



**Une évaluation de l'impact de l'aménagement  
des conditions de travail sur la reprise du travail  
après un cancer**

---

EMMANUEL DUGUET, CHRISTINE LE CLAINCHE

[www.tepp.eu](http://www.tepp.eu)

# Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer<sup>1</sup>

**Emmanuel DUGUET**

Université Paris Est, ERUDITE (EA 437), UPEC, UPEM, TEPP (FR 3435)  
et Centre d'Etudes de l'Emploi

**Christine LE CLAINCHE**

Ecole Normale Supérieure de Cachan, Centre d'Economie de la Sorbonne-Cachan  
(UMR 8174 du CNRS) et Centre d'Etudes de l'Emploi

**Révisé, Juillet 2014**

**Résumé :** Nous évaluons l'impact d'un aménagement des conditions de travail sur le retour au travail après un cancer. En appliquant plusieurs méthodes d'appariement, nous trouvons que, toutes choses égales par ailleurs, l'obtention d'un aménagement des conditions de travail augmente fortement la probabilité de retour au travail et améliore l'état de santé auto-évalué. Ceci va de pair, pour les hommes, avec un sentiment de pénalisation au travail et une baisse des revenus du ménage causée par la maladie. Pour les femmes, la même conclusion s'applique lors d'un aménagement du poste de travail.

**Mots-clés :** santé, travail, cancer, appariement, retour au travail.

**JEL :** I10, J31, J81.

**Abstract:** We evaluate the impact of working conditions' improvements on return to work after a cancer. Applying several matching methods, we find that, ceteris paribus, the improvement of working conditions strongly increases the probability of coming back to work and improves self-rated health. These positive effects are compensated, for men, by a feeling of being at a disadvantage at work and a household revenue loss caused by illness. For women, the same conclusion holds for a change of tasks or work station.

**Keywords:** health, labor, cancer, matching, return to work.

**JEL:** I10, J31, J81.

---

<sup>1</sup> Cet article figure dans la continuité d'une recherche financée par l'ARC-INCA sur appel à projets. Nous remercions pour leurs remarques sur des versions antérieures de ce texte Raphaël Dalmasso, Dominique Goux, Samira Guenniff, Jean-Michel Herbet, Catherine Mermilliod, Serge Volkoff ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs suggestions et commentaires. Nous remercions également les participants aux séminaires ou colloques où des versions antérieures de ce texte ont été présentées : Séminaire Dares, juin 2009 ; Journées des économistes de la santé français (JESF), décembre 2009 ; Séminaire INCA, décembre 2010.

## I. Introduction

L'objectif de cet article est d'étudier l'impact des aménagements des conditions de travail sur le retour au travail des individus deux ans après le diagnostic d'un cancer. Il existe peu de travaux en France permettant d'identifier l'effet du cancer sur le travail et l'emploi (Eichenbaum-Voline *et al.* (2008), Malavolti *et al.* (2008), Barnay *et al.* (2014)). De surcroît aucune étude ne s'intéresse à l'impact des aménagements des conditions de travail alors même que ceux-ci, du fait du maintien dans l'emploi qu'ils rendent possible, permettraient de minimiser les coûts économiques et sociaux impliqués par un retrait temporaire ou durable du marché du travail (Hoffman (2005)). Une telle question paraît d'autant plus importante à étudier que les patients et les médecins s'accordent à considérer que le travail est un élément majeur de la qualité de vie des personnes, quand elles peuvent maintenir leur activité (Bloom *et al.* (2004), Dapuetto *et al.* (2005), Engel *et al.* (2003), Koyabashi *et al.* (2004) par exemple).

Dans l'ensemble des travaux recensés, nous n'avons repéré que très peu de recherches dédiées à l'effet des aménagements de conditions de travail sur le retour au travail des personnes ayant fait l'objet d'un diagnostic de cancer et souvent elles reposent sur des petits échantillons. Il existe des travaux significatifs portant sur l'incapacité ou les restrictions d'activités (« *disability* ») et sur leur impact sur l'insertion professionnelle. Ceux-ci sont ciblés sur les personnes affectées de maladies chroniques sans mention spécifique et débouchant sur des limitations d'activité ou des handicaps suscitant des dispositifs d'aménagement des conditions de travail ou de sortie temporaire de l'emploi (par exemple, Burkhauser *et al.* (1995), réévalué dans Burkhauser *et al.* (2012) et plus particulièrement sur les plus âgées d'entre elles (pour la France, voir Barnay (2010), Behaghel *et al.*, (2011), par exemple). Ainsi les travaux de Burkhauser *et al.* (1995, 2012a,b) qui portent sur l'impact des aménagements de conditions de travail considérés comme « raisonnables » selon la loi sur les « Américains avec des handicaps » (*Americans with Disabilities Act*, 1990), i.e. des aménagements portant sur les postes, le temps de travail, l'environnement de travail et le transport domicile-travail etc., montrent que les individus avec une incapacité et bénéficiant d'un aménagement des conditions de travail peuvent rester plus longtemps dans l'emploi que ceux n'en bénéficiant pas. Ces travaux montrent également un effet lié aux compensations associées à l'assurance handicap en cas de cessation de l'activité : plus les compensations sont élevées moins un aménagement sera adopté. Les recherches françaises dédiées aux fins de vie active montrent que le rôle de la protection sociale est crucial pour accompagner la sortie temporaire de l'emploi, voire la sortie définitive pour les plus âgés en attendant que les droits à la retraite prennent le relais.

Or le cancer, ou plutôt l'ensemble des maladies que recouvre ce terme, mérite une investigation plus précise concernant ses conséquences sur l'emploi : d'abord parce que l'incidence du cancer augmente fortement depuis trente ans avec des effets encore mal connus sur l'emploi. Ensuite parce que le cancer n'ouvre pas le droit en tant que tel à une reconnaissance administrative du handicap. Ce sont les traitements et les séquelles éventuelles associées au cancer qui peuvent entraîner une incapacité temporaire d'occuper un emploi, pouvant le cas échéant se transformer en une inaptitude partielle ou totale à occuper ensuite un poste de travail. Les conséquences sur l'emploi ne relèvent pas du champ des lois classiques sur le handicap ou sur l'incapacité liée à l'âge.

L'enquête que nous utilisons dans cette étude est une enquête réalisée en 2004 auprès des individus ayant eu un diagnostic de cancer en 2002. Ainsi, dans le cas français, en 2002, c'est-à-dire l'année où les individus ont reçu leur diagnostic de cancer et ont subi leurs traitements médicaux, les dispositions qui s'appliquaient au retour au travail après une longue maladie sont les suivantes : après un arrêt maladie de 21 jours ou plus, le travailleur doit effectuer une visite de reprise auprès du médecin du travail (éventuellement auprès du médecin conseil de la sécurité sociale pour les fonctionnaires ou assimilés), selon les termes de l'article R 241-51 du code du travail. En général c'est

l'employeur qui saisit le médecin du travail. Lors de cette visite, ce dernier rend un avis d'aptitude au poste ou d'inaptitude partielle ou totale. L'avis est éventuellement assorti de demandes d'aménagements des conditions de travail (reclassement, horaires etc.).<sup>2</sup> Ainsi l'aménagement du poste de travail incombe à l'entreprise ou à l'institution d'accueil du salarié suite à l'avis du médecin du travail ou du médecin conseil de la sécurité sociale et n'incombe pas principalement au salarié, lequel peut néanmoins faire état de souhaits plus ou moins pris en compte par l'institution de travail<sup>3</sup>. La décision d'aménagement des conditions de travail précède donc le retour au travail des individus.

Dans le cadre du cancer, l'étude de l'impact des aménagements des conditions de travail sur le retour au travail des individus se heurte ainsi potentiellement à plusieurs difficultés. L'une d'elles est relative au fait que le bénéfice de tels aménagements peut être soit corrélé à la sévérité de la maladie soit aux séquelles des traitements, lesquelles ne reflètent pas toujours la sévérité de la maladie, mais plutôt le type de cancer. Le bénéfice d'aménagements doit ainsi être relié aux types de cancers ainsi qu'à la sévérité du diagnostic établi lorsque cela est possible.

Une autre difficulté est que les aménagements peuvent être perçus comme stigmatisants par les individus qui en bénéficient (Hoffman (1991)). Certains individus, par peur d'être stigmatisés, peuvent ainsi minorer leur besoin de tels aménagements alors même que les séquelles des traitements les rendraient nécessaires au moins à court terme. Toutefois, dans la mesure où les aménagements sont principalement proposés par le médecin du travail, on peut imaginer que l'effet de minoration par rapport aux besoins réels des patients est relativement contrôlé.

Etant donné les séquelles entraînées par les traitements de la maladie, le retour à l'emploi peut être rendu difficile pour les individus atteints de cancers. Dans cet article, nous souhaitons étudier l'impact éventuel des aménagements des conditions de travail sur le retour au travail des patients ayant eu un diagnostic de cancer deux ans plus tôt. Nous évaluons également l'impact de ces aménagements sur leur état de santé perçu, la variation déclarée du revenu du ménage et sur la pénalisation perçue impliquée par la maladie dans la sphère professionnelle. Peu de travaux existent sur ce thème en dehors de celui plus général du handicap ou de l'accroissement des limitations liées à l'âge, comme nous l'avons vu. Or la problématique du retour au travail après un cancer n'a que peu à voir avec la question de la prise en charge de l'incapacité liée à l'âge et des aménagements de conditions de travail qu'elle induit ; de même elle n'a que peu à voir avec le handicap notamment

---

<sup>2</sup> L'inaptitude au poste implique une obligation de reclassement de la part de l'employeur. Pour les inaptitudes partielles, des aménagements liés au temps de travail ou aux horaires sont demandés. Cass. Soc. 12 mars 1987, n°84-43.003. Voir Lamy social (2002), rubrique 1037.

<sup>3</sup> Si l'employeur ne demande pas cette visite de reprise, le salarié peut solliciter lui-même la visite de reprise et si l'employeur n'accède pas à la demande du salarié, ce refus s'interprète comme un licenciement de fait dont il doit assumer la responsabilité. « L'employeur qui rompt le contrat de travail sans rechercher les possibilités de mettre en œuvre les propositions du médecin du travail prend la responsabilité de la rupture. Cette rupture s'analyse comme un licenciement (Cass. soc., 1<sup>er</sup> avr. 1992, n° 88-45.677, Dr. soc. 1992, p. 477). L'employeur ne peut sommer le salarié de reprendre son travail sans lui proposer des modifications conformes aux avis médicaux ; et le refus du salarié de reprendre son travail ne peut s'analyser en une démission (Cass. soc., 10 oct. 1995, n° 92-41.426). En outre, la méconnaissance des obligations de l'article L. 241-10-1 du Code du travail ôte au licenciement toute cause réelle et sérieuse (Cass. soc., 24 mars 1988, n° 86-40.829, Bull. civ. V, p. 133 ; voir encore Cass. soc., 24 janv. 1991, n° 89-40.179 ; Cass. soc., 8 juill. 1992, n° 88-45.802). Pour que l'employeur soit considéré avoir rempli son obligation de reclassement, encore faut-il que la proposition faite au salarié soit précise et consistante. Par exemple, tel n'est pas le cas lorsque, dans le cas d'un salarié déclaré inapte au poste de conducteur d'autocar et dont le permis de conduire « transport en commun » a été annulé par la préfecture pour raison médicale, l'employeur adresse au salarié une proposition imprécise de reclassement, ne lui offrant qu'un travail à temps très partiel (emploi administratif de trois heures par jour avec maintien du taux horaire et de l'ancienneté acquise) et ne lui donnant aucune indication sur la structure de l'effectif, la nature des postes existant dans l'entreprise ainsi que sur les possibilités de mutations ou de transformations de postes de travail. L'employeur a donc manqué à son obligation de reclassement et le licenciement du salarié à la suite du refus par celui-ci du poste proposé dans de telles conditions est en conséquence sans cause réelle et sérieuse (Cass. soc., 6 févr. 2001, n° 98-43.272, Bull. civ. V, n° 40, p. 30) » Voir Lamy Social. (2002), rubrique 1080.

lorsque celui-ci est acquis avant l'entrée sur le marché du travail et affecte les investissements en capital humain. Peu de travaux existent sur ce thème des aménagements des conditions de travail à destination des patients cancéreux car jusqu'il y a peu, cette question n'était pas une question en soi pour la raison suivante. Une minorité de jeunes actifs étaient concernés car le cancer étant une maladie liée à l'âge<sup>4</sup>, elle ne permettait pas un maintien prolongé dans l'emploi. Avec l'accroissement des diagnostics précoces et des taux de survie suite à un cancer, de plus en plus d'actifs encore jeunes sont aujourd'hui concernés par le cancer.

De manière à isoler l'impact d'un aménagement des conditions de travail de l'influence des autres caractéristiques individuelles sur le retour au travail des individus affectés d'un cancer, nous utilisons deux groupes d'individus semblables, l'un des groupes ayant bénéficié d'un aménagement et l'autre non. Nous sommes ainsi en mesure d'étudier l'effet du bénéfice d'un aménagement des conditions de travail sur le retour au travail. Nous nous intéressons également à son effet sur l'état de santé, les revenus et le sentiment de pénalisation associés à la maladie.

Nous utilisons les données de l'enquête Drees-Inserm « La vie deux ans après le diagnostic de cancer » réalisée en 2004 auprès de 4270 individus. Cette enquête comprend des informations sur les conditions de vie (emploi, qualités 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. L'étude de l'impact des aménagements des conditions de travail sur le retour au travail implique de travailler sur les personnes en emploi au moment du diagnostic. Nous utilisons deux méthodes d'estimation. La première méthode est une variante de l'approche de Rubin (1973) : l'appariement exact sur les variables qualitatives et l'appariement au plus proche voisin sur les variables quantitatives. Il existe deux variables continues dans notre étude : l'âge et un indice de pronostic de survie à 5 ans calculé par des épidémiologistes au moment du diagnostic du cancer sur la base du dossier médical, de sorte que notre méthode d'appariement consiste à prendre comme point de comparaison une personne dont toutes les variables qualitatives sont identiques et dont l'âge et l'indice de pronostic sont les plus proches. Cette première méthode consiste *in fine* à réaliser la différence des performances moyennes entre les individus traités et les individus non traités qui leur correspondent (ou « jumeaux statistiques »). La seconde méthode est celle du score de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983), qui consiste à apparier les individus selon leur probabilité d'obtenir un aménagement. Si deux individus ont la même probabilité d'obtenir un aménagement, que l'un l'a obtenu et l'autre non, alors tout se passe comme si l'aménagement était attribué au hasard entre ces deux individus. En comparant les personnes de probabilité identique on se retrouve dans une situation similaire à celle des données expérimentales (Rubin, 1997).

Nous trouvons que l'obtention d'un aménagement augmente fortement la probabilité de retour au travail et améliore l'état de santé auto-évalué. Ceci va de pair pour les hommes, avec un sentiment de pénalisation au travail et une baisse des revenus du ménage causée par la maladie. Pour les femmes, la même conclusion s'applique lors d'un aménagement du poste de travail.

L'article est organisé comme suit : la section II résume les résultats de la littérature économique. La troisième section présente les données utilisées. La méthodologie est présentée dans la quatrième section. Les résultats sont présentés dans la section V et mènent à la conclusion.

---

<sup>4</sup> Les cancers des enfants ont leurs propriétés propres. En dehors de ces cancers, l'épidémiologie montre que l'incidence des cancers augmente avec le vieillissement.

## II. Littérature

En France, l'incidence du cancer connaît une forte croissance depuis les années 1980 qui tient en partie à des facteurs démographiques (liés au vieillissement de la population) et en partie aux progrès en matière de diagnostic des cancers. La croissance de l'incidence du cancer est ainsi de près de 90 % entre 1980 et 2005 où 320 000 nouveaux cas ont été détectés (Belot, 2008). Dans la mesure où le cancer touche une population d'âge actif, ses conséquences économiques ne sont pas négligeables.

L'impact du cancer sur l'emploi, les revenus et heures travaillées commence à être bien documenté, notamment dans les pays anglo-saxons où des enquêtes longitudinales sont disponibles, même si le nombre de travaux menés sur les liens entre le cancer et l'emploi demeure encore faible. Dans cet ensemble de travaux, la question des aménagements des conditions de travail n'est pas vraiment posée, du fait que peu d'enquêtes les décrivent et que les aménagements concernent le handicap en général et non les conséquences d'une maladie en particulier. Nous avons procédé à une analyse systématique de la littérature à partir des bases Econlit, Medline, Pubmed, sur les années 2002-2012, avec comme critères d'inclusion les termes « cancer », « emploi », « travail », « retour au travail », « aménagements des conditions de travail », « temps de travail », « salaires », « revenus », quel que soit le pays. Nous avons recensé 93 articles traitant de la thématique générale de l'emploi et du cancer. Sur ces 93 articles, 14 portaient sur les liens entre différents facteurs médicaux ou non médicaux et le retour au travail, à court terme (dans les 12 à 24 mois suivant le diagnostic). Par ailleurs l'analyse systématique de la littérature a permis d'isoler trois revues de littérature générales sur le retour au travail, ce qui nous a aidés à sélectionner les articles à examiner. Ces trois revues sont celles de Spelten et al. (2002), de Tamminga et al. (2010) et de Mehnert (2011). Spelten et al. (2002) recensent sur la période 1985-1999 seulement 14 articles s'intéressant aux facteurs influençant le retour au travail des patients cancéreux. Parmi ceux-ci, deux traitent parmi d'autres facteurs du rôle positif des aménagements d'horaires plus particulièrement sur le retour au travail (Greenwald et al. 1989 ; Staley et al. (1987)). Les deux autres revues font état d'une littérature encore trop confidentielle concernant l'impact des aménagements et qui repose sur de trop petits échantillons. Ainsi Mehnert (2011) ne mentionne également sur 65 articles recensés dédiés à l'analyse des liens entre emploi, travail et cancer<sup>5</sup> que deux analyses relatives aux facteurs associés aux aménagements des conditions de travail pour expliquer le retour au travail (Pryce et al. (2007) et Villaverde et al. (2008) sur une cohorte de patientes atteintes de cancer du sein). Ceux-ci tendant à montrer également que les personnes bénéficiant d'aménagements améliorent leur retour au travail dans un délai de moins de deux ans. Enfin la revue de Tamminga et al. (2010) retient 23 articles ciblés sur l'étude de l'impact des aménagements des conditions de travail lorsque ceux-ci sont mis en œuvre dans le cadre des soins médicaux reçus par les patients. Les résultats reportés montrent une insuffisance de prise en compte de cette problématique dans le cadre des soins avec peu d'effets.

Outre les articles recensés également dans les trois revues précédemment mentionnées, nous avons également retenu l'étude de Bouknight, Bradley, Luo, (2006), relative à des femmes ayant eu un cancer du sein. Cette étude reposant sur un échantillon de 416 femmes américaines travaillant (données des registres de surveillance des cancers de Détroit (USA)) montre que 87% des employeurs ont accordé un aménagement des conditions de travail à leurs employées. Une analyse de corrélation par régression logistique montre par ailleurs que le bénéfice de ces aménagements a

---

<sup>5</sup> Ainsi par exemple, la revue de littérature menée par Mehnert (2011), recense 65 articles sur le thème général du cancer, de l'emploi et des problématiques liées au travail. Sur ces 65 articles, 11 reposent sur l'exploitation de bases de données dont les échantillons sont de taille supérieure à 1000.

été associé significativement au retour au travail dans les dix huit mois suivant le diagnostic de cancer du sein. Enfin, l'étude de Lindbohm et Viikari-Juntura (2010) constate également le caractère très confidentiel de telles études réalisées dans des conditions statistiques pas toujours satisfaisantes. Etant donné cette littérature confidentielle reportant des résultats sur des échantillons de tailles souvent restreintes, il convient de s'intéresser plus largement à ce qui, dans la littérature, décrit de manière significative les liens entre la survenue d'un cancer et l'insertion dans l'emploi. De surcroît, préalablement à toute analyse sur l'impact des aménagements des conditions de travail sur le retour au travail, il importe de constater dans la littérature comment la survenue du cancer affecte le maintien dans l'emploi.

Même dans le cadre d'une telle littérature plus générale, assez peu de travaux existent. Ainsi, dans une méta analyse portant sur des travaux américains réalisés entre 1966 et 2008, de Boer et al. (2009) ont identifié seulement 15 études qui comparent les taux d'emploi (ou les taux d'inactivité liée à des handicaps) des « survivants du cancer », en incluant des variables de contrôle relatives à la santé. Un récent travail de Moran, Short et Hollenbeak (2011) compare l'emploi et les heures travaillées pour les individus « jeunes » (moins de 55 ans) atteints d'un cancer par rapport à un groupe témoin en utilisant deux bases de données différentes et la méthode des doubles différences. Les résultats, six ans après le diagnostic du cancer, montrent que les jeunes ayant eu un cancer ont des taux d'emploi plus faibles et travaillent moins d'heures que les jeunes du groupe témoin.

La maladie « cancer » recouvre différentes réalités, notamment selon l'âge et la localisation du cancer, dont les implications peuvent varier en termes d'insertion professionnelle. Dans une revue de littérature à vocation essentiellement économique portant sur des travaux anglo-saxons, et ce quelle que soit la localisation des cancers, Spelten *et al.* (2002) montrent que les taux de retour à l'emploi varient entre 30% et 93 %. Parmi les cancers les plus fréquents, le cancer du sein pour les femmes a été particulièrement étudié. Ainsi dans une étude américaine relative à ce cancer, Bradley *et al.* (2002) sélectionnent deux groupes : un groupe de « traitement » ayant eu un cancer et un groupe de contrôle n'ayant pas eu de cancer. Après correction des biais de sélection, les auteurs montrent que parmi les personnes survivantes qui travaillent, les heures travaillées, les salaires et revenus sont plus élevés dans le groupe des patientes ayant eu un cancer que dans le groupe de contrôle ; ce qui peut rendre compte d'effet de personnalité.<sup>6</sup>

Dans l'ensemble des travaux revus par de Boer et al. (2009), sur tous les types de cancer, on constate une baisse du taux d'emploi de plusieurs points après le diagnostic : 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 âgés de 55 à 65 ans. Il est également intéressant de regarder l'impact du cancer du sein sur l'emploi, cancer le plus fréquent chez les femmes, qui est également fortement représenté dans l'enquête que nous exploitons. Il semble que, dans la plupart des études, il n'y ait pas de consensus clair sur l'impact du cancer du sein sur l'emploi : certaines études montrent un impact négligeable (Satariano *et al.*, 1996 ; Bloom *et al.*, 2004), d'autres mettent en évidence un

---

<sup>6</sup> Selon l'effet Nietzsche : « ce qui ne tue pas rend plus fort ». Les auteurs utilisent notamment des données administratives de la sécurité sociale qu'ils appartiennent aux données de l'enquête « Santé et retraite » (Health Retirement Studies) qu'ils utilisent par ailleurs. Ils utilisent différentes spécifications du lien entre le fait d'avoir eu un diagnostic de cancer du sein et le logarithme des revenus de l'année précédant le diagnostic. Il s'agit de vérifier que les « futures » survivantes du cancer n'étaient pas simplement des personnes avec de plus hauts revenus avant le diagnostic. Pour le groupe de contrôle, « l'année avant le diagnostic » est affectée de façon aléatoire à chaque individu (en reproduisant la distribution des années précédant le diagnostic pour les « survivantes du cancer » (*cancer survivors*)). Ces estimations montrent que les femmes survivantes du cancer qui avaient, après le cancer, des revenus plus élevés que le groupe de contrôle, n'avaient pas des revenus plus élevés avant le diagnostic. Plusieurs travaux notent en effet un changement de comportement des « survivants » et dont la personnalité, après le temps des traitements et d'éventuels troubles psychiques liés à un stress post-traumatique, peut s'affirmer (voir Stewart, Wong, Duff et al. (2001), par exemple). Toutefois, les travaux montrent en général également l'accroissement de la co-morbidité et l'augmentation des limitations fonctionnelles (Greenwald et al. (1989), Ganz (2005)) qui peuvent expliquer les diminutions de participation au marché du travail.

impact réel sur la participation (Maunsell *et al.*, 2004 ; Bradley *et al.*, 2005 ). Une étude française dédiée à l'impact de ce cancer met en évidence les risques de détérioration de la situation professionnelle même à relativement court terme (Bascetto *et al.*, 2009) : parmi les femmes atteintes d'un cancer du sein qui étaient en emploi au moment du diagnostic, 80 % sont en emploi deux ans plus tard. La probabilité est plus faible pour les femmes appartenant aux catégories socioprofessionnelles faiblement qualifiées<sup>7</sup>.

Il existe peu de travaux consacrés à l'étude des liens entre le cancer et l'emploi en France. Dans un travail réalisé à partir de l'échantillon Drees-Inserm que nous utilisons également et apparié à l'enquête Emploi de l'Insee, Eichenbaum-Voline *et al.* (2008) étudient l'impact du cancer sur l'activité professionnelle en estimant des matrices de transition. Quatre statuts sont considérés : emploi, chômage, retraite et inactivité et les transitions sur ces statuts sont comparées entre les deux enquêtes. Les auteurs observent de cette façon l'impact du cancer sur la vie professionnelle et mettent en évidence les transitions spécifiques à certaines catégories socio-professionnelles (PCS). Les résultats montrent un retour à l'emploi plus faible pour les individus appartenant à des catégories socio-professionnelles manuelles, en partie expliquée par un pronostic de guérison plus défavorable pour les individus appartenant à ces PCS.

Dans une autre étude ciblée exclusivement sur l'échantillon Drees-Inserm, Malavolti *et al.* (2008) étudient la reprise du travail. 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 que les hommes reprennent plus rapidement le travail que les femmes et avancent que ceci s'expliquerait par une pression sociale plus forte.

Les travaux français relatifs au cancer en général font surtout état de l'impact de la maladie sur le retour au travail et peu sur les revenus et les salaires. Cependant Cases C., Malavolti L., Mermilliod C. (2008), dans une étude réalisée également à partir de l'enquête Drees-Inserm, mettent en évidence que le quart des personnes atteintes d'un cancer déclarent, deux ans après, une baisse de leurs revenus, et que deux tiers d'entre elles l'imputent au cancer. Les données ne permettent toutefois pas d'évaluer l'ampleur de la baisse des revenus.

La comparaison entre les résultats des études étrangères, notamment américaines, et ceux des études françaises est cependant limitée dans la mesure où les patients français bénéficient d'une part, d'une couverture maladie élevée et, d'autre part, de minima sociaux en cas de sortie permanente du marché du travail. Certains résultats américains peuvent ainsi s'expliquer par des différences d'incitations : dans la mesure où l'assurance maladie ne couvre pas les coûts associés à la sortie temporaire de l'emploi, les individus peuvent préférer demeurer au travail en dépit de séquelles et d'incapacités, plutôt que de prendre le risque d'une perte de revenus non couverte par l'assurance maladie. En France des minima sociaux ainsi que des congés maladie de longue durée existent, et peuvent garantir le maintien de revenus après la sortie du marché du travail.

Devant cette baisse significative des taux d'emploi après un diagnostic de cancer attesté dans la plupart des études, la question des politiques publiques pour maintenir les personnes en emploi ou favoriser la reprise d'un emploi est cruciale dès lors que l'état de santé est compatible ou peut être amélioré par un retour au travail (Dapueto *et al.* (2005), Engel *et al.* (2003), Koyabashi *et al.* (2004) ; Moran *et al.* (2011) par exemple).

---

<sup>7</sup> Voir aussi Joutard *et al.* (2012), pour l'application de la méthode aux individus souffrant de différents types de cancers. Les auteurs montrent que les ouvriers et employés sont beaucoup plus pénalisés que les autres catégories pour le maintien dans l'emploi.



### III. Les données

#### *Constitution de la base*

Nous utilisons l'enquête Drees-Inserm « La vie deux ans après le diagnostic de cancer » réalisée en 2004. Cette enquête a été réalisée à partir du fichier « ALD cancer » des trois principaux régimes d'assurance maladie en 2002. L'intérêt des fichiers ALD (« Affection de Longue Durée ») en général est qu'ils couvrent très bien la population française. Concernant l'enquête, les fichiers ALD cancer ont cependant eu tendance à surreprésenter les cancers de meilleur pronostic dans la mesure où les individus non inscrits en ALD dans les deux ans étaient souvent décédés. En l'absence de registres exhaustifs sur l'enregistrement des cancers au niveau national, la base ALD constitue une base de données pertinente, en particulier lorsqu'il s'agit d'étudier les conditions de vie des patients (Grosclaude et al. (2008)). L'enquête Drees-Inserm permet ainsi d'apprécier le lien entre les aménagements dont ont bénéficié les patients et le retour au travail après un arrêt maladie dans un délai de deux ans après le diagnostic.

Il est cependant important de rappeler que cette enquête ne fournit des informations que sur les personnes encore en vie deux ans après leur diagnostic de cancer, de sorte que nos conclusions ne sont valables que pour cette sous-population<sup>8</sup>. En outre, l'étude de l'impact des aménagements des conditions de travail sur le retour au travail implique de travailler sur les personnes étant en emploi au moment du diagnostic. Nous excluons donc les chômeurs de l'analyse. L'exclusion des chômeurs et des retraités ou préretraités fait passer l'échantillon retenu de 4270 à 1424 individus. Cette diminution importante de l'échantillon est ainsi liée au fait que le cancer demeure une maladie du vieillissement. Cette modification de la taille de l'échantillon implique également des changements des fréquences des types de cancer dont souffrent les patients de l'échantillon. Ainsi le cancer du sein est largement représenté chez les femmes dans la mesure où il touche des femmes majoritairement autour de la cinquantaine mais le cancer de la prostate est assez peu représenté chez les hommes parce qu'il touche largement les hommes de plus de 60 ans, qui sont exclus de notre échantillon<sup>9</sup>.

En accord avec la terminologie des études sur l'appariement, nous distinguons les variables dites d'appariement, des variables de traitement et des variables de performance.

Les variables d'appariement sont celles qui sont susceptibles d'altérer le lien entre les variables de "traitement" (ici, l'obtention d'un aménagement) et les variables de "performance" (ici, la reprise du travail après un arrêt, la variation de l'état de santé perçue et la variation des revenus du ménage). Il nous faudra contrôler la valeur des variables d'appariement pour obtenir une estimation fiable des effets des traitements sur les performances. Il s'agit des variables de contrôle dans le cas d'une régression.<sup>10</sup> Pour une analyse pertinente, il faut que les variables d'appariement affectent à la fois le

---

<sup>8</sup> A partir du tirage au sort dans les fichiers ALD des trois régimes partenaires des caisses d'assurance maladie (régimes des travailleurs salariés, des travailleurs agricoles et des travailleurs non salariés non agricoles), 13932 individus ont eu un cancer diagnostiqué en septembre et octobre 2002. Parmi ces derniers, 30% étaient décédés deux ans plus tard, 11% injoignables et 9% incapables de répondre à l'enquête. Sur la moitié des personnes susceptibles d'être enquêtées (6966), seules 61% ont répondu (voir Malavolti, 2008). Il est évidemment possible qu'il y ait eu chez les personnes n'ayant pas pris part à l'enquête des caractéristiques susceptibles d'expliquer également la sortie de l'emploi. Nos conclusions ne s'appliquent évidemment qu'à la population qui a pris part à l'enquête.

<sup>9</sup> Voir l'article introductif de Mermilliod, Mouquet (2008) de l'ouvrage déjà cité, édité par Le Corroller-Soriano, Malavolti, Mermilliod (2008).

<sup>10</sup> La méthode d'appariement utilisée ici fournit un contrôle des variables explicatives qui est comparable à celui qu'apporterait une régression non paramétrique.

traitement (ici, les aménagements) et les performances (reprise, état de santé, revenus). Nous prenons en compte sept variables qui sont susceptibles d'affecter à la fois l'attribution d'un aménagement et les performances :

- l'âge, qui est susceptible d'affecter l'attribution d'un aménagement via l'ancienneté dans l'entreprise, et les performances via l'état de santé et l'expérience professionnelle;
- le niveau de formation initial<sup>11</sup>, qui est susceptible d'affecter l'attribution d'un aménagement via le type de poste occupé et les performances via l'état de santé et les revenus;
- le fait que l'emploi soit dans le secteur public<sup>12</sup>, réputé plus favorable aux avancées sociales;
- le fait que l'emploi soit en CDI<sup>13</sup>, ce qui est susceptible d'influencer l'aménagement via la durée de présence future dans l'entreprise (plus un salarié reste longtemps, plus l'entreprise serait incitée à aménager ses conditions de travail), ainsi que la reprise du travail via la continuité du contrat de travail;
- le fait que le travailleur ait gardé des contacts avec son entreprise<sup>14</sup>, susceptible d'influencer l'aménagement via les informations échangées, et les performances lors d'une reprise du travail;
- le type de cancer<sup>15</sup>, susceptible d'influencer les possibilités d'aménagement du travail, ainsi que les performances via les limitations physiques ou intellectuelles qu'il entraîne;
- le pronostic de survie à 5 ans (entre 0 et 100%), pour les mêmes raisons que pour le type de cancer. Il fournit un indicateur de la gravité de la maladie. La définition précise de cette variable, donnée par Malavoti (2008), est reprise en annexe.

Les variables de "traitement" sont les trois modalités d'aménagement disponibles dans l'enquête (question K29) :

*"Depuis le début de votre maladie avez-vous bénéficié..."*

*a. D'aménagements du temps de travail tels que mi-temps thérapeutiques, temps partiels...*

*b. D'aménagements des horaires*

*c. D'aménagements du poste tels que reclassement, réattribution de tâches..."*

Nous étudions séparément chaque type d'aménagement, en comparant les individus "traités" à ceux qui n'ont reçu obtenu aucun aménagement (les "non traités"). Nous proposons également une synthèse, en considérant une variable indiquant l'obtention d'au moins un des trois aménagements précédents. Dans ce dernier cas, on considère que l'individu est "traité" dès qu'il répond positivement à une des trois questions précédentes.

Remarquons ici que nous ne pouvons pas exclure a priori que l'enquêté décrive un aménagement qui aurait été obtenu sans intervention du médecin du travail. Toutefois l'existence d'un cadre légal et la gravité des pathologies étudiées minimisent ce risque.

Les fréquences de ces aménagements sont données dans le Tableau 1. On constate que les femmes sont plus nombreuses à obtenir des aménagements que les hommes (41% contre 27%). Pour les hommes comme pour les femmes, l'aménagement le plus fréquent concerne la durée du travail, suivi par les horaires de travail, puis le poste lui même.

---

<sup>11</sup> Le questionnaire est disponible dans l'ouvrage coordonné par Le Corroller-Soriano, Malavolti, Mermilliod (2008), p 371 à 406. Pour le niveau de formation initial, on utilise la question A13 du questionnaire sur les conditions de vie, avec regroupement en trois modalités "enseignement primaire", "enseignement secondaire" et "baccalauréat et plus".

<sup>12</sup> Question K4 du questionnaire sur les conditions de vie (« Salarié de l'Etat, Salarié du secteur privé, Indépendant, Chef d'entreprise salarié/PDG, aide familiale sans rémunération, autre »).

<sup>13</sup> Question K6 du questionnaire sur les conditions de vie (« Quelle était la nature de votre contrat de travail ? »).

<sup>14</sup> Question K19 du questionnaire sur les conditions de vie (« Avez-vous eu des contacts avec votre employeur ou vos collègues de travail au cours de votre congé maladie ? »).

<sup>15</sup> Volet B du questionnaire médical (« Nature et évolution de la maladie »).

**Tableau 1 - Aménagements des conditions de travail**

Echantillon	Hommes		Femmes	
	%	Nombre	%	Nombre
Aménagement du poste de travail	9,2%	46	10,5%	97
Aménagement de la durée du travail	19,5%	98	34,2%	315
Aménagement du temps de travail	14,7%	74	23,0%	212
<b>Au moins un des aménagements précédents</b>	27,1%	136	41,1%	379
<b>Aucun aménagement</b>	72,9%	366	58,9%	543
<b>Total</b>	100%	502	100%	922

Les variables de performances permettent d'examiner les conséquences de l'attribution d'un aménagement des conditions de travail :

- Reprise du travail après un arrêt maladie<sup>16</sup> (Oui/Non);

- Variation de l'état de santé (question D2):

*"Par rapport à l'année dernière à la même époque, comment trouvez-vous votre état de santé en ce moment?"*

Les réponses sont regroupées en trois modalités : "Mieux", "Pareil" et "Moins bien".

- Sentiment de pénalisation au travail (question K32) :

*"Vous êtes-vous senti(e) pénalisé(e) dans votre emploi à cause de votre maladie?"*

Les réponses de l'enquête portent sur trois modalités : "Oui, un peu"; "Oui, beaucoup"; "Non, pas du tout".

- Baisse de revenu liée à la maladie. On utilise d'abord la réponse à la question J4 :

*" Par rapport au moment du diagnostic les revenus de votre foyer...ont diminué/sont les mêmes/ont augmentés",*

et si les revenus ont diminué, on utilise la réponse à la question J6 :

*"Diriez-vous que votre maladie a joué un rôle dans la diminution de vos revenus?",*

On regroupe la réponse en trois modalités : "Beaucoup", "Un peu ou assez", "Pas du tout".

### *Statistiques descriptives*

Les statistiques descriptives sont présentées dans le Tableau 2, avec une première comparaison des personnes ayant bénéficié ou non d'un aménagement, la comparaison dite naïve dans la littérature.

<sup>16</sup> A partir des questions k1=3 (« Aujourd'hui, êtes-vous en congé de maladie ? 3. Non ») et K18=1 ou 2 (« Depuis l'annonce de votre maladie avez-vous été en congé de maladie ? (y compris de longue maladie ou de longue durée). 1. Oui, congé de maladie ordinaire, 2. Oui congé de longue maladie ou de longue durée »), du questionnaire sur les conditions de vie.

Notre première variable d'appariement étant le genre, les études sont faites séparément pour les hommes et les femmes. Ce choix provient du fait que les types de cancer, la fréquence des cancers, et les situations sur le marché du travail sont différents pour les hommes et les femmes.

La liste des variables d'appariement a été établie en prenant la liste des déterminants de la probabilité d'obtenir un aménagement et des déterminants des performances, conformément à la littérature sur l'évaluation par appariement.

Les différences de performances sont influencées à la fois par les différences de distribution des variables d'appariement et par l'existence d'un aménagement. Pour les hommes on ne constate que deux différences significatives de distribution : les travailleurs qui ont obtenu un aménagement sont plus souvent en CDI et avaient un meilleur pronostic de survie à 5 ans à la date de leur diagnostic de cancer. Ceci peut clairement générer des biais sur les écarts de performances attribués aux aménagements des conditions de travail. Pour éliminer ces biais, il faut recourir aux méthodes d'appariement que nous utilisons. Pour les femmes, les différences de distribution sont beaucoup plus nombreuses : les femmes qui ont bénéficié d'un aménagement ont un niveau de formation plus élevé, sont plus souvent salariées du secteur public, sont plus souvent en CDI, ont plus souvent gardé des contacts dans l'entreprise, ont plus souvent un cancer du sein et moins souvent un cancer relativement rare. Dans le cas des femmes, les risques de biais semblent donc au moins aussi importants que pour les hommes et il convient de commenter les différences brutes de performances avec prudence. Il convient également d'utiliser des estimateurs par appariement.

Un premier examen, naïf, de la différence de performances entre les travailleurs qui ont bénéficié d'un aménagement et les autres donne les résultats suivants. Les hommes qui ont obtenu un aménagement reprennent le travail plus souvent, ont vu leur état de santé s'améliorer plus souvent, ont un sentiment de pénalisation modérée plus fréquemment et ont plus souvent constaté une baisse modérée du revenu de leur ménage à cause de leur maladie. Les femmes qui ont obtenu un aménagement ont plus souvent repris leur travail, sont plus nombreuses à percevoir une amélioration de leur état de santé, ne présenteraient pas de différence sur le sentiment de pénalisation et auraient moins souvent constaté une baisse importante du revenu du ménage à cause de leur maladie.

Le but des estimations qui suivent est d'examiner si les comparaisons des performances moyennes qui précèdent sont biaisées à cause des différences de distribution des variables d'appariement entre le groupe qui a bénéficié d'un aménagement et celui qui n'en a pas bénéficié.

## Tableau 2 - Statistiques descriptives

\* différence significative au seuil de 10%; \*\* : différence significative au seuil de 5%

Echantillon	Hommes				Femmes			
Comparaison	Sans aménagement (0)	Avec aménagement (1)	Différence (1)-(0)	Student	Sans aménagement (0)	Avec aménagement (1)	Différence (1)-(0)	Student
<b>Nombre d'observations</b>	366	136			543	379		
	<b>Variables d'appariement</b>							
<b>Age</b>	50,3	49,1	-1,2	1,46	48,2	48,2	0,0	0,01
<b>Education :</b>								
Primaire	23,0%	19,9%	-3,1%	0,76	22,7%	15,3%	-7,3%**	2,85
Secondaire	38,0%	40,4%	2,5%	0,50	35,9%	35,4%	-0,6%	0,17
Bac et plus	39,1%	39,7%	0,6%	0,13	41,4%	49,3%	7,9%**	2,37
<b>Emploi public</b>	15,8%	22,1%	6,2%	1,53	31,5%	36,9%	5,4%*	1,71
<b>CDI</b>	79,5%	89,0%	9,5%**	2,76	71,8%	90,0%	18,2%**	7,34
<b>Garde contact avec l'entreprise</b>	87,4%	90,4%	3,0%	0,98	89,7%	93,9%	4,2%**	2,37
<b>Type de cancer :</b>								
Sein					60,4%	68,3%	7,9%**	2,49
Prostate	15,8%	13,2%	-2,6%	0,75				
Colon	9,6%	13,2%	3,7%	1,11	4,1%	5,5%	1,5%	1,03
Aéro-digestif supérieur	24,0%	23,5%	-0,5%	0,12	2,6%	2,1%	-0,5%	0,47
Uro-génital	13,4%	9,6%	-3,8%	1,24	12,0%	10,0%	-1,9%	0,93
Hémopathie	12,8%	18,4%	5,5%	1,47	4,4%	5,3%	0,9%	0,59
Autre	24,3%	22,1%	-2,3%	0,54	16,6%	8,7%	-7,9%**	3,65
<b>Pronostic de survie à 5 ans</b>	43,1%	47,1%	4,0%*	1,80	64,4%	65,4%	0,9	0,78
	<b>Variables de performance</b>							
<b>Reprise après arrêt de travail</b>	32,8%	58,1%	25,3%**	5,16	37,9%	65,7%	27,8%**	8,65
<b>Etat de santé actuel :</b>								
Mieux	28,1%	42,6%	14,5%**	2,98	42,4%	51,5%	9,1%**	2,73
Pareil	56,8%	47,8%	9,0%*	1,80	44,6%	34,3%	-10,3%**	3,17
Moins bien	15,0%	9,6%	5,5%*	1,74	13,1%	14,2%	1,2%	0,51
<b>Sentiment de pénalisation :</b>								
Beaucoup	25,1%	25,0%	0,1%	0,03	22,1%	22,2%	0,1%	0,02
Un peu	15,8%	23,5%	7,7%*	1,86	18,0%	21,6%	3,6%	1,34
Non	59,0%	51,5%	7,5%	1,51	59,9%	56,2%	-3,7%	1,10
<b>Baisse de revenu du ménage à cause du cancer :</b>								
Beaucoup	27,3%	24,3%	3,1%	0,70	20,3%	15,6%	-4,7%*	1,85
Un peu, Assez	7,9%	14,7%	6,8%**	2,02	10,9%	11,1%	0,2%	0,10
Non	64,8%	61,0%	3,7%	0,76	68,9%	73,4%	4,5%	1,48

## IV. Méthodologie

Nous utilisons deux estimateurs tirés de la littérature sur l'évaluation : un premier estimateur par appariement exact (Rubin, 1973, 1974) et un second estimateur par appariement sur le score de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983).

Dans cet article, nous souhaitons estimer l'effet du traitement sur les traités, soit :

$$E(y_1 - y_0 | T = 1),$$

où  $y_1$  est la performance en présence de traitement,  $y_0$  la performance en l'absence de traitement

et  $T$  une variable binaire, égale à 1 si l'individu bénéficie d'un aménagement et à 0 sinon. Le

problème d'estimation vient du fait que l'on observe seulement  $y_1$  lorsque  $T = 1$  et seulement  $y_0$  quand  $T = 0$ . On doit donc trouver un moyen d'estimer  $E(y_0 | T = 1)$ , la performance qu'auraient eu les traités s'ils n'avaient pas été traités. Pour évaluer cet effet par appariement exact, il faut disposer d'un ensemble de variables (d'appariement)  $X$  telles que :

$$y_0 \perp T | X$$

qui signifie que l'appartenance au groupe traité ( $T$ ) doit être indépendante de la performance en

l'absence de traitement conditionnellement aux variables d'appariement. Ceci signifie que des individus qui ont une même valeur de  $X$  ont la même performance en l'absence de traitement qu'ils appartiennent au groupe traité ou non. Dans ce cas, il suffit de choisir des individus non traités ayant la même valeur de  $X$  et de prendre leur performance moyenne pour estimer  $E(y_0 | T = 1)$ . L'estimateur par appariement exact consiste donc à comparer les performances d'individus traités et non traités qui possèdent exactement les mêmes valeurs des variables qualitatives d'appariement. Pour les variables quantitatives, on apparie au plus proche voisin. L'avantage de cette méthode est que l'on ne fait aucune hypothèse de forme fonctionnelle sur la probabilité d'obtenir un aménagement, ce qui rend l'estimateur robuste à cette hypothèse. Le principal inconvénient de cet estimateur est que l'appariement sur deux variables continues, en plus de l'appariement exact sur les variables qualitatives, peut créer un biais d'estimation (Abadie et Imbens, 2008). L'appariement sur le score de propension utilise la propriété suivante :

$$y_0 \perp T | X \Rightarrow y_0 \perp T | P(T = 1 | X),$$

où  $P(T = 1 | X)$  est appelé score de propension, la probabilité d'obtenir un aménagement. Cette méthode semble plus robuste à l'appariement sur des variables continues mais pose le problème suivant. Les études qui emploient cette méthode ne justifient généralement pas la forme retenue pour le score de propension, et tendent à appliquer des modèles Logit ou Probit assez descriptifs. Ceci peut aussi causer un biais d'estimation. Ce problème ne peut pas se poser avec un appariement exact sur variables qualitatives pour la raison suivante : si les variables d'un individu sont égales à celles d'un autre individu, alors il en va de même de toute fonction de ces variables, ce qui inclut le score de propension. Dans notre application, nous utiliserons un modèle Logit.

Il nous reste à choisir les variables d'appariement ; nous utilisons les mêmes pour les deux méthodes employées dans cet article. Il convient de sélectionner des variables susceptibles d'agir à la fois sur l'obtention d'un aménagement et sur les performances (reprise du travail, état de santé perçu, sentiment de pénalisation et rémunération). En effet, d'une part, si une variable joue sur l'obtention d'un aménagement mais pas sur la performance, elle ne peut pas biaiser l'écart des performances entre les individus qui ont obtenu un aménagement et les autres. D'autre part, si une variable ne joue pas sur l'obtention d'un aménagement, alors sa distribution sera la même dans les groupes avec et sans aménagement, et elle ne générera pas de biais sur l'écart des performances. Rappelons enfin les deux intuitions suivantes. Premièrement, si deux individus ont la même probabilité d'obtenir un aménagement, que le premier l'a obtenu et l'autre non, alors on peut considérer que l'aménagement est attribué au hasard entre ces deux individus. Ceci justifie le recours à l'appariement sur le score de propension. Deuxièmement, si on effectue un appariement exact de deux individus sur les variables explicatives du score de propension, ils auront nécessairement le même score de propension, même si la forme du score de propension reste inconnue.

On doit donc arbitrer entre les estimateurs de la manière suivante : d'une part, l'estimateur par appariement exact peut être biaisé à cause de la présence de deux variables continues ; d'autre part, l'estimateur par appariement sur le score de propension peut être biaisé par une mauvaise spécification du score.

#### *Estimation par appariement exact*

Nous utilisons une variante de l'approche de Rubin (1973, 1974) : l'appariement exact sur les variables qualitatives et l'appariement au plus proche voisin sur les variables continues. Nous utilisons deux variables continues : l'âge et le pronostic de survie à 5 ans au moment du diagnostic. Pour pouvoir procéder à un appariement, et conformément à la littérature, nous utilisons la distance de Mahalanobis entre deux individus,  $\sqrt{(x_1 - x_0)'(-1) \Sigma^{-1} (x_1 - x_0)}$ , où  $x_1$  est le vecteur des variables continues de l'individu avec aménagement,  $x_0$  le vecteur des variables continues de l'individu sans aménagement et  $\Sigma$  la matrice de covariance empirique globale de l'âge et du pronostic de guérison. Plus précisément, la procédure d'appariement est la suivante :

1. On trie les individus du groupe traité (i.e., avec aménagement) de manière aléatoire, car l'appariement en dépend;
2. On apparie chaque individu traité (en ordre aléatoire) avec un individu non traité (i.e. sans aménagement) qui a les mêmes caractéristiques qualitatives et dont la distance de Mahalanobis sur les variables continues est la plus faible;
3. On retire l'individu non traité sélectionné à l'étape précédente de la base de données des individus non traités et on recommence l'étape précédente jusqu'à épuisement de l'échantillon des individus traités;
4. On effectue ensuite la moyenne des différences de performances entre les individus traités et les individus non traités qui leur correspondent;
5. Afin que nos résultats ne dépendent pas du tri aléatoire effectué dans la première étape, on effectue un grand nombre d'estimations correspondant à des tris différents. Cette méthode est suggérée par Rubin (1973). Dans cette application, nous réalisons 10000 tris aléatoires différents. Les résultats présentés sont les moyennes de ces 10000 tirages. Notons que cette méthode est différente du bootstrap car seul le tri de la première étape est aléatoire; on utilise donc les mêmes bases de données avec chaque tirage, une différence importante avec le bootstrap.

Les avantages de cette méthode d'appariement par rapport aux méthodes de régression classique et par rapport à la méthode du score de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983) sont les suivants :

- On ne fait pas d'hypothèse de forme fonctionnelle sur la probabilité d'obtenir un aménagement, notamment de linéarité de l'indice apparaissant dans la probabilité;<sup>17</sup>
- On ne fait pas d'hypothèse de distribution sur le terme d'erreur de la variable latente (normal pour le modèle Probit, logistique pour le modèle Logit). Notre approche est non paramétrique;
- En appariant des individus identiques en termes qualitatifs on élimine tous les biais liés à ces variables, et en appariant avec l'individu dont l'âge et le pronostic sont les plus proches, on atténue autant que possible les biais qui pourraient provenir de ces deux variables;

Nous avons calculé des statistiques sur les écarts moyens des variables continues appariées et ils sont relativement faibles (Tableaux A.3a et A3.b). Ceci tient au fait que la taille du réservoir (échantillon des non traités) est d'une taille plus grande que celle de l'échantillon des traités de sorte qu'il est possible de trouver un « jumeau ». En moyenne l'écart absolu d'âge (en plus ou en moins) est de 3 ans (moins d'un an pour l'écart algébrique moyen) et l'écart absolu de pronostic de survie à 5 ans est compris entre 5 et 9 points pour les hommes (entre 1 et 4 points pour l'écart algébrique moyen), et autour de 4 points pour les femmes (autour de 2 points pour l'écart algébrique moyen).

Les principaux inconvénients de cette méthode sont les suivants : (1) une partie des observations n'est pas appariale, faute de trouver un individu identique sur les variables qualitatives parmi les non traités.<sup>18</sup> (2) l'appariement sur deux variables continues peut générer un biais d'estimation.

Dans l'ensemble, on perd peu d'observations (Tableau A.1).<sup>19</sup> Si l'on considère les trois types d'aménagements séparément, on garde entre 88% et 96% des observations pour les hommes, et entre 89% et 94% pour les femmes. Si l'on considère la variable globale d'aménagement, les taux d'appariement sont généralement moins bons. La raison principale pour laquelle, on ne parvient pas appairer tous les individus tient au fait qu'il n'y a pas toujours assez de jumeaux pour appliquer un algorithme sans remise. Nous commenterons essentiellement les aménagements séparés de préférence à la variable globale d'aménagement, afin de gagner en représentativité.

Nous avons également examiné les caractéristiques des individus non appariales. Un écart qui revient souvent est la plus grande fréquence des hémopathies dans l'échantillon des individus non appariales (Tableau A.2). Ceci est sans doute lié au fait qu'il y a peu d'hémopathie dans notre échantillon, notamment chez les femmes.

#### *Estimation par appariement sur le score de propension*

Nous utilisons ici exactement le même estimateur que Duguet et Le Clainche (2014). Il s'agit d'un appariement sans remise sur le score de propension techniquement similaire à notre estimateur exact, à ceci près qu'il est réalisé sur une seule variable réelle (au plus proche voisin). Nous retenons les observations qui appartiennent au support commun des probabilités de traitement. Nous réalisons également 10 000 tris aléatoires et reportons la moyenne des 10 000 estimations obtenues. Le fait de retenir le support commun élimine surtout des individus non traités (qui n'ont pas eu d'aménagement), de sorte que les taux d'appariement sur les individus traités (avec aménagement) sont très bons, entre 97% et 100%. Les estimations Logit de première étape nous indiquent comment les aménagements de poste ont été affectés entre les individus.

---

<sup>17</sup> Pour la méthode du score de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983) on utilise souvent les modèles Logit et Probit, dans lesquels la probabilité du traitement est supposé de la forme  $F(Xb)$  où  $F$  est la fonction de répartition logistique ou normale,  $X$  le vecteur des variables explicatives et  $b$  le paramètre de la probabilité. Le terme  $Xb$  est un indice linéaire. Avec une méthode d'appariement, il n'est pas nécessaire de faire cette hypothèse de linéarité.

<sup>18</sup> L'appariement des variables continues ne génère aucune perte par définition, car on prend l'individu le plus proche.

<sup>19</sup> Remarquons ici que la méthode du score de propension implique également une perte d'observations, liée à la nécessité de réaliser l'estimation sur le support commun des probabilités de traitement.



L'estimation des scores de propension est résumée en annexe dans le Tableau A.4. Considérons l'aménagement le plus contraignant pour l'entreprise (et le salarié), l'aménagement de poste. Pour les hommes, la seule variable significative est la présence d'un CDI, qui augmente la probabilité d'un aménagement. Le même résultat se retrouve pour les femmes, ainsi que l'appartenance au secteur public, le fait de garder le contact avec l'entreprise et le travail à temps complet. Cette dernière variable n'a pas pu être testée pour les hommes car ils travaillent quasiment tous à temps complet. Le pronostic de survie joue également pour les femmes, avec un coefficient négatif. Ce signe négatif se retrouve dans tous les cas où il est significatif, et est cohérent avec une logique d'aide au salarié : il est inutile d'aider le salarié si son pronostic de survie est très bon, car il peut travailler avec son cancer. Au-delà d'un certain seuil de gravité, en revanche, un aménagement devient justifié.

Vient ensuite l'aménagement de la durée du travail. Pour les hommes, le fait d'être en CDI (significatif à 10,5%) et de travailler dans le secteur public augmentent la probabilité d'obtenir un aménagement du temps de travail. Ceci est associé au fait de présenter certains types de cancers et un moins bon pronostic de survie à 5 ans. Remarquons ici que pour les hommes, l'aménagement du temps de travail correspond souvent à un passage du temps plein au temps partiel. Pour les femmes, la probabilité d'obtention d'un aménagement du temps de travail est croissante avec le niveau d'études, le fait d'être en CDI, le fait de garder le contact avec l'entreprise, et de travailler à temps complet avant l'aménagement. Le cancer du sein favorise également l'obtention d'un aménagement du temps de travail.

Enfin, les salariés peuvent bénéficier d'un aménagement des horaires de travail. Pour les hommes, les seules variables significatives sont les types de cancers : un cancer du colon ou une hémopathie maligne favorisent l'obtention d'un tel aménagement. Par ailleurs, plus le pronostic de survie à 5 ans est élevé, moins de tels aménagements sont susceptibles d'être obtenus. Pour les femmes, les aménagements d'horaires sont d'autant plus probables que le niveau de formation est élevé, que le contrat est à durée indéterminée et que le travail est à temps complet. Le cancer du colon favorise également un aménagement des horaires.

Globalement, les résultats principaux qui ressortent de l'analyse des probabilités d'aménagement sont les suivants. La probabilité d'aménagement est croissante avec le degré d'insertion des salariés dans l'entreprise (contrat à durée indéterminée, temps plein, fait de garder le contact avec l'entreprise); elle est décroissante avec le pronostic de survie à 5 ans, ce qui revient à dire que la probabilité d'aménagement est croissante avec le degré de gravité du cancer. On note également que, pour les femmes, la probabilité d'aménagement est croissante avec le niveau de formation, ce qui traduit les plus grandes possibilités d'aménagement des emplois de bureau par rapport à des emplois plus physiques.

## V. Résultats

### *Appariement exact*

Les résultats de l'estimation par appariement exact sont présentés dans le Tableau 3. Pour les hommes comme pour les femmes, deux résultats apparaissent quel que soit l'aménagement obtenu : l'obtention d'un aménagement des conditions de travail augmente de manière importante la reprise du travail après un arrêt maladie. L'augmentation du taux de reprise est comparable pour les deux genres et quel que soit le type d'aménagement : une hausse de l'ordre de +30 points.

L'effet sur la santé, en revanche, est différencié selon le genre. Pour les hommes, l'aménagement qui améliore le plus fortement l'état de santé perçue est le changement de poste (+24 points sur la modalité "mieux"), puis l'aménagement de la durée de travail (+18 points), suivi par l'aménagement des horaires (14,8 points). Pour les femmes, l'amélioration de santé perçue est la plus élevée pour les horaires (+13,9 points) et la durée du travail (+11,1 points); elle est positive mais non significative pour un changement de poste.

Nous trouvons également que l'effet d'un aménagement se traduit par un sentiment de pénalisation au travail, et a un effet sur les revenus déclarés du ménage qui diffère selon le genre.

Pour les hommes, l'aménagement de la durée du travail augmente le sentiment de pénalisation au travail et diminue les revenus déclarés du ménage. Une réduction de la durée du travail augmente de 10 points la fréquence de la modalité "un peu" relative à la variable de sentiment de pénalisation au travail, et augmente de 9,5 points la fréquence de la modalité "un peu ou assez" de la variable relative à la baisse de revenu causée par la maladie. Pour l'aménagement des horaires nous ne trouvons pas d'effet significatif sur le sentiment de pénalisation et un effet de baisse des revenus comparable à celui d'un aménagement de la durée. Enfin l'aménagement de poste génère une forte réduction de l'absence de sentiment de pénalisation (-17,8 points), ce que nous interprétons comme une hausse du sentiment de pénalisation.<sup>20</sup>.

Pour les femmes, un seul type d'aménagement, le moins fréquent (de poste), augmente le sentiment de pénalisation au travail et accroît la perception d'une baisse des revenus du ménage. Ainsi, un aménagement du poste (reclassement, réattribution de tâches), augmente la fréquence de la modalité "un peu" relative au sentiment de pénalisation de 10,9 points, et augmente de 12,5 points la fréquence de la modalité "un peu ou assez" relative à la variable perception de baisse de revenu causée par la maladie. Ce dernier cas n'est toutefois pas généralisable car les deux aménagements les plus fréquents (durée, horaires) n'ont pas d'effet significatif sur la pénalisation au travail, et les revenus du ménage se maintiennent. Les femmes ayant obtenu un aménagement de la durée du travail ou des horaires de travail sont plus nombreuses ou aussi nombreuses à ne pas avoir constaté de baisse des revenus déclarés causée par la maladie.

---

<sup>20</sup> Les effets ne sont pas significatifs sur les modalités « un peu » et « beaucoup », parce que l'effet significatif sur la modalité « non » est réparti entre ces deux modalités. C'est un problème classique avec des pourcentages. On peut justifier notre interprétation de la manière suivante : par définition, le coefficient de la modalité « non » est égal à l'opposé de la somme des coefficients des modalités « un peu » et « beaucoup », que l'on peut interpréter comme l'effet sur une modalité « un peu ou beaucoup ». En conséquence le Student de la modalité « non » est forcément égal au Student d'une modalité « un peu ou beaucoup ».

**Tableau 3 - Effets des aménagements des conditions de travail  
estimés par appariement exact**

Estimation par appariement exact sur les variables qualitatives et au plus proche voisin pour les variables continues. Variables d'appariement : Age (continu), éducation (3 modalités), emploi public (2 modalités), CDI (2 modalités), contacts avec l'entreprise (2 modalités), type de cancer (6 modalités), pronostic de survie à 5 ans (continu).

Effets et probabilités critiques (une valeur inférieure ou égale à  $\alpha$  indique un effet statistiquement différent de 0 au seuil  $\alpha$ ).

Type d'aménagement (voir Tableau 1) :	Poste		Durée		Horaires		Au moins un des trois précédents	
	Effet	p. val	Effet	p. val	Effet	p. val	Effet	p. val
<b>HOMMES</b>								
<b>Reprise après arrêt de travail</b>	26,5%	0,008	28,8%	0,000	25,6%	0,002	28,0%	0,000
<b>Etat de santé actuel :</b>								
Mieux	24,1%	0,016	18,4%	0,010	14,8%	0,069	13,1%	0,030
Pareil	-16,1%	0,126	-13,7%	0,066	-4,5%	0,486	-9,2%	0,146
Moins bien	-8,0%	0,290	-4,7%	0,333	-10,3%	0,055	-3,9%	0,337
<b>Sentiment de pénalisation :</b>								
Beaucoup	12,1%	0,190	-4,6%	0,442	-0,5%	0,590	-5,3%	0,339
Un peu	5,7%	0,423	10,1%	0,086	9,1%	0,174	9,1%	0,070
Non	-17,8%	0,085	-5,6%	0,402	-8,6%	0,287	-3,9%	0,452
<b>Baisse de revenu du ménage à cause du cancer :</b>								
Beaucoup	2,8%	0,563	-7,1%	0,289	-8,3%	0,260	-7,0%	0,222
Un peu, assez	4,6%	0,384	9,5%	0,057	9,6%	0,081	6,5%	0,102
Non	-7,4%	0,410	-2,3%	0,553	-1,3%	0,577	0,5%	0,579
<b>Taux d'appariement</b>	96%		92%		93%		92%	
<b>FEMMES</b>								
<b>Reprise après arrêt de travail</b>	29,9%	0,000	32,7%	0,000	29,2%	0,000	28,7%	0,000
<b>Variation de l'état de santé :</b>								
Mieux	8,3%	0,243	11,1%	0,007	13,9%	0,005	9,1%	0,018
Pareil	-6,0%	0,373	-8,9%	0,029	-14,8%	0,002	-8,5%	0,025
Moins bien	-2,2%	0,522	-2,2%	0,389	0,9%	0,562	-0,6%	0,555
<b>Sentiment de pénalisation :</b>								
Beaucoup	1,2%	0,573	-7,4%	0,043	-5,1%	0,241	-5,0%	0,143
Un peu	10,9%	0,074	4,1%	0,210	5,3%	0,184	3,6%	0,235
Non	-12,1%	0,094	3,3%	0,374	-0,2%	0,587	1,4%	0,519
<b>Baisse de revenu du ménage à cause du cancer :</b>								
Beaucoup	-7,5%	0,214	-7,2%	0,032	-9,9%	0,009	-8,1%	0,011
Un peu, assez	12,5%	0,018	0,2%	0,564	4,6%	0,148	1,8%	0,398
Non	-5,0%	0,415	6,9%	0,074	5,3%	0,233	6,4%	0,084
<b>Taux d'appariement</b>	94%		89%		93%		84%	

### *Appariement sur le score de propension*

La méthode du score de propension donne des résultats proches pour les effets des aménagements, malgré de légères différences (Tableau 4). L'effet des aménagements sur la reprise du travail est compris entre +21 points et +37,7 points pour les hommes, et entre 26,5 points et +31 points pour les femmes. Globalement, obtenir un aménagement des conditions de travail permet d'inciter de manière importante l'ensemble des travailleurs à reprendre leur emploi.

Les effets sur l'état de santé perçu sont également importants. Pour les femmes, on retrouve des effets positifs dans le cas des aménagements de la durée du travail (+11,7 points) et des horaires de travail (+11,6 points). Pour les hommes, l'amélioration est forte pour les aménagements de poste (+23,8 points de la modalité « mieux »). Ceci est conforme aux enseignements de la littérature qui montrent que le maintien au travail est favorable à la qualité de vie des individus et à la santé psychique (Dapuetto et al. (2005), Engel et al. (2003), Koyabashi et al. (2004) par exemple).

Concernant le sentiment de pénalisation au travail, pour les hommes, l'effet n'est significatif que pour l'aménagement de poste, où la modalité « beaucoup » augmente de +20 points. Si l'on considère un aménagement global, les deux méthodes donnent des résultats proches (+6,7 points pour la modalité « un peu », au lieu de +9,1 points avec appariement exact). Pour les femmes, on trouve également un effet de pénalisation important dans le cas d'un aménagement de poste (+11,6 points pour la modalité « beaucoup » et +12,7 points pour la modalité « un peu »). On trouve également des effets significatifs au seuil de 10% pour les deux autres types d'aménagement.

Enfin, pour les revenus, on trouve une baisse déclarée pour les hommes quand l'aménagement porte sur la durée du travail (+10 points sur la modalité « un peu, assez », contre +9,5 points avec un appariement exact). Cet effet était attendu puisque le salaire est calculé sur la base du nombre d'heures effectuées et qu'une baisse de la durée du travail réduit mécaniquement le salaire mensuel. Comme le salaire des hommes joue un rôle prépondérant dans le salaire des ménages (sur lequel porte la question), on trouve un effet significatif de baisse du revenu du ménage. On ne trouve pas d'effet similaire pour les femmes, mais elles sont beaucoup plus nombreuses à travailler à temps partiel, de sorte que la baisse de revenu déclarée est vraisemblablement plus faible, une fois rapportée à l'ensemble des revenus du ménage.

**Tableau 4 - Effets des aménagements des conditions de travail estimé  
par appariement sur le score de propension**

Estimation par appariement sur le score de propension. On estime le score par un modèle Logit. Variables d'appariement : Age (continu), éducation (3 modalités), emploi public (2 modalités), CDI (2 modalités), contacts avec l'entreprise (2 modalités), type de cancer (6 modalités), pronostic de survie à 5 ans (continu).

Effets et probabilités critiques (une valeur inférieure ou égale à  $\alpha$  indique un effet statistiquement différent de 0 au seuil  $\alpha$ ).

Type d'aménagement (voir Tableau 1) :	Poste		Durée		Horaires		Au moins un des trois précédents	
	Effet	p. val	Effet	p. val	Effet	p. val	Effet	p. val
<b>HOMMES</b>								
<b>Reprise après arrêt de travail</b>	37,,7%	0,,000	27,,5%	0,,000	21,0%	0,009	27,7%	0,000
<b>Etat de santé actuel :</b>								
Mieux	23,,8%	0,,010	10,,5%	0,,128	10,2%	0,198	8,3%	0,172
Pareil	14,,9%	0,,102	-8,,6%	0,,182	-2,1%	0,800	-4,5%	0,445
Moins bien	-8,,9%	0,,184	-1,,9%	0,680	-8,1%	0,077	-3,8%	0,322
<b>Sentiment de pénalisation :</b>								
Beaucoup	20,0%	0,005	1,4%	0,821	4,1%	0,606	-1,4%	0,793
Un peu	-1,9%	0,834	5,8%	0,319	4,1%	0,526	8,7%	0,072
Non	-18,1%	0,059	-7,2%	0,300	-8,1%	0,312	-7,3%	0,249
<b>Baisse de revenu du ménage à cause du cancer :</b>								
Beaucoup	2,2%	0,791	-2,4%	0,682	2,7%	0,685	-4,8%	0,389
Un peu, assez	1,2%	0,788	10,0%	0,028	7,1%	0,221	6,7%	0,073
Non	-3,4%	0,723	-7,6%	0,238	-9,8%	0,205	-1,9%	0,746
<b>Taux d'appariement</b>	97,8%		99,9%		100%		98,5%	
<b>Nombre d'observations traitées/non traitées sur le support commun</b>	45/306		97/342		74/353		134/346	
<b>FEMMES</b>								
<b>Reprise après arrêt de travail</b>	26,8%	0,000	31,0%	0,000	26,5%	0,000	28,1%	0,000
<b>Variation de l'état de santé :</b>								
Mieux	9,9%	0,141	11,7%	0,003	11,6%	0,021	9,9%	0,006
Pareil	-12,9%	0,059	-10,7%	0,005	-13,3%	0,005	-12,0%	0,001
Moins bien	3,0%	0,493	-1,0%	0,725	1,8%	0,630	2,1%	0,379
<b>Sentiment de pénalisation :</b>								
Beaucoup	11,6%	0,067	1,8%	0,581	-0,2%	0,888	2,4%	0,401
Un peu	12,7%	0,027	5,7%	0,067	6,6%	0,086	5,5%	0,055
Non	-24,3%	0,000	-7,5%	0,049	-6,4%	0,149	-7,9%	0,021
<b>Baisse de revenu du ménage à cause du cancer :</b>								
Beaucoup	2,0%	0,710	-1,3%	0,658	-4,1%	0,227	-3,3%	0,215
Un peu, assez	7,9%	0,159	-1,2%	0,641	4,1%	0,166	0,7%	0,747
Non	-9,9%	0,158	2,5%	0,471	0,0%	0,888	2,6%	0,431
<b>Taux d'appariement</b>	100%		99,4%		98,1%		99,2%	
<b>Nombre d'observations traitées/non traitées sur le support commun</b>	97/525		313/506		208/522		376/535	

### *Comparaison des méthodes*

Dans l'ensemble, les deux méthodes d'estimation vont dans le même sens, bien que des différences demeurent. Pour les hommes, les résultats sont très proches, avec toutefois des effets plus forts sur l'état de santé perçu avec la méthode d'appariement exact. De même le sentiment de pénalisation et les effets sur les revenus sont un petit peu plus forts (sur l'ensemble des aménagements) avec la méthode par appariement exact. Pour les femmes, les effets sur les revenus disparaissent.

Peut-on expliquer ces différences ? On peut tenter l'explication suivante. L'appariement sur les variables continues se fait au plus proche voisin, de sorte qu'il subsiste toujours un écart entre le groupe traité et le groupe de contrôle. Quand il y a au moins deux variables continues, cela peut générer un biais. Il n'est pas impossible que nous soyons dans ce cas, mais avec un biais très faible. Le Tableau A3b (en annexe) indique que les jumeaux sont, en moyenne, plus jeunes et avec un moins bon pronostic de survie à 5 ans que les bénéficiaires des aménagements. Comme l'écart d'âge est faible pour les hommes, nous supposons que le pronostic de survie à 5 ans l'emporte sur l'âge pour déterminer l'état de santé. Le pronostic de survie à 5 ans est plus faible dans le groupe de contrôle, donc l'écart de santé perçu sera plus fort, ce que nous constatons (en supposant qu'une personne avec un moins bon pronostic de survie à 5 ans déclare une moins bonne santé). Nous ne pouvons donc pas exclure que la difficulté à appairer sur les variables continues ait accru le niveau de l'estimation sur l'état de santé. Pour expliquer l'effet sur les revenus, il faut supposer que l'âge l'emporte sur le pronostic de survie comme déterminant de la rémunération. Comme le groupe de contrôle est plus jeune, son revenu moyen est plus faible et l'on trouverait un écart de revenu plus élevé. On ne peut donc pas exclure que l'appariement ait accru l'importance de l'estimation sur la variation des revenus déclarée. Toutefois, en toute rigueur, l'âge et le pronostic de survie à 5 ans jouent généralement en sens contraire sur la santé (effet négatif de l'âge, positif du pronostic de survie) de sorte qu'il convient de rester prudent, et que l'on ne peut pas exclure que les deux effets se compensent. De plus, on ne peut pas exclure non plus que les écarts d'estimations viennent en fait de la difficulté à modéliser le score de propension.

On peut toutefois s'accorder sur les résultats les plus robustes : pour les hommes, un aménagement augmente fortement le retour au travail, et l'aménagement le plus important est l'aménagement de poste, qui est associé à la fois à une meilleure santé et à un sentiment de pénalisation. Enfin, la réduction de la durée du travail entraîne mécaniquement une baisse des revenus déclarés par les ménages. Pour les femmes, un aménagement augmente fortement le retour au travail, et l'aménagement de poste génère un sentiment de pénalisation qui n'est pas compensé par un meilleur état de santé perçu. Ce sont au contraire les aménagements de durée et d'horaires qui améliorent le plus la santé perçue sans générer de sentiment de pénalisation. L'effet sur les revenus déclarés n'est généralement pas significatif.

## VI. Conclusion

Obtenir un aménagement des conditions de travail permet d'inciter de manière importante l'ensemble des travailleurs à reprendre leur emploi. On note 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. Un premier résultat remarquable est obtenu relativement au sentiment de pénalisation vis-à-vis de l'emploi lié à l'obtention d'aménagement de la durée du travail ou des horaires de travail, qui masquent deux effets possibles : cet effet, observé pour les hommes, peut traduire une affectation à des tâches plus périphériques notamment pour les moins qualifiés tandis que son absence pour les femmes peut traduire l'intériorisation des plus faibles perspectives d'évolution de carrière qu'elles ont de toutes façons, indépendamment de leurs problèmes de santé. Ceci valide sans doute les craintes des personnes atteintes de cancers quant à la possibilité de maintenir une trajectoire professionnelle ou de connaître une trajectoire ascendante. Un second résultat remarquable porte sur la différence des conséquences d'un aménagement du poste entre les hommes et les femmes.

Ces résultats militent clairement en faveur de la réalisation d'études plus approfondies, sur les liens entre les maladies graves et les trajectoires professionnelles, et sur des durées plus longues que celle retenue dans l'enquête Inserm-Drees, avec une analyse des effets séparés pour les hommes et les femmes. Les analyses menées sur l'enquête Santé et Itinéraires Professionnels (SIP) en France montrent ainsi, pour les personnes souffrant d'affections de longue durée (ALD), que la suite du parcours professionnel est affectée après un événement de santé débouchant sur une inscription administrative en ALD, en particulier pour les individus avec un faible niveau de formation initiale (voir Duguet, le Clainche 2012a,b). Enfin les travaux en cours menés à partir de la base de données Hygie sur un échantillon large de salariés du secteur privé, permet de reconstituer à partir des données de carrières des effets à plus long terme du cancer sur les arrêts maladie et sur l'employabilité. Ils montrent que les individus ayant eu un cancer sont encore pénalisés du point de vue de leur situation dans l'emploi à un horizon de 5 ans. L'importance des effets dépend de leur âge, de la localisation du cancer, et du genre. Les hommes jeunes sont moins pénalisés que les femmes jeunes dans l'ensemble et c'est plutôt l'inverse pour les individus les plus âgés (Barnay et al. 2014).

## Bibliographie

- Barnay T, (2010), "In which ways do unhealthy people older than 50 exit the Labour Market in France?", *European Journal of Health Economics*, vol.11, n°2, pp. 127-140.
- Barnay T., Ben Halima M., Duguet E., Le Clainche C., Lanfranchi J. (2014), « La survenue du cancer : effets de court et moyen termes sur l'emploi, le chômage et les arrêts-maladie », *Documents de travail, CEE, Erudite, Irdes*, à paraître.
- Bascetto V., Moatti J.P., Paraponaris A., Sagaon Teyssier L. (2009), "A Continuous-time Markov Process for Mobility in the Labor Market : The Impact of Breast Cancer Diagnosis in the Case of French Females", *mimeo*, Communication aux *Journées des Economistes de la Santé Français*, ENSAI, Bruz, 3-4 décembre.
- Behaghel L., Blanchet D., Debrand T., Roger M. (2011), "Disability and Social Security Reforms: The French Case," NBER Working Papers 17055.
- Belot, A. (2008), « incidence et mortalité des cancers en France durant la période 1980-2005), *Revue d'épidémiologie et santé publique*, 56 : 159-175.
- Bloom J.R., Stewart S.L., Chang S. et al. (2004), «Then and Now : Quality of Life of Young Breast Cancer Survivors», *Psychooncology*, 11 : 188-198.
- Bossard N., Velten M., Remontet L., Belot A., Maarouf N., Bouvier A. M., Guizard A. V., Tretarre B., Launoy G., Collona M., Danzon A., Molinie F., Troussard X., Bourdon-Raverdy N., Carli P. M., Jaffre A., Bessaguet C., Sauleau E., Schvartz C., Arveux P., Maynadie M., Grosclaude P., Esteve J., Faivre J. (2007), « Survival of Cancer Patients in France : A Population-Based Study from the Association of the French Registries (FRANCIM), *European Journal of Cancer* 43 (1) : 149-160.
- Bradley C. J., Bednarek H., Neumark D., (2002), "Breast cancer survival, work, and earnings", *Journal of Health Economics*, 21 (5) : 757-779.
- Bradley C. J., Bednarek H., Neumark D. (2005), "Short-Term Effects of Breast Cancer on Labor Market Attachment : Results From A longitudinal Study", *Journal of Health Economics*, 24 :137-160.
- Bouknight RR, Bradley CJ, Luo Z (2006), Correlates of return to work for breast cancer survivors *J Clin Oncol*. 2006 24(3):345-353
- Burkhauser R. V., Butler J. S., Woo Kim Y. (1995), The importance of Employer Accomodation on the Job Duration of Workers with Disabilities : A Hazard Model Approach, *Labour Economics*, 2 (2) : 109-130.
- Burkhauser R. V., Gibson Blanding S., Nicholas L. H, Schmeiser M. D., (2012a), The Importance of Anti-Discrimination and the Movement of their Employees onto Social Security Disabilities, *mimeo*, 23 pages.
- Burkhauser R. V., Schmeiser M. D., Robert R., Weathers II (2012b), The Importance of Anti-Discrimination and Worker's Compensation Laws on the Provision of Workplace Accommodations Following the Onset of a Disability, *Industrial and Labor relations Review*, vol. 65 (1).
- Cases C., Malavolti L., Mermilliod C. (2008), "Evolution des ressources et difficultés économiques à la suite d'un cancer", in in Le Corroller-Soriano A., Malavolti L. , Mermilliod C., 2008, « *La vie deux ans après le diagnostic de cancer* », Drees-Inserm, Coll. Etudes et Statistiques, La Documentation Française, pp. 271-286.
- Chirikos TN, Russell-Jacobs A, Jacobsen PB. (2002), "Functional Impairment and the Economic Consequences of Female Breast Cancer", *Women Health*, 36 : 1-20.
- Dapueto J.J., Servente L., Francolino C., Hahn E.A. (2005), « Determinants of Quality of Life of Patients with Cancer », *Cancer*, 103 : 1072-1081.
- de Boer A., Tashika T., Ojajarvi A., van Dijk F., Verbeek J. (2009), "Cancer Survivors and Unemployment : A Meta-Analysis and Meta-Regression, *JAMA* 301, (7) : 753-762.
- Duguet E., Le Clainche C. (2012a), "Chronic Illnesses and Injuries: An Evaluation of Their Impact on Occupation and Revenues", 28 pages, *Document de travail CEE, à paraître*, ERUDITE n°2012(2) LAMETA DR n° 2012-02, Working paper Serie SSRN abstract n°2004272.



- Duguet E., Le Clainche C. (2012b), "The Impact of Health Events on Individual Labor Market Histories: The Message from Difference-in-Differences with Exact Matching", 20 pages, *Documents de travail CEE, à paraître*, ERUDITE n°2012(1) LAMETA DR n° 2012\_08; *Working paper Serie SSRN abstract* n°2004264.
- Duguet E., Le Clainche C. (2014). "The effect of non work related health events on career outcomes: an evaluation in the French labor market". *Revue d'Economie Politique*, vol. 124(3), 437-465.
- Eichenbaum-Voline S., Malavolti L., Paraponaris A., Ventelou B. (2008), "Cancer et activité professionnelle", *La Revue de l'OFCE*, 104 : 105-134.
- Engel J., Kerr J., Schlesinger-Raab A., Eckel R., Sauer H., Holzel D. (2003), « Predictors of Quality of Life of Breast Cancer Patients », *Acta Oncologica*, 42 : 710-718.
- Ganz P.A. (2005), « A teachable moment for oncologists: cancer survivors, 10 million strong and growing! », *Journal of Clinical Oncology*, 23(24) : 5458-60.
- Greenwald H., Dirks S., Bogatta E., Mac Corkle R., Nevitt M., Yellen E. (1989), "Work Disability Among Cancer Patients", *Social Science and Medecine*, 29 : 1253-1259.
- Grosclaude P., Suzan F., Weill A., Auleley G.R., van Boskstaël V. (2008), « Comparaison avec les données épidémiologiques », in Le Corroller-Soriano A.G., Malavolti L., Mermilliod C. (2008), « *La vie deux ans après le diagnostic de cancer* », Drees-Inserm, Coll. Etudes et Statistiques, La Documentation Française, 35-50.
- Hirano K., Imbens G. W., Ridder G. (2003). Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. *Econometrica*, vol. 71, n°4, pp. 1161-1189.
- Hoffman B., (1991), "Employment Discrimination: another Hurdle for Cancer Survivors": *Cancer investigation*, 9(5) : 589-595.
- Hoffman B., (2005), "Cancer Survivors at Work : A Generation of Progress", *CA: A Cancer Journal for Clinicians*, 55 : 271-280.
- Hoffman B. (1989), "Employment Discrimination against survivors: multidisciplinary interventions", *Health Matrix*, 7 (1) : 3-10.
- 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
- Kobayashi K., Shimonagagayoshi M., Kobayashi M., Uno M., Yamaguchi K., Morita S. (2004), "Relationship Among Socioeconomic Factors, Distress, and Quality of Life, (QOL) in Cancer Outpatients", *Journal of Clinical Oncology*, vol. 22 (14S) : 8127.
- Le Corroller-Soriano A., Malavolti L. , Mermilliod C. (2008), « *La vie deux ans après le diagnostic de cancer* », Drees-Inserm, Coll. Etudes et Statistiques, La Documentation Française, 408 pages.
- Lindbohm M. L., Viikari-Juntura E. (2010), "Cancer survivors' return to work : importance of work accommodations and collaboration between stakeholders, *Occup Environ Med* 67:578-579
- Malavolti L. (2008), « Méthodologie de l'enquête », in Le Corroller-Soriano A., Malavolti L. , Mermilliod C. (2008) « *La vie deux ans après le diagnostic de cancer* », Drees-Inserm, Coll. Etudes et Statistiques, La Documentation Française, pp. 361-370.
- 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.
- Maunsell E., Drolet M., Brisson J. Brisson C., Mâsse B., Deschênes L. (2004), « Work Situation after Breast Cancer : Results from A Population-Based Study, *Journal of the National Cancer Institute*, 96 : 1813-1822.
- Mehnert A. (2011), « Employment and Work-related Issues in Cancers Survivors, *Critical Reviews in Oncology/Hematology* 77 : 109-130.
- Mermilliod C., Mousquet M.C. (2008), Principales caractéristiques de la population étudiée, in Le Corroller-Soriano A., Malavolti L., Mermilliod C. (2008) « *La vie deux ans après le diagnostic de cancer* », Drees-Inserm, Coll. Etudes et Statistiques, La Documentation Française, pp. 21-34.

- Moran J.R., Shorta P.F., Hollenbeak C.S. (2011), Long-term employment effects of surviving cancer, *Journal of Health Economics*, 30 (3) : 505-514.
- Paraponaris A., Ventelou B., Malavolti L., Eichenbaum-Voline S. (2008), Le maintien dans l'activité et dans l'emploi, 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, 243-258.
- Pryce J. , Munir F., Haslam C. (2007), "Cancer Survivorship and Work : Symptoms, Supervisor Response, Co-worker Disclosure and Work Adjustment", *Journal of Occupational Rehabilitation* 17 : 83-92.
- Rosenbaum P., Rubin D. (1983), « The central role of the propensity score in observational studies for causal studies », *Biometrika*, 70(1) : 41-55. Reproduit dans D. Rubin, *Matched Sampling for Causal Effects*, Cambridge University Press, ISBN 0-521-67436-0.
- Rubin D. (1973), "Matching to remove bias in observational studies", *Biometrics*, 29 : 159-183. Note de correction, 1974, *Biometrics*, 30, 185-203. Reproduit dans D. Rubin, *Matched Sampling for Causal Effects*, Cambridge University Press, ISBN 0-521-67436-0.
- Rubin D. (1974), "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non Randomized Studies", *Journal of Educational Psychology*, 66 : 688-701.
- Rubin D. (1997), "Estimating causal effects from large data sets using propensity scores", *Annals of Internal Medicine*, Part 2, n°127, 757-763.
- Satariano W. A., De Lorenze G.N (1996), «The likelihood of returning to work after breast cancer », *Public Health Reports*, 111 (3) : 236-241.
- Short P. F., Vasey J., Moran J. (2008), "Long-Term Effects of Cancer Survivorship on the Employment of Older Workers", *Health Services Research*, 43 : 193-210.
- Spelten E.R., Spranger M.A.J., Verbeek J. (2002), "Factors Reported to Influence the Return to Work of Cancer Survivors : A Literature Review", *Psychooncology*, 11 : 124-131.
- Staley J. C., Doner Kagle J., Hatfield A. K. (1987), Cancer Patients and their Co-workers : A Study, *Social Work Health Care* 13 : 101-112.
- Stewart D.E., Wong F., Duff S. et al. (2001), "What doesn't kill you makes you stronger": an Ovarian Cancer Survivor Survey, *Gynecologic Oncology*, 83 (3) : 537-42.
- Tamminga S.J., de Boer, A.G.E.M., Verbeek J.H.A.M., Frings-Dresen M. H. W. (2010), Return-to-work interventions integrated into cancer care: a systematic review, *Occup Environ Med* 67:639-648.

## ANNEXE : Pronostic de survie à 5 ans

Nous reprenons l'indicateur présenté par L. Malavolti (pp. 361-370) dans l'ouvrage de Le Corroller-Soriano, Malavolti, Mermilliod (2008) « La vie deux ans après le diagnostic de cancer » :

*« Afin de refléter la gravité du cancer dont les personnes enquêtées étaient atteintes en tenant compte de l'âge et du stade déclaré au moment du diagnostic, un indice de pronostic relatif a été construit.*

*La construction de l'indice de pronostic relatif s'appuie sur la survie relative à 5 ans. L'utilisation de la survie relative permet de ne prendre en compte que le risque de décès dû au cancer, car le calcul de la survie relative consiste à corriger la survie observée dans un groupe de malades de la part de mortalité (que l'on peut qualifier de naturelle) qui serait observée dans une population de même âge et de même sexe. Il s'étend sur une échelle de 0 à 100.*

*Pour chaque malade, l'indice calculé en fonction du type de cancer a été pondéré en fonction du stade au moment du diagnostic, identifié dans le questionnaire médical rempli par les médecins conseil sur la situation des personnes enquêtées. Pour les tumeurs solides, le poids affecté était de 1 pour les cancers diagnostiqués en stade localisé, de 0,8 en stade régional, de 0,2 en stade métastatique. Ces pondérations correspondent respectivement au risque relatif de décès des tumeurs à un stade régional et métastatique par rapport à une tumeur localisée. Pour les tumeurs hématologiques, les survies relatives des lymphomes de bas grade au diagnostic ont reçu un poids de 1 et celles de lymphomes de haut grade un poids de 0,55 ; les maladies de Hodgkin localisées au moment du diagnostic un poids de 1 et celles étendues un poids de 0,82.*

*Chaque enquêté se voit donc affecter un indice de pronostic relatif qui est fonction des caractéristiques de localisation et de stade du cancer relevé au moment du diagnostic mais qui ne représente pas un pronostic sur son cas particulier. Cette variable est cependant un outil qui permet d'éclairer la perception de la gravité de la maladie tant par les patients que par les professionnels au début du traitement. Cet indice a été construit à partir des données de survie relative à 5 ans auprès des registres français de cancer (Bossard et al. 2007) »*

**Tableau A.1 – Taux d'appariement exact des individus traités**

<b>Aménagement :</b>	<b>Poste</b>	<b>Durée</b>	<b>Horaires</b>	<b>Global</b>
<b>Hommes</b>				
Traités	46	98	74	136
Individus appariables sans remise (1)	96%	88%	91%	88%
Individus non appariables sans remise	4%	12%	9%	12%
dont :				
<i>Individu sans jumeau</i>	4%	8%	7%	8%
<i>Nombre insuffisant de jumeaux (2)</i>	0%	4%	3%	4%
Individus appariables avec remise (1)+(2)	96%	92%	93%	92%
<b>Femmes</b>				
Traités	97	315	212	379
Individus appariables sans remise (1)	94%	89%	93%	84%
Individus non appariables sans remise	6%	11%	7%	16%
dont :				
<i>Individus sans jumeau</i>	5%	3%	5%	4%
<i>Nombre insuffisant de jumeaux (2)</i>	1%	9%	1%	12%
Individus appariables avec remise (1)+(2)	95%	97%	95%	96%

Lecture : pour le sous-échantillon des femmes, l'évaluation d'un aménagement global de poste permet d'apparier sans remise 84% des individus. Parmi les 16% restant, 12% n'ont pas été appariés car il n'y avait pas suffisamment de jumeaux dans la base. Toutefois, les caractéristiques de ces 12% d'individus ont bien été prises en compte dans l'évaluation car ils avaient eux-mêmes des jumeaux qui ont été appariés. On en déduit que la représentativité sur les variables explicatives atteint  $84\%+12\%=96\%$  alors que la représentativité sur les individus est de 84%.



**Tableau A.2 – Caractéristiques des individus traités non appariables sans remise**

	Poste		Durée		Horaires		Global	
	Appa-riable	Sans jumeau	Appa-riable	Sans jumeau	Appa-riable	Sans jumeau	Appa-riable	Sans jumeau
<b>Hommes</b>								
Effectif	44	2	86	8	67	5	120	11
Formation :								
primaire	22,7%	0,0%	23,3%	12,5%	18,8%	0,0%	20,8%	9,1%
secondaire	47,7%	50,0%	38,9%	75,0%	37,7%	60,0%	38,4%	63,6%
Bac et plus	29,5%	50,0%	37,8%	12,5%	43,5%	40,0%	40,8%	27,3%
Secteur public	18,2%	0,0%	21,1%	50,0%	20,3%	60,0%	20,0%	45,5%
CDI	97,7%	100,0%	87,8%	87,5%	88,4%	60,0%	89,6%	81,8%
Type de cancer :								
Prostate	13,6%	50,0%	12,2%	0,0%	10,1%	0,0%	13,6%	9,1%
Colon	6,8%	0,0%	16,7%	12,5%	15,9%	0,0%	13,6%	9,1%
Aéro-digestif supérieur	29,5%	50,0%	23,3%	12,5%	21,7%	20,0%	24,0%	18,2%
Uro-génital	20,5%	0,0%	7,8%	12,5%	5,8%	0,0%	9,6%	9,1%
Hémopathies	9,1%	0,0%	20,0%	62,5%	20,3%	60,0%	16,0%	45,5%
Autres	20,5%	0,0%	20,0%	0,0%	26,1%	20,0%	23,2%	9,1%
<b>Femmes</b>								
Effectif	91	5	280	8	198	11	319	16
Formation :								
primaire	22,8%	20,0%	13,4%	12,5%	12,9%	27,3%	15,2%	18,8%
secondaire	39,1%	80,0%	34,5%	62,5%	35,8%	72,7%	33,9%	68,8%
Bac et plus	38,0%	0,0%	52,1%	25,0%	51,2%	0,0%	51,0%	12,5%
Secteur public	40,2%	80,0%	36,5%	75,0%	33,3%	63,6%	35,5%	68,8%
CDI	87,0%	80,0%	94,5%	75,0%	87,6%	72,7%	90,6%	75,0%
Type de cancer :								
Sein	69,6%	20,0%	72,3%	12,5%	68,2%	0,0%	70,8%	12,5%
Colon	2,2%	20,0%	4,9%	12,5%	6,5%	27,3%	5,0%	18,8%
Aéro-digestif supérieur	1,1%	0,0%	1,3%	25,0%	1,0%	27,3%	1,1%	25,0%
Uro-génital	13,0%	0,0%	9,8%	0,0%	10,4%	9,1%	10,2%	6,3%
Hémopathies	2,2%	60,0%	4,2%	50,0%	4,5%	36,4%	3,9%	37,5%
Autres	12,0%	0,0%	7,5%	0,0%	9,5%	0,0%	9,1%	0,0%

Lecture : pour le sous-échantillon des hommes et l'évaluation d'un aménagement de la durée du travail, seuls 8 individus n'ont pas pu être appariés. Ces individus se caractérisent notamment par une plus grande fréquence des hémopathies par rapport à la population appariée.

**Tableau A.3A – Ecart moyen des valeurs absolues sur les variables continues après appariement exact sur les variables qualitatives**

Aménagement	Poste	Durée	Horaires	Global
<b>Hommes</b>				
Age (années)	2,3	3,2	3,4	3,2
Pronostic (%)	5,5	8,3	8,7	7,4
<b>Femmes</b>				
Age (années)	2,4	3,2	2,4	3,4
Pronostic (%)	4,0	3,9	4,5	4,5

Lecture: pour les aménagements de poste sur le sous-échantillon des hommes, l'appariement sans remise par la distance de Mahalanobis donne un écart absolu d'âge de 2,3 ans et un écart absolu de pronostic de survie de 5,5%.

**Tableau A.3B – Ecart moyen algébrique sur les variables continues après appariement exact sur les variables qualitatives : pour comparaison avec le Tableau 2**

Aménagement	Poste	Durée	Horaires	Global
<b>Hommes</b>				
Age (années)	-0,5	-0,7	0,2	-2,2
Pronostic (%)	-1,3	-1,8	-3,8	3,2
<b>Femmes</b>				
Age (années)	-1,0	-1,0	-0,1	-0,9
Pronostic (%)	-2,3	-1,7	-2,3	-1,6

Lecture: pour les aménagements de poste sur le sous-échantillon des hommes, l'appariement sans remise par la distance de Mahalanobis donne un écart d'âge de 0,5 an et un écart absolu de pronostic de survie de 1,3%.

**Tableau A.4 - Estimations Logit de première étape pour l'appariement sur le score de propension**

<b>Hommes</b>	<b>Poste</b>		<b>Durée</b>		<b>Horaires</b>		<b>Global</b>	
Constante	-2.853	0.143	-0.526	0.667	-1.592	0.228	-0.553	0.598
<i>Formation (réf. primaire)</i>								
Secondaire	0.175	0.684	0.006	0.985	0.197	0.602	0.140	0.624
Bac et plus	-0.247	0.594	-0.303	0.361	0.202	0.596	0.019	0.947
CDI	2.283	0.027**	0.582	0.105	0.467	0.230	0.686	0.032**
Secteur public	0.037	0.932	0.546	0.072*	0.528	0.117	0.385	0.149
Contact avec l'entreprise	0.743	0.329	0.383	0.346	0.234	0.590	0.241	0.489
<i>Cancer (réf. uro-génital) :</i>								
Prostate	-0.188	0.739	0.346	0.503	0.587	0.379	0.343	0.417
Colon	-0.681	0.359	0.810	0.114	1.171	0.070*	0.522	0.244
Aéro-digestif supérieur	-0.536	0.371	-0.151	0.775	0.328	0.616	-0.084	0.849
Hémopathies	-0.775	0.262	0.999	0.042**	1.351	0.029**	0.605	0.154
Autre	-0.754	0.209	-0.066	0.897	0.682	0.274	0.005	0.990
Age	-0.021	0.395	-0.025	0.151	-0.019	0.299	-0.021	0.162
Pronostic de survie à 5 ans	-0.011	0.266	-0.015	0.025**	-0.014	0.044**	-0.011	0.052*
<b>Femmes</b>	<b>Poste</b>		<b>Durée</b>		<b>Horaire</b>		<b>Global</b>	
Constante	-1.594	0.151	-2.801	0.000**	-2.718	0.001**	-1.658	0.016**
<i>Formation (réf. primaire)</i>								
Secondaire	0.051	0.866	0.471	0.040**	0.623	0.015**	0.349	0.089*
Bac et plus	-0.454	0.155	0.526	0.021**	0.634	0.013**	0.383	0.061*
CDI	0.851	0.009**	1.648	0.000**	0.851	0.000**	1.135	0.000**
Secteur public	0.432	0.070*	0.043	0.788	-0.047	0.796	0.046	0.758
Contact avec l'entreprise	1.193	0.052*	0.629	0.061*	0.354	0.290	0.305	0.261
Travail à temps complet	0.556	0.056*	0.606	0.002**	0.481	0.022**	0.502	0.004**
<i>Cancer (réf. uro-génital) :</i>								
Sein	0.437	0.252	0.517	0.055*	0.360	0.231	0.463	0.061*
Colon	-0.224	0.755	0.526	0.220	0.802	0.063*	0.542	0.164
Aéro-digestif supérieur	-1.123	0.314	-0.115	0.843	-0.098	0.874	-0.073	0.889
Hémopathies	-0.129	0.833	0.340	0.404	0.444	0.309	0.289	0.446
Autre	-0.195	0.678	-0.554	0.107	-0.372	0.316	-0.371	0.225
Age	-0.034	0.030**	-0.011	0.304	0.003	0.802	-0.009	0.400
Pronostic de survie à 5 ans	-0.015	0.046**	-0.006	0.237	-0.008	0.180	-0.008	0.111



## **TEPP Working Papers 2014**

---

### **14-1. Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux**

Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

## **TEPP Working Papers 2013**

---

### **13-10. La discrimination à l'entrée des établissements scolaires privés : Les résultats d'une expérience contrôlée**

Loïc du Parquet, Thomas Brodaty, Pascale Petit

### **13-9. Simuler les politiques locales favorisant l'accessibilité à l'emploi**

Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

### **13-8. Le paradoxe des nouvelles politiques d'insertion**

Jekaterina Dmitrijeva, Florent Fremigacci, Yannick L'Horty

### **13-7. L'emploi des seniors : un réexamen des écarts de taux d'emploi européens**

Laetitia Challe

### **13-6. Effets de quartier, effet de département : discrimination liée au lieu de résidence et accès à l'emploi**

Pascale Petit, Mathieu Bunel, Emilia Ene Jones, Yannick L'Horty

### **13-5. Comment améliorer la qualité des emplois salariés exercés par les étudiants ? Les enseignements d'une expérience contrôlée**

Jekaterina Dmitrijeva, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

### **13-4. Evaluer l'efficacité d'une campagne de valorisation du bénévolat : Les enseignements de deux expériences contrôlées sur le marché du travail**

Thomas Brodaty, Céline Emond, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

### **13-3. Les différents parcours offerts par l'Education Nationale procurent-ils les mêmes chances d'accéder à l'emploi ?**

Florent Fremigacci, Yannick L'Horty, Loïc Fu Parquet, Pascale Petit

### **13-2. Faut-il subventionner le permis de conduire des jeunes en difficulté d'insertion ?**

Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Pascale Petit, Bénédicte Rouland, Yiyi Tao

### **13-1. Anatomie d'une politique régionale de lutte contre les discriminations**

Yannick L'Horty

## **The TEPP Institute**

---

La Fédération de recherche CNRS **Travail, Emploi et Politiques Publiques (TEPP, FR n°3435)** réunit des centres de recherche en économie et sociologie :

- Le **Centre d'Etudes des Politiques Economiques de l'université d'Evry, EPEE**, Université d'Evry Val d'Essonne
- Le **Centre Pierre Naville, CPN**, Université d'Evry Val d'Essonne
- Le **Centre de Recherche en Economie et Management, CREM**, Université de Caen Basse Normandie et Université de Rennes 1
- L'**Equipe de Recherche sur les Marchés, l'Emploi et la Simulation, ERMES**, Université de Paris II Panthéon-Assas
- L'**Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Temporelles en Economie, ERUDITE**, Université de Paris-Est Créteil et Université de Paris-Est Marne-la-Vallée
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux, GAINS**, Université du Maine

La Fédération TEPP rassemble 150 chercheurs et enseignants-chercheurs, 140 doctorants et 40 chercheurs associés, qui étudient les mutations du travail et de l'emploi en relation avec les choix des entreprises et analysent les politiques publiques en mobilisant les nouvelles méthodes d'évaluation.

[www.tepp.eu](http://www.tepp.eu)