte du diagnostic de cancer⁷ ni du (ou des) traitement(s) mis en place pour y faire face, l'ancienneté dans l'ALD 30 et l'âge au diagnostic sont disponibles ainsi que les co-morbidités en ALD.

En outre, nous disposons d'une base de données fournissant des informations individuelles sur les bénéficiaires (le sexe, l'âge, le statut d'occupation...), leurs biographies professionnelles complètes

⁶ Pour plus d'informations relatives à la base Hygie, une description détaillée est disponible à cette adresse : <http://www.Irdes.fr/EspaceRecherche/Partenariats/Hygie/index.htm>.

⁷ La plupart des articles ciblent les cancers diagnostiqués à un stade TNM non métastaté (exclusion stade IV).

dans le Régime général (trimestres validés en emploi, chômage ou retraite et historique annuel des salaires), leurs consommations médicales (en volume, en dépenses annuelles réelles et remboursées), leurs arrêts de travail (maladie et AT/MP, indemnités journalières), les détails sur les affections de longue durée (ALD) (numéro d'ALD, ancienneté d'ALD et le détail des exonérations pour maladie professionnelle, nature médicale précise...). Nous avons également accès à quelques caractéristiques des établissements qui les emploient (nombre de salariés, le secteur d'activité), aux variables assurantielles (CMU, régime Alsace-Moselle) et aux variables départementales (taux de chômage, densité d'omnipraticiens, taux d'ALD).

Le panel Hygie 2005-2008 recense 528 496 salariés du secteur privé, résidant en France et âgés de 22 à 70 ans⁸ en 2005, dont 47,6 % de femmes. 79 933 individus souffrent d'une Affection Longue Durée (ALD) dont 13 981 ont une ALD 30 cancer (soit 17,5 % de l'échantillon contre 19 % d'après les chiffres de la Cnamts). 55 % de la population souffrant de l'ALD 30 est féminine.

3.2 Stratégie économétrique

La méthode des différences de différences vise à éliminer l'effet des différentes sources d'hétérogénéité, observable et non observable (invariant dans le temps). L'effet de l'hétérogénéité observable est éliminé en réalisant un appariement exact des individus sur les variables observables, puis en distinguant les individus qui ont connu la survenue d'un cancer de ceux qui n'en ont pas connue. L'effet de l'hétérogénéité inobservable individuelle et temporelle (effet de conjoncture) est éliminé en faisant la différence des écarts précédents avant et après la date de survenue du cancer (différence de différences). La méthode retenue étend le travail antérieur de Duguet et Le Clainche (2012b) sur les différences de différences avec appariement.

Elle consiste dans un premier temps, à appairer les individus sur les variables observables afin d'éliminer leur effet sur les variables de performance. On peut également interpréter cette étape comme une forme d'appariement sur les probabilités d'être atteint d'un cancer, car les variables d'appariement sont généralement des déterminants de cette probabilité. Ensuite, on réalise un second appariement sur les dates de présence des individus afin d'éliminer l'hétérogénéité temporelle inobservable. Les probabilités de contracter un cancer varient en effet dans le temps du fait des comportements et du dépistage ; de même, les conséquences du cancer sur la vie professionnelle diffèrent eu égard à l'amélioration des traitements. Pour que l'évaluation soit valide, il faut appairer des individus avec et sans cancer sur les mêmes périodes de temps. En effectuant la différence entre la performance moyenne d'un individu avant et après le cancer, on élimine les effets de l'hétérogénéité inobservable qui peuvent être liés par exemple à des prédispositions génétiques au développement de certains types de cancers, non observable- car on compare deux performances du même individu. On peut réaliser la même différence pour les individus qui n'ont pas eu de cancer en prenant la date de survenue du cancer de son jumeau. Il nous reste donc seulement l'effet de l'hétérogénéité temporelle inobservable, que l'on élimine en faisant la différence des différences des performances des deux individus comparés. Comme ils sont comparés sur la même période, l'effet temporel est éliminé. Ensuite, on prend la moyenne de ces effets sur l'ensemble des individus de l'échantillon. Cette méthode autorise l'existence d'une corrélation entre les effets inobservables (individuel et temporel) et les variables observables, elle est donc robuste à l'existence de ces corrélations. De plus, il n'est pas nécessaire de faire d'hypothèse sur la distribution des variables de performance, car cette méthode est non paramétrique. Ces deux éléments attestent de la robustesse des résultats susceptibles d'être obtenus sur les effets du cancer.

Reste le problème de la double causalité entre cancer et travail. Certains emplois peuvent induire des maladies professionnelles débouchant sur un cancer, et le fait d'avoir un cancer peut amener à changer de statut d'activité, à bénéficier d'un aménagement ou à occuper un autre emploi. Notons ici que la survenue d'un cancer pour raisons professionnelles semble davantage résulter d'un cumul

⁸ Les retraités et les individus décédés pendant la période 2005-2008 sont conservés dans le panel.

des activités passées que d'une simultanéité à proprement parler⁹. La prise en compte de la dimension dynamique en introduisant un retard entre la survenue du cancer et la période passée d'emploi corrige de ce biais potentiel. Plus précisément, la connaissance du calendrier peut permettre de connaître le profil d'activité passée (avant le cancer) et on peut envisager d'apparier des individus ayant des profils d'emplois similaires avant la survenue du cancer. Parmi les variables d'appariement, nous avons choisi d'intégrer des indicateurs de situation professionnelle l'année précédant la survenue du cancer. Outre la prise en compte de l'activité passée, ces variables endogènes retardées permettent de contrôler en plus de variables inobservables variables dans le temps et susceptibles d'influer sur les parcours professionnels et de maladie. Ainsi, ces variables inobservables pourraient mesurer la prédisposition à une offre de travail élevée, l'attachement à l'activité, les stocks de capital humain et santé accumulé avant la maladie.

3.3 Les variables

3.3.1 Les parcours professionnels

Les parcours professionnels peuvent être identifiés dans la base Hygie à travers le nombre de trimestres cotisés au régime général. Les trimestres validés en maladie, au chômage¹⁰, et cotisés¹¹ ne permettent cependant pas de coder la durée associée à chaque état. Pour tenir compte de cette difficulté, nous allons identifier l'occurrence dans chaque état (chômage, maladie, emploi et retraite) à la suite de la validation d'un trimestre ou plus dans un état pour chaque année. A partir de l'information disponible sur l'ensemble de la carrière, nous calculons des pourcentages d'occurrence de chaque état.

Plus spécifiquement, à partir des trimestres validés en emploi, chômage et maladie, on utilise les trois indicateurs suivants :

1. **L'indicatrice** : avoir validé un trimestre ou non au régime général en emploi, chômage et maladie¹². Pour le même individu, plusieurs indicatrices peuvent être égales à 1 ;
2. **Le ratio** : nombre de trimestres validés en emploi, chômage et maladie rapporté au nombre total de trimestres validés. Quand un individu ne valide pas de trimestre, tous les ratios sont égaux à 0 ; la somme des ratios ne peut prendre par conséquent que deux valeurs : 0 ou 1.
3. **Le nombre de trimestres validés**.

Nous procédons ensuite à des estimations selon la méthode des doubles différences avec appariement exact.

3.3.2 Les variables de construction de l'appariement et variables d'output

Les variables utilisées pour l'appariement sont d'abord la date de première inscription en ALD 30 (puisqu'on apparie par date de la survenue du cancer *via* la première inscription en ALD), le genre, l'année de naissance et la classe de salaire en début de fichier, après cotisation de quatre trimestres, qui représente une mesure indirecte de la catégorie socio-professionnelle.

⁹ Dans notre base, certains types de cancers sont par ailleurs reconnus par les épidémiologistes comme étant des cancers professionnels, en fonction des tailles d'échantillons, nous utiliserons ces connaissances dans des analyses ultérieures.

¹⁰ Notons que le chômage ne peut être dissocié de l'inactivité.

¹¹ Si un salaire est au-dessus du plafond, un individu peut avoir cotisé 4 trimestres tout en étant resté 6 mois en emploi sur l'année.

¹² Une période est assimilée à un trimestre d'assurance maladie chaque fois que l'assuré a bénéficié d'au moins 60 jours d'indemnisation au titre de l'assurance maladie. Un salarié valide un trimestre en tant que période assimilée au chômage lorsqu'il réunit au moins 50 jours de chômage indemnisé, dans la limite de 4 trimestres par année civile.

Les variables d'output (ou de performance) concernent le statut sur le marché du travail. On dispose des informations sur l'emploi, les arrêts de travail (maladie, maternité), le chômage et l'inactivité et la retraite. Ce premier type de variables permet de calculer une probabilité d'être dans cet état lié à l'emploi avant et après la date de survenue de la maladie (renseignée par la date de survenue de l'ALD 30).

Une première stratégie d'estimation repose sur les seules variables d'appariement exogènes citées *supra*. Dans une seconde stratégie d'estimation, les variables d'output, une année avant la survenue du cancer, sont également mobilisées en tant que variable d'appariement. Il s'agit alors d'expliquer l'impact du cancer en ajoutant ces variables endogènes retardées dans les variables d'appariement.

4. Résultats

Le tableau 1 nous renseigne sur l'importance dans la base Hygie des différents types de cancer selon le sexe du malade. Il montre que les tumeurs malignes du sein pour les femmes représentent 47 % de l'ALD 30. Pour les hommes, les tumeurs malignes de la prostate sont les plus prévalentes et représentent 14 % et les tumeurs malignes des bronches et du poumon 9 % de l'ensemble des ALD 30. L'analyse des pyramides des âges selon le genre, entre les individus en ALD cancer et ceux sans aucune ALD confirment les statistiques nationales (CNAM-TS, 2009), à savoir que l'ALD cancer touche des personnes plus âgées que dans la population totale (en moyenne de 9 ans de plus dans notre échantillon).

[INSERER TABLEAU 1]

Le tableau 2 compare les caractéristiques en termes de statuts sur le marché du travail des individus sans et avec ALD. Il permet ainsi de décrire les écarts bruts dans une perspective naïve sans recours à l'appariement. 80 % des personnes souffrant d'un cancer ont au moins un trimestre d'emploi ; cette proportion est la même chez les personnes en bonne santé. En revanche, la proportion des personnes en ALD ayant validé au moins un trimestre en maladie est de 8,7 % contre 4,7 % pour la population sans aucune ALD. A ce stade, les hommes semblent présenter des écarts plus élevés que les femmes en termes d'indicatrice de maladie entre population malade et non malade.

[INSERER TABLEAU 2]

Les tableaux 3, 4 et 5 concernent les estimations avec appariement. Le tableau 3 nous livre des informations sur la qualité de l'appariement. Ainsi les taux d'appariement approchent 100% pour les estimations avec appariement sans endogènes retardées ; le taux demeure très élevé au delà de 98% s'agissant des estimations avec les variables endogènes retardées ; la baisse des taux d'appariement est due à l'ajout de variables d'appariement.

[INSERER TABLEAU 3]

Les tableaux 4 et 5 présentent les résultats des estimations (méthode des doubles différences avec appariement exact). Ils permettent tout d'abord de distinguer les effets de court et moyen terme (de 1 à 5 ans). Les résultats mettent en évidence le rôle des comportements passés d'insertion professionnelle sur la trajectoire professionnelle après la survenue du cancer *via* l'introduction des variables endogènes retardées. La lecture aisée de ces tableaux nécessite certains rappels concernant les principes de la méthode d'estimation utilisée.

Le tableau 4 présente les estimations avec appariement exact. Il s'agit de la méthode d'estimation de base de cet article, qui autorise des effets individuels et temporels corrélés, de sorte qu'elle est

robuste aux variables omises qui ne varient que dans ces deux dimensions prises séparément. Toutefois, si les variables omises variaient de façon concomitante dans les deux dimensions, temporelles et individuelles, nos estimations pourraient ne pas être convergentes. Nous avons donc procédé au test de robustesse d'ajout de variables endogènes retardées parmi les variables d'appariement. En effet, si des interactions entre les effets individuels et temporels influencent les variables de performances, elles influencent les variables de performances retardées. Nous trouvons que les estimations ne sont quasiment pas modifiées par l'ajout des variables endogènes retardées parmi les variables d'appariement (tableau 5). Ce résultat indique que la modélisation classique, additive, avec des effets individuels et temporels corrélés, est vraisemblablement suffisante pour ce problème d'estimation. C'est la raison pour laquelle nous réservons l'essentiel de nos commentaires aux résultats présentés dans le tableau 4.

(INSERER Tableau 4)

Un premier résultat, valable pour l'ensemble des estimations des tableaux 4 et 5, est la valeur élevée des t de Student asymptotiques : même la troisième décimale est significative. Cette propriété provient du nombre d'observations utilisées. Chaque estimation repose sur plusieurs millions de jumeaux et la variance asymptotique d'un estimateur décroît proportionnellement au nombre d'observations de l'échantillon (plus précisément, la variance de $\sqrt{N}(\hat{\theta} - \theta)$ tend vers une matrice finie quand N tend vers l'infini). Il en résulte que le t de Student décroît avec la racine carrée du nombre d'observations. Concrètement, toutes nos estimations sont significatives aux seuils usuels, ce qui nous oblige à interpréter nos coefficients directement. Ceci nous amène aussi à considérer directement l'importance quantitative des coefficients. Deux coefficients très proches peuvent être statistiquement différents et malgré tout présenter des valeurs économiquement équivalentes (e.g., -0.14 et -0.15). Dans ce cas, nous les commenterons comme s'ils étaient égaux.

Un deuxième ensemble de résultats est valable quelle que soit l'estimation. Pour l'emploi, l'effet dépend de la variable de performance utilisée. Considérons le nombre de trimestres cotisés. La survenue du cancer a un effet négatif sur l'emploi, et cet effet est quasiment constant avec la durée. Ceci suggère que l'impact de la maladie est immédiat. L'effet sur le chômage est décroissant et s'annule très vite. Considérons maintenant l'indicatrice de cotisation en emploi : l'effet du cancer sur l'emploi est également négatif et quasiment stable. Enfin, si l'on considère le ratio du nombre de trimestres cotisés en emploi au nombre total de trimestres cotisés l'effet est décroissant dans le temps, mais finit par se stabiliser au bout de 3 ou 4 ans. Globalement, l'effet du cancer sur l'emploi finit par dominer l'image d'ensemble.

Le tableau 5 renforce ce premier sentiment. La différence principale avec le tableau 4 porte sur les résultats de l'appariement. Un examen des lignes $E(y_0|T=1)$ montre que les individus appariés du tableau 5 sont en meilleure santé et moins souvent au chômage avant l'apparition du cancer. Nous avons donc affaire à une population plus favorisée aussi bien du point de vue du marché du travail que du point de vue du capital de santé. Pourtant nous trouvons les mêmes résultats qualitatifs que dans le tableau 4. Nous en déduisons que le cancer semble annuler les effets d'un meilleur capital de santé et d'une meilleure insertion passée sur le marché du travail. Une autre raison, technique, peut expliquer ce résultat : les estimations du tableau 4 tiennent compte de l'existence d'effets individuels et temporels corrélés, de sorte que la méthode de différence des différences avec appariement éliminerait les avantages conjoints à un meilleur capital de santé et à une meilleure insertion sur le marché du travail.

(INSERER Tableau 5)

4.1 Effets à court terme : le temps des traitements médicaux reçus

Dans un premier temps, nous nous concentrons sur les résultats de notre méthode d'estimation de référence, c'est-à-dire avec appariement sans variables endogènes retardée. En se concentrant sur l'impact à 1 an (c'est-à-dire en t+1 dans le tableau 4), l'indicatrice de validation d'au moins un trimestre en arrêt maladie a augmenté de 44 points de pourcentage (pp), passant de 7% à 51% pour les femmes. Plus de la moitié des salariées doivent donc consacrer au moins soixante jours d'absence maladie au traitement du cancer. Pour les hommes, l'augmentation est également très nette, mais légèrement moins importante, de 34 pp de 7% à 41% en arrêt maladie.

A partir de l'indicateur « nombre de trimestres validés en maladie », nous pouvons donner une évaluation de la durée d'interruption d'activité liée à la maladie. Pour les femmes, l'effet supplémentaire du cancer se chiffre à 1,51 trimestre d'absence en supplément du 0,4 trimestre d'absence maladie observé en moyenne avant l'enregistrement du cancer en ALD. Considérant les règles administratives de validation d'un trimestre en maladie (cf. note de bas de page 12), cet effet correspond à un nombre moyen de jours d'absence maladie supplémentaires compris entre 90 et 135 jours. Cet effet apparaît aussi chez les hommes, mais de façon moins marquée, avec un accroissement de 1,14 trimestre validé en absence maladie, soit entre 68 et 102 jours d'absence maladie supplémentaires.

Les effets sont donc très élevés la première année suivant l'enregistrement administratif du cancer en ALD. L'accroissement du pourcentage d'individus avec au moins un trimestre en congé maladie est très important en raison des traitements médicaux reçus, ceux-ci étant souvent longs lorsque se cumulent par exemple chirurgie, radiothérapie et chimiothérapie.

Concernant l'impact de la maladie sur l'emploi des personnes, nos résultats montrent une forte diminution du pourcentage d'individus employés durant au moins un trimestre au sein du groupe des personnes atteintes d'un cancer. Les femmes sont, l'année précédant la déclaration en ALD30 (t-1), légèrement moins souvent employées que les hommes (85% d'entre elles sont employées pendant au moins un trimestre contre 87% des hommes) et de plus, subissent plus fortement les effets de la maladie. Le pourcentage des individus employés durant au moins un trimestre, au sein des traités, a diminué pour les femmes de 11 pp passant de 85% à 74% et de 9 pp pour les hommes passant de 87% à 78%.

Cet effet plus marqué chez les femmes est confirmé par les deux autres indicateurs de performance. Plutôt que d'interpréter le nombre de trimestres en emploi qui est vraisemblablement surestimé lorsque le niveau de rémunérations des individus observés est élevé (voir note 12 ci-dessus), le ratio est plus fiable pour la situation d'emploi car il prend en compte le nombre total de trimestres cotisés dans les trois situations, maladie, chômage, emploi (nombre de trimestres validés en emploi rapporté au nombre total de trimestres validés dans le régime général). Ainsi, ce ratio diminue de 0,78 à 0,54 en une seule année pour les femmes malades d'un cancer, et de 0,81 à 0,62 pour les hommes.

Enfin, la déclaration du cancer en ALD30 implique également une remarquable diminution du pourcentage de travailleurs au chômage. Ainsi, l'indicatrice de chômage, a diminué en t+1 pour les femmes de 5 pp de 18% à 13% et pour les hommes de 2 pp de 17% à 15%. Il est probable que certains individus au chômage sortent en inactivité (le fait de partir en retraite peut être un choix contraint). De plus, pour valider un trimestre en chômage il convient d'être demandeur d'emploi, c'est-à-dire en situation de recherche effective et permanente d'un emploi. Dès lors que l'individu est déclaré en arrêt maladie, il ne peut plus être simultanément enregistré comme chômeur. Bien sûr, les indemnités maladie viennent se substituer aux indemnités chômage et les droits du chômeur reprendront effet à la fin de la période d'arrêt maladie, mais en termes de trimestres validés, il est

normal d'observer un mécanisme partiel de substitution des trimestres « chômage » en trimestres « maladie », pour des maladies impliquant des traitements lourds et des arrêts longs.

Le nombre de trimestres en chômage permet de nouveau d'évaluer la baisse du nombre de jours de chômage à la suite de la déclaration du cancer. L'année suivante, les femmes enregistrent une diminution de 0,16 trimestres en chômage, correspondant à une baisse de 8 à 14 jours de chômage ; la baisse de 0,11 trimestres pour les hommes représente entre 5 et 10 jours.

En introduisant les variables endogènes retardées parmi les variables d'appariement, deux modifications doivent être notées sur la composition des populations étudiées (voir Tableau 3). Tout d'abord, le nombre de variables d'appariement ayant augmenté, le nombre de jumeaux pour chaque individu appariable a diminué. De surcroît, les individus appariables ont également légèrement diminué en nombre, car certains individus rares en termes de variables d'appariement (maladie, chômage) n'ont pas trouvé de jumeaux parmi la population de contrôle des individus sans ALD aucune. Par conséquent, le groupe des personnes traitées est en moyenne moins souvent malade, au chômage et plus souvent en emploi un an avant la déclaration du cancer qu'il ne l'était avec l'ancien ensemble de variables d'appariement (voir ligne 1 pour les femmes et les hommes dans le tableau 5). Notons toutefois que ces changements de situation initiale ne modifient en rien l'interprétation qui peut être faite de l'effet moyen du cancer sur les situations d'emploi, de maladie et de chômage des individus malades.

Les résultats obtenus de cette seconde analyse confirment largement la logique des résultats reportés ci-dessus. En effet, nous retrouvons un effet encore un peu plus fort du cancer sur l'entrée en arrêt maladie. La probabilité d'avoir validé au moins un trimestre en maladie augmente de 50 pp pour les femmes de 1% à 51% et de 39 pp pour les hommes de 0,3% à 39,3%. Pour la durée de l'absence maladie, le nombre de trimestre validé en maladie augmente de 1,68 pour les femmes et de 1,24 pour les hommes, correspondant à des intervalles respectifs de 101 à 151 jours et de 74 à 112 jours. L'impact du cancer sur le temps passé en absence maladie, mesuré à travers les indicatrices et le nombre de trimestres, augmente donc légèrement, ce qui paraît corroborer l'hypothèse de conditions initiales sur le marché du travail, dans la mesure où ne pas introduire de variables retardées semble sous-estimer l'impact de la maladie sur les durées cumulées d'absence maladie à court terme.

Pour ce qui est de l'emploi, l'effet moyen du cancer sur la proportion d'individus ayant validé au moins un trimestre en emploi parmi les individus malades est comme précédemment très négatif, avec toutefois une importance un peu moindre que précédemment. Ainsi, pour les femmes, cet effet moyen du cancer sur les individus malades est de 8 pp et de 7 pp pour les hommes. Cette influence nette est confirmée par l'analyse du ratio des trimestres en emploi sur les trimestres validés en emploi, maladie et chômage. Pour les femmes en effet, ce ratio baisse de 0,95 à 0,69 tandis que pour les hommes il diminue de 0,96 à 0,75.

Enfin, nous retrouvons comme précédemment un effet positif mais d'importance assez faible de la maladie sur la sortie du chômage.

Nous retrouvons donc à court terme un effet négatif du diagnostic du cancer sur le maintien en emploi en raison des traitements lourds. De même, nous pouvons constater que les deux variantes de notre méthode d'estimation conduisent à cette logique générale, avec de faibles variations.

Nous nous tournons maintenant vers des estimations moins souvent entreprises que sont les estimations des effets à plus long terme du cancer sur les variables de situation sur le marché du travail.

4.2. Effets à moyen terme

L'analyse du tableau 4 montre que l'effet moyen du cancer sur le statut professionnel (arrêt maladie, emploi et chômage) des traités évolue au cours des cinq premières années après le début de la maladie.

L'effet moyen sur la probabilité d'être en arrêt de travail pour maladie durant un trimestre diminue régulièrement pendant les trois premières années pour atteindre son minimum après cinq ans: l'indicatrice de validation d'au moins un trimestre en arrêt maladie a augmenté, pour les femmes, de 24 pp pendant la deuxième année, de 14 pp la troisième pour atteindre 3 pp la cinquième année. Chez les hommes, Cette diminution reste nette passant d'un effet moyen du cancer la deuxième année à 20 pp, la troisième à 12 pp pour atteindre 4 pp la cinquième année.

L'analyse de l'effet du cancer sur le moyen terme à partir de l'indicateur « nombre de trimestres validés dans la maladie » montre une forte décroissance des trimestres validés après cinq ans de l'enregistrement en ALD 30. Ainsi, pour les femmes, l'effet du cancer décroît d'une manière continue pendant les quatre premières années après le cancer pour se stabiliser à 0.12 trimestres d'absences supplémentaires correspondant à un nombre moyen de jours supplémentaire en arrêt de travail pour maladie compris entre 7 jours et 11 jours. Pour les hommes, l'impact du cancer à long terme (t+5) est identique. Plus précisément, dès la seconde année, l'effet du cancer sur les arrêts maladie a été diminué environ de moitié pour les femmes (0.85 trimestres en moyenne soit de 51 à 77 jours). Il est encore divisé par deux la troisième année à 0.41 trimestres d'arrêt maladie, soit entre 25 jours et 37 jours d'arrêt puis par trois la troisième année avec 0.13 trimestres d'arrêt maladie soit entre 8 jours et 12 jours.

Pour les hommes, la diminution du nombre de trimestres en arrêt maladie est également importante bien que moindre que pour les femmes : elle diminue d'un peu moins de 40% (0.71 trimestres, soit de 42 à 64 jours) la seconde année. Il est divisé par deux la troisième année (avec de 21 à 32 jours en arrêt maladie) puis par trois la quatrième année (avec de 7 à 10 jours) pour se stabiliser ensuite.

Concernant l'effet du cancer sur l'emploi à moyen terme, l'influence négative du cancer sur la probabilité d'être en emploi est maintenue presque constante de la première à la cinquième année après la survenue du cancer. En effet, le pourcentage des individus employés durant au moins un trimestre, au sein des traités, est diminué au minimum de 10 pp pendant la deuxième année et au maximum de 15 pp pendant la cinquième année pour les femmes ; les résultats sont semblables pour les hommes montrant une diminution minimale de 11 pp en t+2 et maximale de 15 pp en t+5. L'indicateur en ratio du nombre de trimestres cotisés en emploi au nombre total de trimestres cotisés au régime général, montre que l'effet du cancer sur l'emploi se stabilise à partir de la deuxième année. Ainsi, ce ratio diminue de 0.16 en t+2 et de 0.15 en t+5 pour les femmes contre une diminution de 0.16 en t+2 et en t+5 pour les hommes.

L'effet moyen du cancer à moyen terme sur la probabilité d'être au chômage durant au moins un trimestre disparaît rapidement : l'effet sur l'indicatrice chômage est divisé par cinq après cinq ans (-5 pp en t+1 et -1 pp en t+5) pour les femmes. Pour les hommes, l'effet du cancer sur le chômage est négatif pendant la deuxième année (-1 pp en t+2) mais cet effet disparaît quasi complètement à partir de la troisième année : -0.1 p en t+3, +0.1 pp en t+4 et +0.3 pp en t+5. Cet effet est très faible et permet de conclure que le cancer n'a qu'un effet significatif très réduit sur la probabilité d'être au chômage pour l'ensemble des traités à long terme. En évaluant l'indicateur de nombre de trimestres validés en chômage, cinq ans après le diagnostic du cancer, ce nombre varie très légèrement pour les hommes et les femmes. En effet, les femmes enregistrent une diminution de 0.02 trimestres en chômage cinq ans après la survenue du cancer ; ceci correspondant à une baisse maximale de 2 jours de chômage (pour une baisse maximale 14 jours en t+1). En revanche, nous observons une légère augmentation du nombre de trimestres validés en chômage pour les hommes qui enregistrent en t+5 une augmentation de 0.01 trimestres ; ceci correspondant à une augmentation maximale de 1 jour

de chômage (pour une baisse maximale de 10 jours en t+1). Ainsi au-delà de 5 ans, les effets du cancer semblent s'effacer sur le chômage.

Les résultats obtenus à partir des estimations avec appariement exact en rajoutant des variables endogènes retardées (Tableau 5) de manière à contrôler pour l'effet antérieur du capital santé et du statut professionnel (c'est-à-dire le biais de sélection potentiel *ex ante*) sont semblables à ceux commentés ci-dessus. La probabilité de validation d'au moins un trimestre d'arrêt maladie n'augmente que de 3 pp en t+5 pour les hommes contre 4 pp pour les femmes. Nous observons une légère augmentation de l'effet du cancer sur la maladie en termes de nombres de trimestres validés. Ainsi, le cancer, cinq après le diagnostic, a pour effet d'augmenter la durée d'arrêt maladie de 10 jours à 15 jours pour les femmes et de 12 jours à 19 jours pour les hommes.

Concernant l'impact du cancer sur l'emploi, l'effet moyen du cancer à moyen terme en utilisant la méthode d'appariement avec des variables retardées est semblable aux résultats présentés ci-dessus. En effet, la stabilité de l'effet du cancer sur l'emploi à partir de la troisième année est maintenue. Le pourcentage des individus validant au moins un trimestre en emploi, a diminué après cinq ans de 13 pp pour les femmes comme pour les hommes. Nous observons une légère différence selon le genre, en utilisant le ratio du nombre de trimestre cotisés en emploi au nombre total de trimestres cotisés au régime général. Ce ratio montre que l'effet du cancer sur l'emploi se stabilise à partir de la troisième année. Ainsi, ce ratio diminue de 0.13 en t+3 et de 0.14 en t+5 pour les femmes ; de 0.15 en t+3 et de 0.16 en t+5 pour les hommes.

Discussion

Dans la littérature, un certain nombre de travaux étudient l'impact du cancer sur l'insertion sur le marché du travail (pour une revue, voir par exemple Duguet, Le Clainche 2012b). En France, les travaux menés concernant les liens avec le marché du travail et sur la base d'échantillon de grande taille, ont été réalisés sur une période courte avec notamment l'exploitation de l'enquête Drees-Inserm (2004) : la vie deux ans après le cancer. Cette enquête, réalisée deux ans après le diagnostic, comprend des informations sur les conditions de vie (emploi, qualité de vie, revenus) et sur l'état de santé avec des mesures aussi bien objectives (type de maladie et de traitements subis) que subjectives ou auto-évaluées, pour des individus ayant eu un diagnostic de cancer en 2002. Dans une étude réalisée à partir de cette base de données, Malavolti *et al.* (2008) étudient la reprise du travail¹³. Ils distinguent le processus en fonction du genre et utilisent un modèle de durée mettant l'accent sur la durée de l'arrêt de travail et le moment de la reprise. Ils constatent qu'entre le moment du diagnostic et le délai de l'enquête, soit deux ans après, les hommes reprennent plus rapidement le travail que les femmes. C'est également ce que nous observons ici. Pour expliquer ceci, Malavolti *et al.* (2008) avancent l'argument qu'une pression sociale plus forte s'exercerait sur les hommes pour revenir au travail du fait qu'ils sont en général les plus grands pourvoyeurs de ressources dans le ménage. Dans leur exploitation de la même base de données, Duguet, Le Clainche (2012a) constatent que les aménagements des conditions de travail permettent d'inciter de manière importante l'ensemble des travailleurs à reprendre leur emploi. Ils notent un fort impact des aménagements des conditions de travail sur le retour au travail pour les hommes comme pour les femmes mais également un sentiment accru de pénalisation et une baisse de revenu des ménages pour certains types d'aménagements des conditions de travail. Globalement, ce sont les individus dont la maladie a entraîné des traitements moins invalidants et dont la situation socio-économique est la plus favorable qui ont les meilleures possibilités de s'ajuster aux conséquences de leur maladie. Concernant l'étude réalisée ici, les effets constatés ne peuvent être comparés du fait de la nature administrative des données de notre base mais nous vérifions l'impact du congé maladie la première année après le diagnostic et sa diminution régulière au cours des trois premières années. En outre, nous observons également l'influence négative du cancer sur la probabilité d'être employé au cours du temps ; ce que seule l'observation des effets sur une période suffisamment longue permet.

¹³ Voir aussi pour une étude très proche avec la même base de données, Marino *et al.* (2013) .

Pour obtenir des comparaisons avec un horizon temporel plus long, nous devons nous tourner vers des travaux anglo-saxons. Cependant, très peu parmi ces travaux utilisent une base de données comparable à la nôtre. La plupart du temps, les travaux allient enquête sur échantillon de petite taille avec appariement sur données administratives (cf. par exemple les travaux de Bradley *et al.* 2002 sur le cancer du sein). Dans la revue de littérature menée par de Boer *et al.* (2009), sur tous les types de cancer, une baisse du taux d'emploi de plusieurs points est constatée après le diagnostic dans plusieurs études et variable selon le type de cancers : 6 points en moins pour des femmes atteintes d'un cancer du sein après 5 ans dans l'étude de Chirikos *et al.* (2002), entre 4 et 8 points en moins dans un délai de 2 à 6 ans après le diagnostic dans l'étude de Short *et al.* (2008) pour des patients atteints de cancer quel que soit le type à l'exception des cancers de stade IV et âgés de 55 à 65 ans. Les évaluations ne peuvent être strictement comparées du fait que les études se fondent sur des échantillons et des méthodes différentes mais elles peuvent être néanmoins confrontées s'agissant des résultats produits dans la littérature. Nos résultats apparaissent ainsi beaucoup plus précis sur l'effet du cancer que ceux produits jusqu'alors s'agissant du nombre de jours passés en arrêts maladie pour chaque année durant les cinq ans qui suivent le diagnostic du cancer et son enregistrement en ALD 30. Ces résultats nouveaux nécessitent toutefois des approfondissements de manière à identifier précisément les effets du cancer en termes de différences liées au statut d'occupation, de genre et de types de cancers.

Conclusion

L'analyse que nous avons conduite pour évaluer l'effet du cancer sur les parcours professionnels nous a permis de quantifier précisément l'impact de la survenue du cancer sur les parcours professionnels, en distinguant selon le genre, l'âge et les profils de carrières précédant la maladie. L'originalité de notre étude est triple : 1/elle se traduit d'abord dans la précision des résultats obtenus et jusqu'alors non disponibles ; 2/elle s'observe ensuite dans la mesure où nous évaluons l'impact du cancer sur l'emploi à partir d'une analyse rétrospective de la carrière des individus atteints d'un cancer ; analyse issue de données de carrière ; 3/ elle s'incarne enfin dans la méthode de double différence avec appariement exact que nous utilisons avec une variante de l'estimation où les variables d'output, une année avant la survenue du cancer, sont également mobilisées en tant que variable d'appariement.

Les résultats obtenus montrent ainsi avec précision l'impact de court et moyen terme du cancer sur le temps passé en arrêt maladie. Les effets sont très élevés la première année suivant l'enregistrement administratif du cancer en ALD et ce quel que soit le genre. L'accroissement du pourcentage d'individus avec au moins un trimestre en congé maladie est très important en raison des traitements médicaux reçus, ceux-ci étant souvent longs lorsque se cumulent par exemple chirurgie, radiothérapie et chimiothérapie. Nous pouvons en outre constater que les deux variantes de notre méthode d'estimation conduisent à cette logique générale, avec de faibles variations quantitatives. Pour ce qui est de l'emploi, l'effet moyen du cancer sur la proportion d'individus ayant validé au moins un trimestre en emploi parmi les individus malades est également très négatif, avec toutefois une importance un peu moindre si on prend en compte les variables endogènes retardées. Enfin, nous retrouvons un effet positif mais d'importance assez faible de la maladie sur la sortie du chômage. S'agissant des effets du cancer à moyen terme, à partir de l'indicateur « nombre de trimestres validés dans la maladie » l'analyse montre une forte décroissance des trimestres validés après cinq ans d'enregistrement en ALD 30. Ainsi, l'effet du cancer décroît d'une manière continue pendant les quatre premières années après le cancer pour se stabiliser à un très faible pourcentage de trimestres d'absences supplémentaires correspondant à un nombre moyen de quelques jours supplémentaires en arrêt de travail pour maladie.

L'influence de la maladie sur l'éloignement de l'emploi semble croître au long des deux ou trois premières périodes, pour se stabiliser à un niveau élevé. Le retour à l'emploi est non seulement difficile après deux ans, mais il semble que pour les hommes comme pour les femmes, le marché du travail ne se montre pas plus « ouvert » à ces individus cinq ans après l'enregistrement de leur cancer. La stabilité de l'effet du cancer sur l'emploi à partir de la troisième année est également constatée pour les hommes comme pour les femmes. Enfin, l'effet du cancer sur le chômage décroît rapidement et s'annule presque au bout de cinq ans quel que soit le genre. Les estimations sont globalement robustes à l'introduction des variables endogènes retardées dans les estimations.

Ces analyses pour importantes qu'elles soient doivent maintenant être ciblées par types de cancer selon le genre. En effet, les effets sur la trajectoire peuvent varier en fonction du site du cancer, de sa sévérité et/ou de celle des traitements reçus. C'est l'extension de l'analyse que nous projetons à cette étude.

Bibliographie

Belot A *et al.* (2008), « Incidence et mortalité des cancers en France durant la période 1980-2005 », *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, 56 : 159-175.

Blinder V.S., Patil S., Thind A., Diamant A., Hudis C.A., Basch E., Maly R.C. (2012), "Return to work in low-income Latina and non-Latina white breast cancer survivors: a 3-year longitudinal study", *Cancer*, 118 (6) : 1664-1674.

De Boer A.G.E.M., Frings-Dresen M.H.W. (2009), "Employment and the common cancers: return to work of cancer survivors", *Occupational Medicine*, 59 : 378–380.

Bradley C.J., Oberst K., Schenk M. (2006), "Absenteeism from work: the experience of employed breast and prostate cancer patients in the months following diagnosis", *Psychooncology*, 15 (8) : 739-747.

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*, 24 (1) : 137-160.

Bradley C.J., Bednarek H.L., Neumark D. (2002) "Breast cancer survival, work, and earnings", *Journal of Health Economics*, 21(5): 757–779.

Cooper A. F., Hankins M., Rixon L. , Eaton, E., Grunfeld E (2012), "Distinct Work-related, clinical and Psychological factors predict return to work following treatment in four different cancer types", *Psycho-oncology*, Doi: 10.1002/pon.3049.

Crompton R. (1999), *Restructuring gender relations and employment: the decline of the male breadwinner*. Oxford University Press.

Damkjaer, L. H., Deltour, Suppli I., Palm N., Kroman J., Johansen N.T., Dalton C., Oksbjerg S., (2011), "Breast cancer and early retirement: Associations with disease characteristics, treatment, comorbidity, social position and participation in a six-day rehabilitation course in a register-based study in Denmark", *Acta oncologica*, 50(2): 274-81.

Danzon A., Le Moal J., Chérié-Challine L., Viso A. C. (2012), « La surveillance épidémiologique des cancers en France : outils actuels et perspectives », *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 31 janvier, n° 5-6 : 54-58.

De Boer AG, Taskila T, Ojarvi A, van Dijk FJ, Verbeek JH., (2009), "Cancer survivors and unemployment : a meta-analysis and meta-regression", *JAMA* ;301(7):753-62. Drolet M., Maunsell E.,

- Mondor M., Brisson C., Brisson J., Mâsse B., Deschênes L. (2005) "Work absence after breast cancer diagnosis: a population-based study", *Canadian Medical Association Journal*, 173 (7): 765-771.
- Duguet E., Le Clainche (2012a), « Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer », *Document de travail CEE*, 159.
- Duguet E., Le Clainche (2012b), "The Impact of Health Events on Individual Labor Market Histories: The Message from Difference-in-Differences with Exact Matching", 16 pages, *LAMETA DR n°2012-08; Working paper Serie SSRN abstract n°2004264*.
- Eichenbaum-Voline S., Malavolti L., Paraponaris A., Ventelou B. (2008), "Cancer et activité professionnelle", *La Revue de l'OFCE*, 104 : 105-134.
- Feuerstein, M., Todd, B. L., Moskowitz, M. C., Bruns, G. L. Stoler, M. R., Nassif, T. Yu, X. (2010), "Work in cancer survivors: a model for practice and research", *Journal of Cancer survivorship, research and practice*, 4: 415-437.
- Gregg P., Tominey E. (2004), "The Wage Scar from Youth Unemployment," The Centre for Market and Public Organisation 04/097, Department of Economics, University of Bristol, UK.
- Grosclaude P. , Dentan C., Trétarre B., Velten M., Fournier E., Molinié F. (2012), « Utilité des bases de données médico-administratives pour le suivi épidémiologique des cancers. Comparaison avec les données des registres au niveau individuel », *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 31 janvier, n° 5-6 : 63-67.
- Heckman J.-J., Borjas G. (1980), "Does Unemployment Cause Future Unemployment ? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence", *Economica*, 47: 247-283.
- Johnsson A., Fornander T. , Rutqvist L., E., Olsson M. (2011), Work Status and Life Changes in the First Year after Breast Cancer Diagnosis, *Work*, 38 : 337–346.
- 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 : 239-266.
- Lindbohm, M. -L., Kuosma, E., Taskila, T., Hietanen, P., Carlsen, K., Gudbergsson, S., Gunnarsdottir, (2011), "Cancer as the cause of changes in work situation", *Psycho-oncology*, 20: 805-812.
- 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, Mermilliod (2008) « *La vie deux ans après le diagnostic de cancer* », Drees-Inserm, Coll. Etudes et Statistiques, *La Documentation Française*, pp. 259-270.
- Marino P., Sagaon Teyssier L. , Malavolti L., Le Corroller –Soriano A. G. (2013), "Sex Differences in the Return To Work Process of Cancer Survivors 2 Years After Diagnosis : Results From A Large French Population-Based Sample", *Journal of Clinical Oncology*, vol. 31 : 1-10
- Mehnert, A. (2011), "Employment and work-related issues in cancer survivors", *Critical reviews in oncology Hematology*; 77: 109-130.
- Moran J.R., Short P.F., Hollenbeak C.S. (2011), "Long-term Employment effects of Surviving Cancer", *Journal of Health Economics*, 30 (3) : 505-514.
- Mujahid, Mahasin S., Janz, Nancy K., Hawley, Sarah T., Griggs, Jennifer J., Hamilton, Ann S., Graff, John, Katz, Steven J., (2011), "Racial/ethnic differences in job loss for women with breast cancer", *Journal of Cancer survivorship, research and practice*, 5: 102-111.

Oberst K., Bradley C.J., Gardiner J.C., Schenk M., Given C.W. (2010), "Work task disability in employed breast and prostate cancer patients", *Journal of Cancer survivorship, research and practice*, 4 (4): 322-330.

Paraponaris A., Teyssier L.S., Ventelou B. (2010). « Job Tenure and Self-reported Workplace Discrimination For Cancer Survivors 2 Years After Diagnosis: does employment legislation matter?" *Health Policy*, 98 (2-3): 144-155.

Quinlan E., Thomas-MacLean R., Hack T., Kwan W., Miedema B., Tatemichi S., Towers A., Tilley A. (2009) "The impact of breast cancer among Canadian women: disability and productivity" *Work*, 34 (3) : 285-296.

Taskila-Abrandt, T, Pukkala, E, Martikainen, R, Karjalainen, A, Hietanen, P (2005), "Employment status of Finnish cancer patients in 1997", *Psycho-oncology*, 14 (3): 221-226.

**Tableau 1 – Types de cancer de fréquence supérieure à 2%
(Regroupement des deux principaux codes de maladie de chaque individu)**

CIM-10	Libellé	% des codes
Femmes		
C50	Tumeur maligne du sein	47,4%
C73	Tumeur maligne de la thyroïde	6,5%
C53	Tumeur maligne du col de l'utérus	3,7%
C18	Cancer du côlon	2,9%
C56	Tumeur maligne de l'ovaire	2,7%
C43	Mélanome malin de la peau	2,6%
C54	Tumeur maligne du corps de l'utérus	2,2%
C34	Tumeur maligne des bronches et du poumon	2,0%
Hommes		
C61	Tumeur maligne de la prostate	13,9%
C34	Tumeur maligne des bronches et du poumon	9,0%
C62	Tumeur maligne du testicule	4,8%
C67	Tumeur maligne de la vessie	4,6%
C18	Cancer du côlon	4,4%
C64	Tumeur maligne du rein, à l'exception du bassinet	2,9%
C32	Tumeur maligne du larynx	2,8%
E11	Diabète sucré non insulino-dépendant	2,7%
C73	Tumeur maligne de la thyroïde	2,5%
C20	Tumeur maligne du rectum	2,4%
C43	Mélanome malin de la peau	2,3%

Source : Hygie (IRDES)

**Tableau 2 – Comparaison des individus avec ALD cancer
aux individus sans ALD**

Echantillon	Avec ALD Cancer (1)		Sans ALD Cancer ni autre ALD (2)		Ecart (1)-(2)	Student
Femmes						
Age en 2008	7073	55,44	244446	46,45	8,99	73,24
Occurrence : ¹						
Emploi	7073	78,0%	244446	76,4%	1,5%	5,80
Chômage	7073	12,9%	244446	16,0%	-3,0%	15,89
Maladie	7073	10,3%	244446	7,0%	3,3%	32,59
<i>Retraite :</i>						
taux de retraite	7073	18,5%	244446	13,4%	5,1%	10,89
Age de départ	1309	61,93	32807	62,14	-0,21	4,03
Hommes						
Age en 2008	5619	56,77	271250	47,3	9,45	67,81
Occurrence : ¹						
Emploi	5619	83,9%	271250	84,4%	-0,6%	2,26
Chômage	5619	11,4%	271250	14,4%	-3,0%	15,04
Maladie	5619	6,7%	271250	2,6%	4,1%	41,65
<i>Retraite :</i>						
taux de retraite	5619	22,9%	271250	15,9%	6,9%	12,24
Age de départ	1284	61,49	43234	61,4	0,05	0,99
Ensemble						
Age en 2008	12692	56,03	515696	46,91	9,12	98,88
Occurrence : ¹						
Emploi	12692	80,6%	515696	80,6%	-0,1%	0,30
Chômage	12692	12,3%	515696	15,2%	-2,9%	20,91
Maladie	12692	8,7%	515696	4,7%	4,0%	54,88
<i>Retraite :</i>						
Départ	12692	20,4%	515696	14,7%	5,7%	15,73
Age de départ	2593	61,71	76041	61,74	-0,03	0,87
<hr/>						
Femmes	55,7%		47,4%			
Hommes	44,3%		52,6%			
Ensemble	100%		100%			

1. L'occurrence mesure la présence d'au moins un trimestre d'emploi, de chômage ou de maladie dans une année donnée. Les chiffres indiqués donnent le % d'années pour lesquelles une occurrence est observée par rapport au nombre total d'années de la carrière.

Tableau 3 - Qualité des appariements effectués

	Période	Traités	Appariables	Taux	Jumeaux	Nombre moyen de jumeaux
Sans variables retardées parmi les variables d'appariement						
Femmes	t-1,t+1	5 537	5 518	99,7%	6 132 615	1 111
	t-1,t+2	4 836	4 821	99,7%	5 304 932	1 100
	t-1,t+3	4 211	4 201	99,8%	4 581 758	1 091
	t-1,t+4	3 581	3 574	99,8%	3 879 801	1 086
	t-1,t+5	3 063	3 057	99,8%	3 298 020	1 079
Hommes	t-1,t+1	4 625	4 616	99,8%	7 199 513	1 560
	t-1,t+2	3 784	3 779	99,9%	5 925 360	1 568
	t-1,t+3	3 157	3 154	99,9%	4 943 412	1 567
	t-1,t+4	2 625	2 619	99,8%	4 102 952	1 567
	t-1,t+5	2 191	2 187	99,8%	3 423 257	1 565
Ensemble	t-1,t+1	10 162	10 134	99,7%	13 332 128	1 316
	t-1,t+2	8 620	8 600	99,8%	11 230 292	1 306
	t-1,t+3	7 368	7 355	99,8%	9 525 170	1 295
	t-1,t+4	6 206	6 193	99,8%	7 982 753	1 289
	t-1,t+5	5 254	5 244	99,8%	6 721 277	1 282
Avec variables retardées parmi les variables d'appariement						
Femmes	t-1,t+1	5 537	5 484	99,0%	3 194 438	583
	t-1,t+2	4 836	4 788	99,0%	2 782 003	581
	t-1,t+3	4 211	4 176	99,2%	2 416 914	579
	t-1,t+4	3 581	3 555	99,3%	2 062 020	580
	t-1,t+5	3 063	3 041	99,3%	1 754 860	577
Hommes	t-1,t+1	4 625	4 550	98,4%	4 224 835	929
	t-1,t+2	3 784	3 722	98,4%	3 552 881	955
	t-1,t+3	3 157	3 105	98,4%	3 026 867	975
	t-1,t+4	2 625	2 582	98,4%	2 551 571	988
	t-1,t+5	2 191	2 155	98,4%	2 162 831	1 004
Ensemble	t-1,t+1	10 162	10 034	98,7%	7 419 273	739
	t-1,t+2	8 620	8 510	98,7%	6 334 884	744
	t-1,t+3	7 368	7 281	98,8%	5 443 781	748
	t-1,t+4	6 206	6 137	98,9%	4 613 591	752
	t-1,t+5	5 254	5 196	98,9%	3 917 691	754

Tableau 4 : Effet du cancer sur la situation sur le marché du travail de un à cinq ans après le diagnostic (effet du traitement sur les traités).

Estimation sans variables retardées dans l'appariement

Variables d'appariement exact : genre, année de naissance et classe de salaire en début de fichier.

Les trois chiffres indiqués représentent respectivement la valeur moyenne de la variable pour les traités avant le cancer, l'effet du cancer et le t de Student approximatif associé à l'effet du cancer.

Femmes	Nombre de trimestres				Ratios			Indicatrices		
	Maladie	Chômage	Emploi	Total	Maladie	Chômage	Emploi	Maladie	Chômage	Emploi
t-1,t+1										
E(y ₀ T=1)	0,14	0,59	3,24	3,97	0,03	0,12	0,78	0,07	0,18	0,85
Effet	1,51	-0,16	-0,57	0,78	0,27	-0,04	-0,24	0,44	-0,05	-0,11
Student	1881,1	226,1	698,2	758,9	1747,8	236,9	1182,3	1756,1	222,0	524,7
t-1,t+2										
E(y ₀ T=1)	0,15	0,57	3,25	3,96	0,03	0,11	0,78	0,08	0,17	0,85
Effet	0,85	-0,07	-0,48	0,29	0,16	-0,02	-0,16	0,24	-0,02	-0,10
Student	1073,7	84,8	517,1	263,0	1034,4	82,3	704,6	940,2	93,3	436,7
t-1,t+3										
E(y ₀ T=1)	0,15	0,55	3,27	3,96	0,03	0,11	0,79	0,08	0,17	0,86
Effet	0,41	-0,02	-0,51	-0,12	0,09	-0,003	-0,14	0,14	-0,01	-0,11
Student	580,0	24,2	477,4	99,8	615,7	14,4	528,1	538,1	27,0	424,3
t-1,t+4										
E(y ₀ T=1)	0,15	0,53	3,27	3,95	0,03	0,10	0,79	0,08	0,16	0,86
Effet	0,13	0,001	-0,55	-0,41	0,03	0,00	-0,14	0,04	-0,005	-0,13
Student	204,8	0,7	451,7	292,6	212,8	12,1	459,4	162,3	14,6	429,8
t-1,t+5										
E(y ₀ T=1)	0,16	0,51	3,25	3,92	0,03	0,10	0,79	0,08	0,16	0,86
Effet	0,12	-0,02	-0,60	-0,50	0,03	0,002	-0,15	0,03	-0,01	-0,15
Student	170,7	14,1	447,0	323,1	194,0	5,6	436,5	114,3	35,0	437,8
Hommes										
t-1,t+1										
E(y ₀ T=1)	0,14	0,59	3,40	4,13	0,02	0,12	0,81	0,07	0,17	0,87
Effet	1,14	-0,11	-0,47	0,56	0,21	-0,02	-0,19	0,34	-0,02	-0,09
Student	1644,2	163,8	682,3	641,3	1596,3	163,1	1127,0	1594,2	132,5	496,2
t-1,t+2										
E(y ₀ T=1)	0,14	0,52	3,46	4,12	0,02	0,10	0,83	0,07	0,15	0,88
Effet	0,71	-0,04	-0,51	0,16	0,14	-0,01	-0,16	0,20	-0,01	-0,11
Student	994,9	50,9	608,4	156,3	1019,8	45,7	772,0	891,6	44,9	512,6
t-1,t+3										
E(y ₀ T=1)	0,13	0,48	3,48	4,10	0,02	0,10	0,84	0,07	0,15	0,89
Effet	0,36	-0,02	-0,56	-0,22	0,09	0,002	-0,15	0,12	-0,001	-0,12
Student	566,7	18,8	588,1	192,9	638,2	8,5	621,9	531,6	5,7	510,4
t-1,t+4										
E(y ₀ T=1)	0,13	0,45	3,50	4,08	0,02	0,09	0,84	0,07	0,14	0,90
Effet	0,12	0,01	-0,63	-0,51	0,02	0,01	-0,16	0,04	0,001	-0,15
Student	205,0	6,7	575,1	393,0	212,8	23,4	575,9	172,8	3,6	527,2
t-1,t+5										
E(y ₀ T=1)	0,13	0,41	3,53	4,07	0,02	0,08	0,85	0,07	0,13	0,90
Effet	0,12	0,01	-0,63	-0,49	0,02	0,004	-0,16	0,04	0,003	-0,15
Student	189,8	7,7	516,9	337,5	186,0	17,7	550,0	148,7	10,1	486,5

Tableau 5 : Effet du cancer sur la situation sur le marché du travail de un à cinq ans après le diagnostic (effet du traitement sur les traités).

Estimation avec variables retardées dans l'appariement

Variables d'appariement exact : genre, année de naissance et classe de salaire en début de fichier. On ajoute les indicatrices retardées de maladie, de chômage et d'emploi.

Les trois chiffres indiqués représentent respectivement la valeur moyenne de la variable pour les traités avant le cancer, l'effet du cancer et le t de Student approximatif associé à l'effet du cancer.

Femmes	Nombre de trimestres				Ratios			Indicatrices		
	Maladie	Chômage	Emploi	Total	Maladie	Chômage	Emploi	Maladie	Chômage	Emploi
t-1,t+1										
E(y ₀ T=1)	0,01	0,11	3,73	3,86	0,00	0,02	0,95	0,01	0,03	0,96
Effet	1,68	-0,07	-0,51	1,10	0,28	-0,02	-0,26	0,50	-0,02	-0,08
Student	1597,4	98,9	537,1	955,8	1484,2	113,4	1131,2	1645,1	97,0	373,9
t-1,t+2										
E(y ₀ T=1)	0,01	0,10	3,74	3,85	0,00	0,02	0,95	0,01	0,03	0,96
Effet	0,92	-0,02	-0,40	0,50	0,17	0,00	-0,17	0,28	0,00	-0,08
Student	907,8	17,8	373,0	427,3	862,0	17,9	616,9	887,4	10,9	300,9
t-1,t+3										
E(y ₀ T=1)	0,01	0,09	3,75	3,85	0,00	0,02	0,95	0,01	0,03	0,96
Effet	0,45	0,03	-0,42	0,05	0,09	0,01	-0,13	0,16	0,01	-0,09
Student	532,7	27,5	346,3	41,9	532,4	29,3	441,8	544,6	28,9	309,6
t-1,t+4										
E(y ₀ T=1)	0,01	0,08	3,75	3,84	0,00	0,01	0,95	0,01	0,03	0,96
Effet	0,17	0,05	-0,47	-0,25	0,03	0,01	-0,13	0,06	0,01	-0,11
Student	242,2	43,2	339,5	169,1	236,7	41,1	379,5	233,1	34,8	329,6
t-1,t+5										
E(y ₀ T=1)	0,01	0,08	3,74	3,83	0,00	0,01	0,95	0,01	0,02	0,96
Effet	0,17	0,04	-0,54	-0,33	0,03	0,01	-0,14	0,06	0,00	-0,13
Student	221,0	26,1	345,6	206,1	220,6	39,8	368,1	196,7	11,1	340,2
Hommes										
t-1,t+1										
E(y ₀ T=1)	0,01	0,10	3,85	3,95	0,001	0,02	0,96	0,003	0,03	0,97
Effet	1,24	-0,01	-0,45	0,78	0,21	-0,001	-0,21	0,39	-0,0004	-0,07
Student	1444,5	10,8	582,7	857,9	1379,5	7,4	1083,8	1536,5	2,0	387,8
t-1,t+2										
E(y ₀ T=1)	0,01	0,07	3,87	3,94	0,001	0,01	0,97	0,003	0,02	0,98
Effet	0,77	0,05	-0,45	0,37	0,15	0,01	-0,16	0,23	0,01	-0,09
Student	923,5	62,2	489,9	375,3	894,7	58,9	708,4	930,1	48,0	394,0
t-1,t+3										
E(y ₀ T=1)	0,005	0,06	3,88	3,94	0,001	0,01	0,97	0,002	0,02	0,98
Effet	0,44	0,08	-0,50	0,02	0,09	0,02	-0,15	0,16	0,02	-0,10
Student	604,2	85,8	471,4	16,0	612,5	101,5	559,7	634,4	95,1	386,3
t-1,t+4										
E(y ₀ T=1)	0,004	0,05	3,89	3,94	0,001	0,01	0,98	0,002	0,02	0,98
Effet	0,20	0,09	-0,59	-0,29	0,04	0,02	-0,16	0,08	0,03	-0,13
Student	333,6	88,0	483,4	231,1	324,6	102,0	516,3	350,1	92,9	443,6
t-1,t+5										
E(y ₀ T=1)	0,004	0,04	3,89	3,93	0,001	0,01	0,98	0,002	0,01	0,98
Effet	0,21	0,09	-0,55	-0,24	0,04	0,02	-0,16	0,08	0,03	-0,13
Student	315,0	76,7	404,6	168,2	303,8	75,3	473,5	332,2	81,7	383,7

