

CANCER ET ACTIVITÉ PROFESSIONNELLE *

Sophie Eichenbaum-Voline et Laëtitia Malavolti

INSERM Unité 912, Observatoire Régional de la Santé PACA, Marseille

Alain Paraponaris

INSERM et Faculté de sciences économiques et de gestion, Université de la Méditerranée, Aix-en-Provence

Bruno Ventelou

INSERM et GREQAM, CNRS Unité de recherche 6579, Marseille

Nous proposons d'évaluer l'impact du cancer sur l'activité professionnelle en estimant des matrices de transition « comparées » entre les différents états d'occupation professionnelle. L'argument de départ est que tout individu tiré au hasard dans la population générale fait l'expérience dans sa vie professionnelle de mouvements entre différentes situations, que ce soit vers l'emploi, vers le chômage, la retraite ou l'inactivité, et cette dynamique est gouvernée par des probabilités a priori de transition entre ces différents états. Il faut alors mesurer l'impact du cancer en partant de cette dynamique « préalable » et en estimant une déviation des probabilités de transition. Pour ce faire, nous fusionnons deux échantillons : l'enquête Emploi de l'INSEE et notre échantillon de survivants au cancer. Cette stratégie nous permet d'établir une séparation claire entre, d'un côté, l'impact professionnel du cancer et, d'un autre côté, celui lié aux particularités sur le marché de l'emploi de certaines sous-populations étudiées ici (les ouvriers partent à la retraite plus précocement, par exemple). La méthode est proposée sur l'échantillon dans son ensemble, puis en stratifiant suivant des critères sociodémographiques (catégories socioprofessionnelles, sexe, âge) ou épidémiologiques (gravité de la maladie). Nous pouvons alors distinguer les causes à l'origine des différences systématiques observées entre les PCS dans leur propension à retourner à l'emploi, qu'elles soient d'ordre épidémiologique (type de cancer ou qualité du pronostic de vie), ou qu'elles soient liées à la nature de leur emploi (pénibilité). De fait, l'écart de taux de retour à l'emploi entre PCS, avec un retour plus faible pour les professions manuelles, peut être expliqué en partie par le pronostic de guérison — significativement plus mauvais pour ces PCS manuelles. Mais il existe une deuxième source d'écart qui ne dépend d'aucune différence épidémiologique : sur une perte d'employabilité de 11 points entre PCS non manuelles et PCS manuelles, 9,6 points (90 %) sont à imputer au type même de l'emploi occupé. Ce dernier chiffre est une mesure nette du handicap relatif des travailleurs manuels à retourner à l'emploi après avoir été atteint d'un cancer.

Mots clés : Survivant du cancer. Employabilité. Marchés du travail.
Catégories socioprofessionnelles.

* Les auteurs remercient la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) et le comité scientifique *ad hoc* qu'elle a réuni pour l'exploitation de « L'enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes, 2004 ». L'Institut national du cancer, InCa, et l'Association pour la recherche sur le Cancer, ARC, ont également participé au financement des travaux de recherche; Laëtitia Malavolti est rémunérée par un post-doc de l'InCa-ARC (le groupe d'étude de l'enquête est précisé en fin d'article).

ventelou@marseille.inserm.fr

Aujourd'hui en France, 150 000 décès annuels sont dus au cancer, 800 000 individus vivent avec un cancer et 2 millions ont eu un cancer. Grâce aux progrès thérapeutiques réalisés ces dernières années, ces deux derniers nombres sont en constante augmentation. Par conséquent, de plus en plus de patients reviennent vers l'emploi après leur traitement ou encore restent en emploi alors même qu'ils sont sous traitement. Souvent, ils doivent composer avec des séquelles aussi bien physiques que psychologiques qui ne seront pas sans effet sur leur vie professionnelle. De fait, un changement d'emploi ou d'employeur, une réduction du temps de travail, le chômage et la retraite anticipée sont, aujourd'hui, des transformations couramment vécues par les survivants au cancer dans leur parcours professionnel.

Les études s'intéressant à la situation professionnelle après un cancer sont en majorité américaines et canadiennes. Elles concernent soit des groupes de patients souffrant de diverses localisations cancéreuses, soit de groupes plus homogènes de patients ayant la même localisation cancéreuse; le cancer du sein étant dans ce cas souvent étudié. Ce sont principalement des études transversales réalisées à des distances très variables du diagnostic de cancer (de trois mois à dix-sept ans). En toute logique, les différences de périodes observées induisent de profonds écarts dans les estimations des taux de retour à l'emploi, s'étendant de 30 à 93 % dans une revue de littérature réalisée par Spelten *et al.* (2002), tous cancers confondus. Les résultats sont discordants, même lorsque les études ne portent que sur une seule localisation cancéreuse. Ainsi, si certains ont mis en évidence un effet négligeable du cancer du sein sur l'emploi (Ganz, 1996; Satariano, 1996; Bloom 2004), d'autres études montrent que même si la majorité des femmes reprennent le travail dans les années qui suivent un cancer du sein, le pourcentage de celles qui travaillent est moindre parmi les femmes ayant eu un cancer du sein que parmi des groupes témoins (Maunsell, 2004; Bradley, 2005).

Les canaux par lesquels la maladie affecte l'employabilité sont multiples : des limitations fonctionnelles peuvent apparaître (Chirikos *et al.*, 2002; Bradley and Bednarek, 2002), des problèmes émotionnels (Greaves-Otte *et al.*, 1991), des difficultés de concentration et de mémoire (Schagen *et al.*, 1999), des changements de priorité de vie (Maunsell *et al.*, 1999; Hoffman, 2005). Les interactions possiblement négatives avec les collègues et les employeurs sont un sujet d'intérêt récent (discrimination, dessaisissement de responsabilité lié à une perte de confiance de l'entourage), encore peu documenté cependant (Greaves-Otte *et al.*, 1991; Maunsell *et al.*, 1999). Une publication récente (Short *et al.*, 2005) pose le problème : « les efforts pour

quantifier les problèmes d'employabilité liés au cancer ont été entravés par la faible taille des échantillons, par l'absence de données longitudinales, et par l'impossibilité de prendre en compte les différences liées aux localisations cancéreuses ».

En France, il existe très peu de données sur le sujet. Dans ce contexte, une enquête d'ampleur nationale a été réalisée en 2004 par la DREES, en collaboration avec notre équipe de recherche (INSERM U912), auprès d'un échantillon représentatif de patients, deux ans après le diagnostic d'un cancer, afin de détailler tous les aspects de la vie après un cancer, mais en particulier ceux concernant la vie professionnelle. Aucune étude nationale, ni en France ni à l'étranger, n'avait documenté avec autant de précision les conditions de vie de patients atteints de cancer, pour diverses localisations du cancer et pour différentes dimensions de la qualité de vie.

Notre objectif est, dans cette contribution, d'évaluer le rôle spécifique du cancer sur les trajectoires professionnelles, en exploitant l'information fournie par cette enquête. Cela ne peut être réalisé qu'en comparant nos données avec des données en population générale. Dans ce but, nous avons extrait de l'enquête Emploi de l'INSEE un échantillon comparable au nôtre pour diverses dimensions socio-économiques. Ceci rend possible une étude dynamique des trajectoires professionnelles consistant à comparer les probabilités de transition entre états professionnels à deux ans d'intervalle entre les deux populations et d'identifier les facteurs associés à ces différences.

L'originalité de notre étude, par rapport à la littérature existante, est de donner une vision complète — pour tous les statuts professionnels de départ : emploi, chômage, retraite, inactivité — des déformations des taux de transitions liées au cancer, à partir de probabilités dont la valeur initiale est rigoureusement induite de la réalité du marché du travail français.

Deux aspects principaux de cette approche sont relativement novateurs par rapport à l'état de la littérature :

— la possibilité de prendre en compte, dans l'explication des écarts entre les probabilités de retour à l'emploi, le rôle de la gravité (ou du pronostic relatif) du cancer. L'un de nos objectifs principaux est de distinguer les possibles effets de confusion entre statut socio-économique pur — les individus appartenant aux professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) les moins favorisées se retirent plus souvent de l'emploi que les autres quand ils sont malades — et le pronostic de la maladie — les individus appartenant aux PCS les moins favorisées peuvent être touchés plus gravement par le cancer et/ou traités différemment ;

— la possibilité d'évaluer non seulement les transitions de l'emploi vers le non-emploi, mais aussi parmi les états de non-emploi, les trans-

itions entre différents états précis (inactivité, chômage). En particulier, la question du rôle du cancer sur le maintien dans la trappe du chômage est particulièrement sensible en France où le taux de chômage peut dépasser 10 % de la population active.

I. Les données

L'enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes d'une maladie longue ou chronique a été réalisée auprès d'un échantillon de personnes prises en charge à 100 % en septembre ou octobre 2002, au titre d'une affection de longue durée (ALD) en France métropolitaine. Cette enquête a été réalisée sous la responsabilité de la DREES avec le concours de l'unité INSERM U379 — désormais U912 — « épidémiologie et sciences sociales appliquées à l'innovation » pour la conception et l'assistance à maîtrise d'ouvrage. Elle a également bénéficié du concours des trois principaux régimes d'assurance maladie, et en particulier, leurs services médicaux : le régime général des travailleurs salariés, le régime agricole et le régime social des indépendants, ainsi que de la Ligue nationale contre le cancer. L'étude (ou la recherche) porte sur les personnes atteintes de cancer.

S'agissant de personnes atteintes de cancer, un total de 13 923 personnes a été tiré au sort dans les fichiers ALD des trois principaux régimes d'assurance maladie¹. Parmi ces personnes, 6 957 se sont révélées éligibles pour l'enquête (4 216 personnes ayant décédé dans les deux ans, 1 207 personnes ne pouvant être enquêtées pour causes d'hospitalisation ou autres indisponibilités liées à la maladie, et 1 543 ne pouvant être contactées pour des raisons diverses). Parmi les 6 957 personnes éligibles, un total de 1 380 personnes ont exprimé leur refus de participer, et 1 117 quoique ayant initialement donné leur accord n'ont pu être jointes ou ont en définitive refusé de répondre lors du contact direct pour la passation du questionnaire. Au total, 4 460 répondants ont participé à l'enquête (taux de réponse : 64,1 %). Sur les 4 460 répondants, l'analyse a porté sur 4 270 personnes, 190 questionnaires n'ayant pu être exploités dans la mesure où ces personnes avaient fait référence à d'autres pathologies que les cancers. Lorsqu'on s'intéressera aux personnes de moins de 58 ans, l'analyse portera sur 1 519 individus.

L'enquête Emploi, réalisée par l'INSEE, permet d'étudier la structure et l'évolution de la population active, d'analyser le chômage et le fonctionnement du marché du travail. L'échantillon extrait est constitué d'individus interrogés en 2000 et en 2002, ce qui nous donne la même

1. Pour des raisons éthiques, le questionnaire était conçu pour que le diagnostic de cancer ayant donné lieu à l'obtention d'une ALD deux ans auparavant ne soit évoqué qu'à condition que la personne interrogée y ait fait explicitement référence.

durée d'observation (deux ans entre les deux points relevés de la situation d'emploi). Malgré cette durée d'observation identique, il y a cependant un décalage temporel entre les périodes de déroulement des deux enquêtes, qui pourrait entraîner l'introduction d'un biais de conjoncture dans la comparaison des trajectoires d'emploi — à regarder l'évolution macroéconomique du chômage, le marché de l'emploi est plus « tendu » en 2000-2002, pour l'enquête emploi, qu'en 2002-2004, pour l'enquête cancer. Nous pensons que cet effet est marginal au regard des écarts relevés dans la comparaison des deux sous-populations. Au pire, les effets du cancer seraient sous-évalués puisque la population atteinte bénéficierait d'un léger avantage relatif lié à la conjoncture.

2. La méthode

Afin d'évaluer le rôle du cancer sur les trajectoires professionnelles, nous comparons les situations professionnelles, considérées à deux années d'intervalle, entre une population atteinte par la maladie et la population générale (pour laquelle, il est vrai, nous n'avons pas la garantie de ne pas avoir de personne atteinte d'un cancer — dans une proportion statistiquement inférieure à 1 % cependant, d'après l'observation en coupe transversale de la prévalence du cancer en France en 2003). Nous nous limitons à la population âgée de moins de 58 ans au début de la phase d'observation, car au-delà de cet âge, le non-emploi n'est plus vraiment d'un grand intérêt tant il devient majoritaire (retraite). Quatre statuts sont considérés : emploi, chômage, retraite, inactivité. Faute de pouvoir leur accorder un statut défini, nous excluons de l'analyse les personnes de l'enquête cancer n'ayant pas repris du tout leur activité (encore en congés maladie, à deux ans du diagnostic : 11,9 %). Les transitions sur les quatre statuts sont calculées pour les deux types de population : la population de l'enquête Cancer comparée à la population générale de l'enquête Emploi.

2.1. Chemins de transition entre statuts d'occupation

Les personnes atteintes d'un cancer étaient « en emploi » au moment du diagnostic. Sinon, elles ressortaient d'une des trois autres classes d'occupation : chômage, retraite, inactivité. Le principal point de départ de l'étude est qu'il existe des dynamiques *spontanées* entre ces quatre statuts d'occupation. Quiconque, indépendamment de son état de santé, peut transiter de l'emploi vers le chômage, de l'inactivité vers l'emploi, etc. De plus, en France après 50 ans, il existe un fort mouvement de « départs naturels » à la retraite. Si nous modélisons ces dynamiques par un processus de Markov, on obtient :

$$\bar{\varepsilon}_{n,T+1} = \bar{\varepsilon}_{n,T} (\dots P_{j/i} \dots)$$

avec ε_n état de l'agent n et $P_{j/i}$ taux de transition de l'état i à l'état j .

Le seul état absorbant théorique serait la retraite, pour lequel la probabilité d'être dans le même statut deux ans plus tard tend vers 1 (en réalité, en-dessous de 58 ans, on assiste fréquemment à des retours à l'emploi, ceci pour des personnes assez jeune : militaires, etc.). Mais la probabilité de rester dans l'emploi, en partant de l'emploi par exemple, n'est en aucun cas égale à 1. Dans cette perspective, les conséquences sur l'emploi d'un choc de santé tel que le cancer se mesurent par une *déformation* de la matrice des probabilités préexistante :

$$\bar{\varepsilon}_{m,T+1} = \bar{\varepsilon}_{m,T} (\dots P_{j/i} + \Delta_{j/i} \dots)$$

pour m individu touché par un cancer.

Les conséquences du cancer sur les probabilités de transition (les deltas) peuvent être aussi bien positives que négatives : négative de l'emploi à l'emploi, positives si l'on considère, en partant d'une situation d'emploi, les transitions vers les autres statuts d'occupation : inactivité (invalidité) ; retraite, ou chômage. Cette approche ouvre d'ailleurs une seconde série de questions : quelles sont les déformations des autres lignes de la matrice de transition, décrivant les trajets partant du chômage ou de l'inactivité vers, deux ans après, l'emploi occupé — pour n'en citer qu'un ?

2.2. Appariement des deux échantillons des enquêtes Cancer et Emploi

Pour mesurer des transitions comparables dans les deux populations, nous avons extrait de l'enquête Emploi une population générale appariée qui ressemble aux individus de l'enquête Cancer. En outre, afin de garantir la meilleure comparabilité possible entre enquêtes, certaines variables socioéconomiques, qui ont un rôle dans les transitions sur le marché de l'emploi, doivent également servir de critère de sélection pour l'appariement. Nous avons donc choisi une méthode de sélection de « proches voisins » dans l'enquête Emploi, telle que les individus de l'enquête Cancer trouvent un pair exactement identique dans l'enquête Emploi sur les 5 variables suivantes :

- situation professionnelle en t_0 : emploi, chômage, retraite, inactivité ;
- le sexe ;
- l'âge en trois classes ;
- l'unité urbaine en deux classes ;
- les professions et catégories socioprofessionnelles en 2 classes : agriculteurs, ouvriers et artisans commerçants d'une part (dites PCS-), et employés, professions intermédiaires et cadres d'autre part (dites PCS+).

Un autre choix était possible consistant à régresser séparément, sur chaque échantillon, un modèle multinomial de transition. Nous montrons dans l'annexe I que les probabilités prédites par ces modèles et les écarts — les « deltas » — entre les deux échantillons sont très similaires à ceux générés par notre technique d'appariement.

Les individus sont sélectionnés par tirage aléatoire à l'intérieur de chaque state d'appariement (sélection randomisée 1 pour 1). Le fait de contrôler les critères de sélection des individus sur des variables socioéconomiques va permettre de mesurer des « deltas » que l'on pourra alors attribuer exclusivement à l'effet cancer. Les taux de transition sont calculés pour les individus de l'enquête cancer et pour l'échantillon apparié de l'enquête Emploi. Ils sont donnés, pour chaque cellule de la matrice, de la manière suivante :

$$\text{Taux de transition des survivants au cancer} = \text{Taux de transition de la population générale} + \text{delta}$$

Pour évaluer la significativité des deltas (test de différence par rapport à 0), nous avons utilisé une régression logistique multinomiale sur une fusion des deux échantillons — où la variable indicatrice « cancer », dont on donne ici le test de significativité, signale l'appartenance de l'individu à l'échantillon de l'enquête Cancer. Cette technique a été préférée à un simple test du chi-2 d'égalité des proportions dans les deux échantillons, car elle permet une meilleure intégration des cofacteurs, ceux en sus des critères d'appariement.

Par ailleurs, sont réalisées des analyses tenant compte de possibles interactions ou effets spécifiques pour d'autres variables socioéconomiques. En effet, les matrices — même celles qui existent avant le choc de santé — ne sont pas égales d'un groupe social à un autre; il est donc extrêmement intéressant de décomposer notre analyse en différentes sous-populations : par sexe, par catégorie socioprofessionnelle, par type de gravité des cancer, etc. Un des apports attendus de la méthode est de distinguer, dans les pertes d'employabilité qui touchent particulièrement les PCS « ouvrier » et « agriculteur » (PCS-), les pertes tout simplement dues à des probabilités « spontanées » de rester dans l'emploi plus faibles des pertes liées à la gravité plus grande des cancers touchant la sous-population de PCS-, et enfin, des pertes liées à la moindre grande acceptabilité des personnes physiquement affaiblies par la maladie dans ce type d'environnement professionnel.

Les cofacteurs retenus dans les régressions logistiques multinomiale sont : secteur d'emploi (public/privé/indépendant), temps de travail (complet/partiel) et en sus, pour les analyses déclinées par PCS, le niveau d'éducation (en quatre classes).

3. Les résultats

3.1. Caractéristiques socioéconomiques de l'échantillon Cancer

Les chiffres donnés pour l'enquête Emploi sont ceux de l'échantillon complet avant le tirage aléatoire sélectif visant à appairer chaque individu survivant au cancer à son « pair » dans l'enquête emploi; le tableau 1 permet de voir en quoi les individus de l'enquête Cancer sont différents de la population générale. Le cancer du sein est le plus fortement représenté dans notre échantillon (41 %), en partie en raison de son incidence sur la population française, en partie en raison de notre règle de sélection (des survivants à deux ans du diagnostic). De ce fait, les femmes sont majoritaires dans notre échantillon de survivants au cancer (68 %), alors que dans l'enquête Emploi, en revanche, ce sont les hommes qui sont majoritaires (52 %) (tableau 1). La structure par catégorie sociale reflète également la distribution épidémiologique du cancer : presque deux tiers des survivants du cancer appartiennent aux catégories « employé » et « profession intermédiaire », des emplois généralement occupés par des femmes. Les ouvriers sont en proportion moins nombreux dans l'enquête Cancer; les cadres et les artisans commerçants apparaissant dans des proportions relativement identiques dans les deux enquêtes. L'échantillon de l'enquête Emploi est de la même façon plus jeune que celui de l'enquête Cancer (la maladie touche les seniors). Les proportions respectives d'emploi public ou de temps partiels sont en revanche similaires.

Lorsqu'on compare les deux enquêtes, 80 % des individus de l'enquête Cancer appartenaient à la catégorie « employé » au diagnostic contre seulement 71 % de l'enquête Emploi. 6,2 % étaient chômeurs, contre 6,8 %; 10 % inactifs contre 21 % dans l'enquête Emploi. Ces différences s'expliquent essentiellement par la composition par âge différente dans les deux enquêtes. La population de l'enquête Cancer est en moyenne plus vieille que celle de l'enquête Emploi, même avec la limite d'âge commune de 58 ans. Les taux de non-emploi y sont donc structurellement plus faibles, car on sait que les risques de chômage et d'inactivité décroissent après 35-40 ans.

1. Caractéristiques socio-économiques des individus âgés de moins de 58 ans en $t_0 = 2002$ (date du diagnostic) pour les survivants au cancer et en $t_0 = 2000$ pour la population générale

Variables	Population générale		Survivants au cancer	
	N	%	N	%
<i>Sexe</i>				
Homme	10 734	48,37	481	31,67
Femme	11 458	51,63	1038	68,33
<i>Classes d'âge</i>				
18-39 ans	10 252	46,20	268	17,64
40-49 ans	6 910	31,14	516	33,97
50-58 ans	5 030	22,67	735	48,39
<i>Niveau d'instruction</i>				
École primaire	6 188	27,88	335	22,05
Enseignement professionnel	8 829	39,78	538	35,42
Baccalauréat	3 111	14,02	271	17,84
Études supérieures	4 064	18,31	375	24,69
<i>Tranche d'unité urbaine</i>				
< 100 000 habitants	6 835	30,80	880	57,93
>= 100 000 habitants	15 357	69,20	639	42,07
<i>Secteur d'emploi</i>				
Public	3 499	21,96	409	27,84
Privé	10 559	66,27	924	62,90
Indépendant	1 875	11,77	136	9,26
Non renseigné	6 259		50	
<i>PCS</i>				
Ouvrier, Agriculteur	6 002	32,19	301	20,48
Artisan, commerçant	1 096	5,88	97	6,60
Cadre	2 169	11,63	193	13,13
Profession intermédiaire	3 659	19,62	355	24,15
Employé	5 719	30,67	524	35,65
Non renseigné	3 547		49	
<i>Temps de travail</i>				
Temps complet	13 869	81,82	1206	82,32
Temps partiel	3 082	18,18	259	17,68
Non renseigné	5 241		52	
<i>Statut professionnel</i>				
En emploi	15 770	71,06	1218	80,18
Au chômage	1 518	6,84	94	6,19
Retraité	270	1,22	53	3,49
Inactif	4 634	20,88	154	10,14
Total	22 192		1519	

Sources : Enquête Emploi (2000-2002) et Enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes d'une maladie longue ou chronique, calculs des auteurs.

3.2. Trajectoires comparées...

Nous voulons construire les matrices de transition pour les populations de l'enquête Cancer et de l'enquête Emploi. Chaque $P_{j/i}$ représente la probabilité en partant de l'état i (emploi; chômage; retraite; inactivité) de se retrouver dans l'état j deux ans plus tard. L'enquête Emploi est désormais restreinte aux seuls « pairs » tirés au sort de l'enquête Cancer, ce qui permet une comparaison relativement fiable (les caractéristiques de la population appariée sont exactement les mêmes que celles de l'enquête Cancer décrites au tableau 1, colonnes de droite).

Le cancer est un facteur de risque de sortie d'emploi. Deux ans après le diagnostic, seuls 63,5 % des personnes de l'enquête Cancer sont encore dans l'emploi, avec un point de départ à 80,2 %, alors que dans l'enquête Emploi, ce taux passe de 80,2 % à seulement 78,2 %, une différence quasi négligeable. D'après notre estimation, le delta global de perte de l'emploi est de 14,7 points de pourcentage (78,2-63,5). Tous les deltas de la colonne 1 sont négatifs, ce qui signifie clairement que les trajets vers l'emploi sont tous impactés négativement quel que soit le point de départ. Pour ceux qui partaient de l'emploi (ligne 1), la perte de 12,6 points en probabilité d'emploi se retrouve dans une hausse des probabilités de transition vers les autres statuts d'occupation : + 3 points vers le chômage, + 2 points vers la retraite, + 7 points vers l'inactivité (statut qui comprend « l'invalidité » au sens administratif).

Pour ceux qui partent des autres statuts, les pertes d'employabilité sont encore plus fortes, avec généralement un effet d'enfermement dans le statut de départ : le chômage, pour les chômeurs au moment du diagnostic, l'inactivité pour les inactifs. Une des plus grandes valeurs de delta est atteinte pour l'inactivité, statut duquel 27,3 % des individus de la population générale sortent en deux ans pour aller vers d'autres statuts (par exemple, des trajets typiques de populations féminines — et parfois masculines — qui retournent sur le marché du travail après une période d'inactivité professionnelle consacrée à l'éducation des enfants) ; alors que dans l'enquête Cancer, seuls 7,1 % des inactifs au diagnostic sortent de ce statut. Le delta de sortie du chômage — vers l'emploi, en deux ans — est d'ampleur comparable : 20,2 points de pourcentage perdus sur cette transition pour les personnes atteintes d'un cancer (17 % contre 37,2 % en population générale).

2. Matrice des probabilités de transition comparées

t_0	$t_1 = t_0 + 2 \text{ ans}$				Total
	En emploi	Au chômage	Retraité	Inactif	
En emploi	944 $0,775 = 0,901 - 0,126^{****}$	85 $0,070 = 0,036 + 0,034^{****}$	50 $0,041 = 0,021 + 0,020$	139 $0,114 = 0,042 + 0,072^{****}$	1218 0,802
Au chômage	16 $0,170 = 0,372 - 0,202^{**}$	51 $0,543 = 0,383 + 0,160^{***}$	6 $0,064 = 0,011 + 0,053^*$	21 $0,223 = 0,234 - 0,011$	94 0,062
Retraité	0 $0,000 = 0,227 - 0,227$	1 $0,019 = 0,046 - 0,027$	49 $0,925 = 0,591 + 0,334$	3 $0,057 = 0,137 - 0,080$	53 0,035
Inactif	4 $0,026 = 0,175 - 0,149^{***}$	3 $0,019 = 0,078 - 0,059$	4 $0,026 = 0,020 + 0,006$	143 $0,929 = 0,727 + 0,202^{***}$	154 0,101
Total	964 $0,635 = 0,782 - 0,147^{****}$	140 $0,092 = 0,063 + 0,029^{****}$	109 $0,072 = 0,029 + 0,043^{****}$	306 $0,201 = 0,126 + 0,075^{****}$	1519

* : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$; **** : $p < 0,0001$.

Compte tenu des particularités de la classe d'âge 50-60 ans sur le marché français de l'emploi (dispositifs de sortie d'emploi spécifique : dispense de recherche d'emploi, invalidité, etc..., Barnay et Jeger, 2006), nous avons décliné cette matrice en séparant notre échantillon entre les moins et les plus de 50 ans. Le message global est que les personnes de plus de 50 ans, atteintes d'un cancer, sortent plus souvent de l'emploi à deux ans que les plus jeunes (voir matrices présentées dans l'annexe II : le « delta » est presque deux fois plus fort pour les plus de 50 ans). Elles ont une propension plus importante à se diriger vers l'inactivité, mais surtout vers la retraite. Enfin, les effets d'enfermement dans le chômage seraient plus forts pour les seniors (delta = + 31 points, mais il est difficile, compte tenu des effectifs de la ligne 2, de valider la significativité de ce chiffre), tandis que les effets d'enfermement dans la trappe d'inactivité seraient comparables (delta autour de 20 points, ligne 4).

3.3. ... par profession et par catégorie socioprofessionnelle

Il est aussi possible de décliner les matrices par PCS, regroupées en deux classes : agriculteurs, ouvriers et artisans commerçants d'une part (PCS-), et employés, professions intermédiaires et cadres d'autre part (PCS+) ².

En observant les matrices par PCS (tableaux 3 et 4), on constate que les deltas sont nettement plus élevés pour les PCS-, ce qui signifie que les effets professionnels du cancer ont un impact plus important pour ces dernières. Les trajets vers le chômage et l'inactivité sont plus fréquents (respectivement : $\Delta = + 0,042$ pour les PCS- contre $\Delta = + 0,024$ pour les PCS+, $\Delta = + 0,096$ contre $\Delta = + 0,067$). Plus étonnement, les transitions vers la retraite ne sont pas plus élevées pour les PCS-. Cela est peut-être dû au fait que la transition « spontanée » vers la retraite observée dans la matrice en population générale est relativement plus forte pour les PCS-. Enfin, pour les personnes qui partent d'une situation d'emploi (ligne 1 du tableau), le choc du cancer apparaît vraiment « inégal » selon les différentes PCS : le delta de l'emploi vers l'emploi s'élève à - 20,6 points pour les PCS- contre - 9,6 points pour les PCS+. Un tel résultat nous a amenés à privilégier une approche se concentrant sur la première ligne de la matrice, à savoir les individus partant de la situation d'emploi.

2. Les personnes de PCS non renseignées ont été agrégées aux PCS-.

3. Matrice des probabilités de transition comparées : PCS-

t_0	$t_1 = t_0 + 2 \text{ ans}$				Total
	En emploi	Au chômage	Retraité	Inactif	
En emploi	226 $0,695 = 0,901 - 0,206^{****}$	29 $0,089 = 0,043 + 0,046^{***}$	20 $0,062 = 0,028 + 0,034^{**}$	50 $0,154 = 0,028 + 0,126^{****}$	325 0,727
Au chômage	7 $0,219 = 0,344 - 0,125$	14 $0,428 = 0,375 + 0,063$	3 $0,094 = 0,031 + 0,063$	8 $0,250 = 0,250 + 0,000$	32 0,072
Retraité	0 —	1 $0,077 = 0,000 + 0,077$	9 $0,692 = 0,833 - 0,141$	3 $0,231 = 0,167 + 0,064$	13 0,029
Inactif	1 $0,013 = 0,052 - 0,039$	2 $0,026 = 0,013 + 0,013$	2 $0,026 = 0,013 + 0,013$	72 $0,935 = 0,922 + 0,013$	77 0,172
Total	234 $0,523 = 0,690 - 0,167^{****}$	46 $0,103 = 0,061 + 0,042^{****}$	34 $0,076 = 0,047 + 0,029^{****}$	133 $0,298 = 0,202 + 0,096^{****}$	447

* : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$; **** : $p < 0,0001$.

4. Matrice des probabilités de transition comparées : PCS+

t_0	$t_1 = t_0 + 2 \text{ ans}$				Total
	En emploi	Au chômage	Retraité	Inactif	
En emploi	718 $0,804 = 0,900 - 0,096^{****}$	56 $0,063 = 0,034 + 0,029^{****}$	30 $0,034 = 0,019 + 0,015$	89 $0,099 = 0,047 + 0,052^{****}$	893 0,833
Au chômage	9 $0,145 = 0,387 - 0,242^{**}$	37 $0,597 = 0,387 + 0,210^{***}$	3 $0,048 = 0,000 + 0,048^*$	13 $0,210 = 0,226 - 0,016$	62 0,058
Retraité	0 $0,000 = 0,500 - 0,500$	0 $0,000 = 0,010 - 0,010$	40 $1,000 = 0,300 + 0,700$	0 $0,000 = 0,010 - 0,010$	40 0,037
Inactif	3 $0,039 = 0,299 - 0,260^{****}$	1 $0,013 = 0,143 - 0,130$	2 $0,026 = 0,026 - 0,000$	71 $0,922 = 0,533 + 0,389^{****}$	77 0,072
Total	730 $0,681 = 0,822 - 0,141^{****}$	94 $0,087 = 0,063 + 0,024^{****}$	75 $0,070 = 0,021 + 0,049^{****}$	173 $0,161 = 0,094 + 0,067^{****}$	1072

* : $p < 0,05$; ** : $p < 0,01$; *** : $p < 0,001$; **** : $p < 0,0001$.

3.4. Pour ceux qui étaient en emploi

Nous nous intéressons maintenant aux deux sous-échantillons de personnes qui étaient en emploi au début de la période d'observation dans les deux enquêtes appariées (1 218 personnes dans l'enquête Cancer). Cette restriction nous permet de fusionner les deux échantillons pour estimer des modèles économétriques de l'impact « toutes choses égales par ailleurs » du cancer (tableau 5). Nous maintenons un ensemble de cofacteurs dans les régressions, pour contrôler des éventuels facteurs de confusion. La variable dépendante est ramenée à un indicateur binaire : « être encore dans l'emploi » contre « ne plus l'être », ce qui conduit à agréger les trois états « hors emploi » : chômage, retraite, inactivité.

Ces résultats montrent très clairement une augmentation du risque de n'être plus en emploi, sous une forme ou sous une autre, deux ans après un diagnostic de cancer. Les cofacteurs présents dans la régression permettent de bien valider une approche « toutes choses égales par ailleurs » déjà obtenue par la méthode d'appariement par proches voisins de la section précédente. Malgré les différences significatives entre la population de l'enquête Cancer et celle de l'enquête Emploi, et une fois que ces différences systématiques ont été supprimées (soit par des méthodes de régressions économétriques, soit par appariement sélectif), il reste bien un effet cancer sur la cessation d'activité employé de l'ordre d'un facteur de 3. L'*odds ratio* calculé par le modèle est précisément de 3,22 avec un intervalle de confiance à 95 % situant l'effet entre 2,76 et 3,76 (l'*odds ratio* donne la « majoration de risque » de sortie d'emploi associé à la caractéristique cancer : le fait d'avoir un cancer multiplie par plus de 3 la probabilité de n'être plus en emploi deux ans après la première observation)³.

Il n'est sans doute pas inutile de rappeler ici que ces effets sont mesurés sur une population de survivants au cancer ayant accepté de participer à l'enquête par questionnaire téléphonique. Il y a donc, sans aucun doute, un biais de sous-évaluation des conséquences du cancer sur l'emploi si l'on devait considérer en 2004 l'ensemble des personnes atteintes en 2002. Le fait que les personnes non joignables échappent à l'analyse (décès, hospitalisation, etc.) est une limite intrinsèque à la plupart des dispositifs d'enquête. À cette première limitation, on doit ajouter une perte de 12 % de l'échantillon concernant les personnes encore en arrêt maladie — que nous ne savions pas classer dans l'une ou l'autre des catégories de situation d'emploi au terme de la fenêtre d'observation. Ces personnes font l'objet d'une analyse spécifique dans un autre article, consacré à la reprise d'activité (Malavolti et al. 2008).

3. Les effets des autres variables explicatives sont par ailleurs conformes à ce que l'on attendait : les femmes présentent une plus forte probabilité de quitter l'emploi que les hommes, alors que la classe d'âge intermédiaire (40-49 ans), la PCS cadre, l'emploi à temps plein et le secteur public sont bien protecteurs de la cessation d'activité.

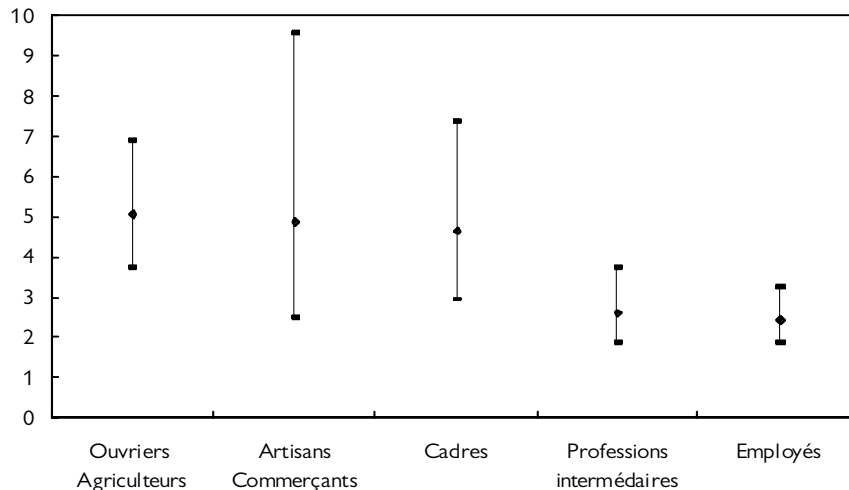
5. Odds ratios ajustés des facteurs influençant le risque de sortie d'emploi à deux ans

Variables	Total		Hommes		Femmes	
	OR	IC 95 %	OR	IC 95 %	OR	IC 95 %
État de santé : Cancer	3,221	2,757 - 3,762	3,808	2,942 - 4,929	2,899	2,386 - 3,521
Sexe (référence : hommes)	1,282	1,122 - 1,463				
Classe d'âge (ref: 40-49 ans)						
18-39 ans	1,732	1,496 - 2,004	1,421	1,124 - 1,797	1,948	1,615 - 2,350
50-57 ans	2,513	2,184 - 2,892	2,901	2,332 - 3,610	2,156	1,792 - 2,594
PCS (ref : cadres)						
Ouvriers, agriculteurs	1,662	1,357 - 2,036	1,651	1,265 - 2,156	1,695	1,231 - 2,333
Artisans, commerçants	1,322	0,920 - 1,898	1,033	0,600 - 1,776	1,723	1,041 - 2,851
Professions intermédiaires	1,077	0,866 - 1,340	1,003	0,736 - 1,367	1,133	0,829 - 1,549
Employés	1,334	1,084 - 1,641	1,815	1,302 - 2,530	1,329	0,999 - 1,767
Secteur d'emploi (ref : public)						
Privé	1,760	1,514 - 2,045	2,059	1,560 - 2,717	1,664	1,388 - 1,994
Indépendant	0,813	0,609 - 1,086	0,599	0,367 - 0,978	1,114	0,768 - 1,615
Temps de travail (ref : temps complet)	2,275	1,992 - 2,598	3,995	3,057 - 5,221	1,939	1,671 - 2,249

Sources : Enquête Emploi (2000-2002) et Enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes d'une maladie longue ou chronique, calculs des auteurs.

Afin d'envisager des effets inégaux du cancer au travers des différentes sous-populations, nous avons répliqué les analyses en deux types de stratification, par catégorie sociale, et par sexe. Comme nous l'avons déjà suspecté en considérant les tableaux 2 et 3, les agriculteurs, les ouvriers, et en général les métiers manuels, sont plus touchés par les effets du cancer sur l'emploi. Dans les hiérarchies des sur-risques associés à la cessation d'activité expliquée par le cancer (graphique 1), le risque de cessation d'activité est chez les cadres multipliée par 2,5 (IC95 % : 1,9-3,3), contre une multiplication par 5,1 chez les ouvriers ou agriculteurs (IC95 % : 3,7-6,9).

1. Hiérarchie des *odds ratios*, stratifiés par PCS



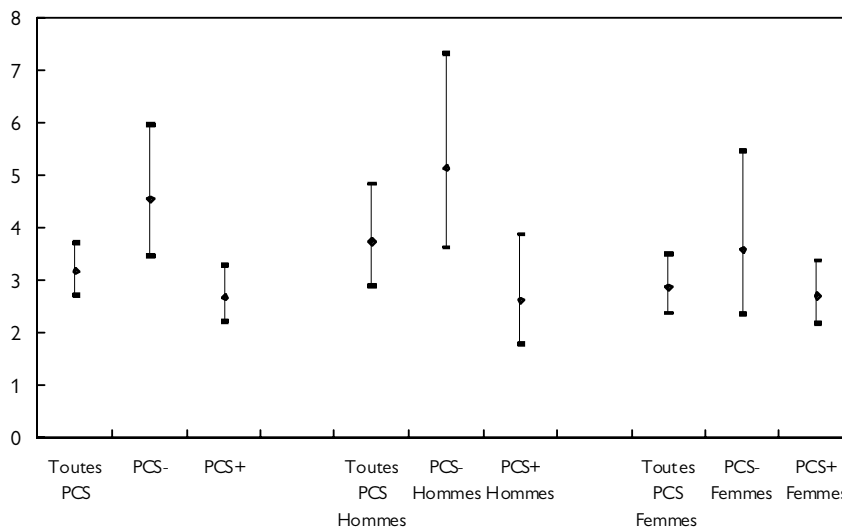
Sources : Enquête Emploi (2000-2002) et Enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes d'une maladie longue ou chronique, calculs des auteurs.

En regroupant comme nous l'avons déjà fait les PCS en deux catégories, il devient également possible de stratifier par sexe. Le premier résultat de ces regroupements est de faire apparaître que les intervalles de confiance à 95 % des *odds ratio* entre PCS- et PCS+ ne se chevauchent pas (graphique 2): il y a donc bien une inégalité des effets professionnels du cancer dans les deux types de profession, et cette inégalité est significative à 95 %. Du point de vue des différences par genre, il semble que les femmes sont, elles, moins touchées dans leurs trajectoires professionnelles par un cancer que les hommes. Les *odds ratios* sont différents en valeur centrale, bien que les intervalles de confiance se recoupent un peu (la double stratification fait perdre de la puissance). L'écart peut s'expliquer par une épidémiologie du cancer nettement différente entre hommes et femmes : la localisation

la plus fréquente chez les femmes est le cancer du sein, qui bénéficie en moyenne d'un pronostic meilleur et sans doute d'un traitement moins invalidant professionnellement.

Il apparaît donc un type d'explication relativement séduisant pour expliquer certaines inégalités d'effets professionnels du cancer : l'explication par l'épidémiologie. La localisation et la gravité des cancers pourraient en effet différer entre les sous-populations étudiées, et engendrer de ce fait des différences systématiques de retour à l'emploi.

2. Odds ratios par PCS et genre



Sources : Enquête Emploi (2000-2002) et Enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes d'une maladie longue ou chronique, calculs des auteurs.

3.5. Impact du cancer selon le pronostic relatif

Afin d'évaluer, dans les inégalités de cessation d'activité par PCS ou par sexe, la responsabilité pouvant être attribuée à une épidémiologie différente du cancer au travers des différentes sous-populations, nous avons ré-analysé les données en stratifiant l'échantillon de l'enquête Cancer pour différents niveaux de pronostic. La variable pronostic est une probabilité de survie à cinq ans, calculée pour chaque localisation cancéreuse, dans laquelle on tient compte du stade d'évolution de la maladie. Elle permet de partager l'échantillon selon un indicateur homogène de gravité des cancers : les localisations les moins inquiétantes bénéficiant d'un pronostic meilleur.

Le tableau 6 donne l'âge moyen au diagnostic et le pronostic moyen, pour les hommes et les femmes, et pour les deux niveaux agrégés de PCS. Ces résultats confirment que les différences épidémiologiques peuvent être, dans certains cas, à l'origine des inégalités d'effet du cancer sur l'employabilité. Les hommes, par exemple, sont significativement plus vieux et atteints de cancers « plus graves » que les femmes. Ceci peut expliquer que la valeur moyenne de la probabilité de cessation d'activité des hommes est supérieure. La fréquence du cancer du sein chez les femmes est bien sûr *a contrario* le phénomène marquant pouvant expliquer l'impact relativement plus faible des tumeurs cancéreuses sur l'employabilité à deux ans.

6. Âge moyen au diagnostic et pronostic moyen par sexe et PCS en deux classes

	Hommes	Femmes	<i>p</i>	PCS-	PCS+	<i>p</i>
Âge au diagnostic	49,7	47,9	<0,0001	48,9	48,4	NS
Pronostic	48,5	66,5	<0,0001	55,7	62	<0,0001

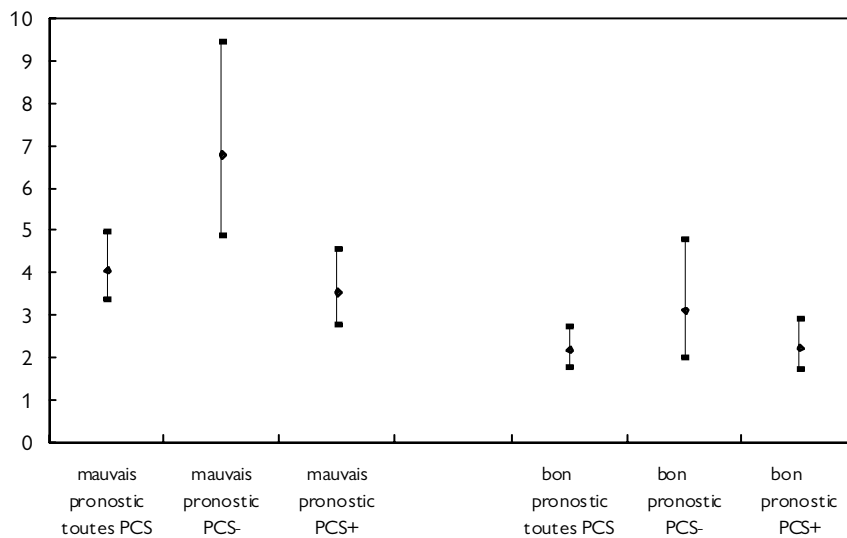
Sources : Enquête Emploi (2000-2002) et Enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes d'une maladie longue ou chronique, calculs des auteurs.

Lorsqu'on observe les choses par PCS, l'âge au diagnostic n'est pas statistiquement différent; mais le pronostic est lui nettement plus mauvais pour les PCS- que pour les PCS+, ce qui pourrait, là encore, expliquer les différences d'impact professionnel du cancer. Pour tester la validité de ce type d'explication, nous avons stratifié la population simultanément sur la PCS et le niveau de gravité du cancer. Les régressions déjà effectuées sont cette fois répliquées pour deux types de sous-population atteinte par le cancer : celle avec un pronostic supérieur à la médiane (bon pronostic), celle avec un pronostic inférieur à la médiane (mauvais)⁴. Cette stratégie permet de faire apparaître des *odds ratios* à la fois pour les deux grands types de PCS et pour les deux niveaux de pronostic (graphique 3).

Comme on pouvait s'y attendre, les *odds ratios* des effets sur l'emploi entre cancer de bon pronostic et cancer de mauvais pronostic sont clairement hiérarchisés : à deux ans, la cessation d'activité des personnes atteintes d'un cancer de bon pronostic est deux fois plus forte que la cessation spontanée de la population de référence; elle est quatre fois plus forte pour les personnes atteintes d'un cancer de mauvais pronostic.

4. Nous avons testé la sensibilité de nos résultats à ce seuil de répartition des cancers en deux types de gravité. Le fait de prendre un seuil au troisième quartile, ou au deux/tiers, ne change pas le résultat obtenu.

3. Odds ratios ajustés de la sortie d'emploi entre les survivants au cancer et la population générale par pronostic et PCS en deux classes



Sources : Enquête Emploi (2000-2002) et Enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes d'une maladie longue ou chronique, calculs des auteurs.

De plus, malgré la double stratification, nous avons assez de puissance statistique pour constater, parmi les cancers de mauvais pronostic, une différence significative à 5 % entre les PCS- et les PCS+ dans l'augmentation de risque de sortie d'emploi après un cancer par rapport au risque en population générale (PCS- : OR = 6,8, IC95 = [4,9 ; 9,5] et PCS+ : OR = 3,6, IC95 = [2,8 ; 4,6]). Nous quantifions également ces augmentations de risque en estimant deux matrices de transition simplifiées à 4 cellules (statut d'emploi x statut de non-emploi). Pour les PCS-, le delta entre les états d'emploi et de non-emploi est exactement deux fois plus élevé que celui de PCS+ (0,254 vs. 0,127, tableau 7). Concernant les survivants des cancers présentant un bon pronostic, cette différence n'est pas significative : les intervalles de confiance des *odds ratio* se recoupent (PCS- : OR = 3,1, IC95 = [2,0 ; 4,8] ; PCS+ : OR = 2,3, IC95 = [1,7 ; 2,9]).

7. Taux de transition comparés, par PCS en deux classes, de et vers les statuts d'emploi et de non-emploi, entre les survivants au cancer présentant un mauvais pronostic et des individus de la population générale

PCS-	$t_1 = t_0 + 2$ ans		Total
	En emploi	Pas en emploi	
t_0			
En emploi	123 $0,647 = 0,901 - 0,254^{**}$	67 $0,353 = 0,099 + 0,254^{**}$	190 0,728
Pas en emploi	2 $0,028 = 0,124 - 0,096^*$	69 $0,972 = 0,876 + 0,096^*$	71 0,272
Total	125 $0,479 = 0,691 - 0,212^{**}$	136 $0,521 = 0,309 + 0,212^{**}$	261

PCS+	$t_1 = t_0 + 2$ ans		Total
	En emploi	Pas en emploi	
t_0			
En emploi	320 $0,773 = 0,900 - 0,127^{**}$	94 $0,227 = 0,100 + 0,127^{**}$	414 0,830
Pas en emploi	10 $0,118 = 0,349 - 0,231^*$	75 $0,882 = 0,651 + 0,231^*$	85 0,17
Total	330 $0,661 = 0,822 - 0,161^{**}$	169 $0,339 = 0,179 + 0,161^{**}$	499

Sources : enquête emploi (2000-2002) et enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes d'une maladie longue ou chronique, calculs des auteurs.

4. Discussion

Parmi ceux des survivants au cancer qui étaient en emploi au moment du diagnostic (et à l'exception de ceux qui sont encore en congé maladie), 77,5 % sont toujours en emploi deux ans plus tard. Ce pourcentage doit être comparé avec le chiffre de 90,1 % qui caractérise le taux « spontané » de transition dans l'enquête emploi. Il y a cependant un éventail assez large de valeur pour ce taux de transition, des travailleurs manuels aux PCS non manuelles, et des bons pronostics de guérison aux pronostics les plus pessimistes... Pour les survivants présentant les pronostics les plus mauvais, la probabilité de retour à l'emploi à deux ans décroît à 0,773 pour les PCS+ et à 0,647 pour les PCS-. Dans une méta analyse sur 14 publications allant de 1985 à 1999 (Spelten *et al.*, 2003), on retrouve un taux d'emploi de 62 % parmi des individus en emploi au moment de leur diagnostic de cancer. Cependant, le champ d'étude de ces publications n'est pas nécessairement le même : certaines s'intéressent à un cancer en particulier, souvent le cancer du sein mais pas seulement (Bradley *et al.*, 2005; Bradley and Bednarek, 2002; Chirikos *et al.*, 2002a; Chirikos *et al.*, 2002b; Drolet *et al.*, 2005 et Razavi *et al.*, 1993) ; d'autres étudient tous les cancers

enregistrés dans des régions géographiques précises, voire dans des hôpitaux référents (Rothstein *et al.*, 1995 ; Short *et al.*, 2005 ; Bradley and Bednarek, 2002 and Choi *et al.*, 2006).

Concernant le rôle des Professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) dans la perte d'emploi, rappelons d'abord que la difficulté réside dans la capacité à distinguer les causes potentielles des différences observées : sont-elles liées au type de la maladie (type de cancer ou sévérité du pronostic) ou à la nature de l'emploi (pénibilité) ? L'apport essentiel de notre étude est de rendre possible, grâce à la méthode proposée, une décomposition de ces deux sources d'hétérogénéité. Il y a déjà, nos statistiques le confirment, une base épidémiologique aux écarts constatés dans les taux de transition vers l'emploi. En effet, le pronostic de guérison est significativement plus mauvais pour les PCS-, et par conséquent peut contribuer à expliquer en partie ces écarts. Il existe cependant une deuxième explication qui ne dépend d'aucune différence épidémiologique. Toutes choses égales par ailleurs, le taux de retour à l'emploi est nettement plus faible pour les PCS-.

Les deltas (diminution des probabilités de retour à l'emploi) peuvent être décrits ainsi :

Δ et fréquences f, 1-f	Mauvais pronostic	Bon pronostic	Total
Survivants au cancer PCS-	0,254 $f=0,584$	0,138 $1-f=0,416$	0,206
Survivants au cancer PCS+	0,127 $f=0,466$	0,069 $1-f=0,534$	0,096
Δ standardisé pour les survivants au cancer PCS-			0,192

Si nous standardisons les données par la composition en PCS entre les individus à mauvais pronostic et ceux à bon pronostic, le résultat est clair : l'écart de 0,11 (= 0,206-0,096) entre le delta des PCS- et celui des PCS+ pourrait être partitionné en un effet de composition liée à la gravité de la maladie de 0,014 (=0,206-0,192) et un effet PCS/dépendant de 0,096 (= 0,192-0,096). Cet écart résiduel de 0,096, non épidémiologique, est une mesure nette du handicap relatif des travailleurs manuels à retourner à l'emploi après un cancer. Ce résultat nous permet de conclure que 90 % de la difficulté relative des PCS- à rester en emploi est liée à la nature même de leur emploi.

Plusieurs hypothèses peuvent être avancées pour expliquer ce non retour à l'emploi plus important pour les PCS les moins favorisées. Une explication pourrait être fournie par le système français de protection sociale : celui-ci offrirait aux travailleurs les moins qualifiés un revenu de substitution (la pension liée au constat d'une réduction de la capacité de travail) avec un « taux de remplacement » plus intéressant que pour les cadres, ce qui pourrait contribuer à les détourner plus fréquemment de l'emploi. Mais les contraintes liées à l'emploi lui-même sont aussi très importantes. Par exemple, les aménagements de postes sont certainement d'autant moins réalisables que le travail est de nature manuelle (Barnay, 2005 ; Molinié, 2006). Avec

des possibilités limitées de requalification de poste, la probabilité de perte d'emploi est augmentée pour les travailleurs peu qualifiés (Satariano et DeLorenze, 1996). Enfin, à cause de la pénibilité même des métiers ouvriers, souvent basés sur un travail engageant le corps et sa puissance physique, le cancer entraînerait de plus grandes atteintes professionnelles que chez les cadres, ces derniers conservant à l'inverse dans la plupart des cas de cancer leur aptitude à travailler la « matière intellectuelle ».

Quoiqu'il en soit, les statistiques désormais disponibles grâce à l'enquête Cancer montrent non seulement que beaucoup de personnes atteintes survivent après un cancer (ce que, sur le plan purement médical, les taux de survie récents documentaient déjà) mais qu'elles peuvent avoir, à deux ans du diagnostic, des conditions de vie qui les rapprochent de la population générale. Ceci plaide bien sûr pour la continuation et le renforcement des politiques d'aménagement des conditions de vie des personnes à risque de santé aggravé (accès au crédit, aménagement des horaires du travail). Nous avons pu montrer cependant qu'un problème spécifique existait concernant les travailleurs manuels, pour lesquels le retour à l'emploi est plus difficile indépendamment de la gravité relative des cancers qui les touchent. Une politique générale de protection de l'emploi des travailleurs face à la maladie peut de ce fait s'avérer sous dimensionnée pour certains types de travailleurs, dont les difficultés accrues seraient négligées, quand bien même la politique serait modulée selon la gravité des cas.

Les auteurs remercient la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) et le comité scientifique *ad hoc* qu'elle a réuni pour l'exploitation de « l'enquête nationale sur les conditions de vie des personnes atteintes 2004 » : Guy-Robert Auleley (RSI, Paris), Pascal Auquier (Université de la Méditerranée, Marseille), Philippe Bataille (Université Lille 3, Lille), Nicole Bertin (CNAMTS, Paris), Frédéric Bousquet (HAS, Paris), Anne-Chantal Braud (Institut Paoli-Calmettes, Marseille), Chantal Cases (IRDES, Paris), Sandrine Cayrou (Toulouse), Claire Compagnon (Paris), Paul Dickes (Université Nancy 2 – GRAPCO – LABPSYLR, Nancy), Pascale Grosclaude (Registre du cancer du Tarn, Albi), Anne-Gaëlle Le Corroller-Soriano (INSERM U379, Marseille), Laëtitia Malavolti (INSERM U379, Marseille), Catherine Mermillod (DREES, Paris), Jean-Paul Moatti (Université de la Méditerranée – INSERM U379, Marseille), Nora Moumjid-Ferdjaoui (GRESAC – Université Lyon 1, Lyon), Marie-Claude Mouquet (DREES, Paris), Lucile Olier (DREES, Paris), Frédérique Rousseau (Institut Paoli-Calmettes, Marseille), Christine Scaramozzino (Ligue Nationale contre le Cancer, Paris), Florence Suzan (Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice), Vincent Van Bockstael (CCMSA, Paris), Alain Weill (CNAMTS, Paris). L'Institut national du cancer, InCa, et l'Association pour la recherche sur le Cancer, ARC, ont également participé au financement des travaux de recherche.

Références bibliographiques

- BARNAY T., 2005 : « Santé déclarée et cessation d'activité », *Revue Française d'Économie*, (20):73-106.
- BARNAY T., F. JEGER, 2006 : « Quels dispositifs de cessation d'activité pour les personnes en mauvaise santé ? », *Questions d'économie de la santé IRDES*, n° 108.
- BLOOM J. R., S.L. STEWART, S. CHANG and P.J. BANKS, 2004 : « Then and now: quality of life of young breast cancer survivors », *Psycho-oncology*, 13: 147-160.
- BRADLEY C. J., H. L. BEDNAREK, 2002 : « Employment patterns of long term cancer survivors ». *Psychooncology*, 11:188-198.
- BRADLEY C., D. Neumark, H. Bednarek, et al., 2005 : « Short-term effects of breast cancer on labor market attachment: results from a longitudinal study », *Journal of Health Economics*, (24):137-160.
- CHIRIKOS T.N., A. Russell-Jacobs, A.B. Cantor, 2002a : « Indirect economic effects of long-term breast cancer survival », *Cancer Pract*, (10):248-55.
- CHIRIKOS T.N., A. Russell-Jacobs, P.B. Jacobsen, 2002b : « Functional impairment and the economic consequences of female breast cancer », *Womens Health*, 36:1–20. 5.
- CHOI K.S., E.J. Kim, J.H. Lim, et al., 2006 : « Job loss and reemployment after a cancer diagnosis in Koreans-a prospective cohort study », *Psychooncology*.
- GANZ P.A., A. COSCARELLI, C. FRED et al., 1996 : « Breast cancer survivors: psychological concerns and quality of life », *Breast Cancer research and treatment*, 38: 183-199.
- GREAVES-OTTE J.G., J. GREAVES, P.M. KRUYT, et al., 1991 : « Problems at social re-integration of long-term cancer survivors », *Eur J Cancer* (27):178-81.
- HOFFMAN B., 1989 : « Cancer survivors at work: job problems and illegal discrimination », *Oncol Nurs Forum*, (16):39-43.
- HOFFMAN B., 1991 : « Employment discrimination: another hurdle for cancer survivors », *Cancer Invest* (9):589-95.
- HOFFMAN B., 1999 : « Cancer survivors' employment and insurance rights: a primer for oncologists », *Oncology (Williston Park)* (13):841-6; discussion 846, 849, 852.
- HOFFMAN B., 2005 : « Cancer survivors at work: a generation of progress », *CA Cancer J Clin*, (55):271-80.

- LE CORROLLER A.G., L. MALAVOLTI, C. MERMILLIOD, 2006 : « Les conditions de vie des patients atteints du cancer deux ans après le diagnostic », *Drees, Études et Résultats* 2006 (486).
- MALAVOLTI L., A. Paraponaris, B. Ventelou, 2008 : « La reprise du travail après un diagnostic de cancer : un processus distinct entre hommes et femmes », *Working paper, Inserm U912*, Marseille.
- MAUNSELL E., C. BRISSON, L. DUBOIS, S. LAUZIER, A. FRASER, 1999 : « Work problems after breast cancer: an exploratory qualitative study », *Psychooncology*, 8:467-473.
- MAUNSELL E., M. DROLET, J. BRISSON, et al., 2004 : « Work situation after breast cancer: results from a population-based study, *J Natl Cancer Inst*, (96):1813-22.
- MOLINIÉ A., 2006 : « La santé au travail des salariés de plus de 50 ans », In: *Insee, ed., Données sociales-La société française*. Paris: Insee : 543-553.
- ROTHSTEIN M. A., K. KENNEDY, K. J. RITCHIE, et al., 1995 : « Are cancer patients subject to employment discrimination? », *Oncology (Williston Park)*, (9):1303-6; discussion 1311-2, 1315.
- SATARIANO W. A., G.N. DELORENZE, 1996 : « The likelihood of returning to work after breast cancer », *Public Health Rep*; 111 (3): 236-41.
- SCHAGEN S. B., F. VAN DAM, M. J., Muller, W. Boogerd, J. Lindeboom, P. F. BRUNING, 1999 : « Cognitive deficits after postoperative adjuvant chemotherapy for breast carcinoma », *Cancer*, 85:640-650.
- SHORT P. F., J. J. VASEY, K. TUNCELI, 2005 : « Employment pathways in a large cohort of adult cancer survivors », *Cancer*, (103):1292-301.
- SPELTEN E.R., M. A. J. SPRANGER, J. VERBEEK, 2002 : « Factors reported to influence the return to work of cancer survivors: a literature review », *Psychooncology*, 11:124-131.
- SPELTEN E. R., J. H. VERBEEK, A. L. UITTERHOEVE, et al., 2003 : « Cancer, fatigue and the return of patients to work-a prospective cohort study », *Eur J Cancer* (39):1562-7.
- TASKILA T., M. L. LINDBOHM, R. MARTIKAINEN, et al., 2006 : « Cancer survivors' received and needed social support from their work place and the occupational health services », *Support Care Cancer*, (14):427-35.
- VAN DER WOUDE J. C., J. G. GREAVES-OTTE, J. GREAVES et al., 1992 : *Occupational reintegration of long-term cancer survivors*, *J Occup Med*, (34):1084-9.

ANNEXE I

Méthode alternative à la technique d'appariement pour estimer les écarts dans les taux de transition entre survivants au cancer et population générale

Une autre méthode permettant l'estimation des matrices de transition et les deltas correspondants consiste à réaliser des régressions logistiques multinomiales sur chaque échantillon séparément (enquête Cancer et enquête Emploi), ce qui nous permet un gain de puissance puisque l'on analyse l'ensemble de l'échantillon « emploi » au lieu d'en extraire un sous échantillon apparié.

La régression est en fait réalisée pour chaque sous-échantillon d'individus appartenant à un des quatre statuts professionnels (en emploi, au chômage, retraité, inactif) en t_0 (= 2000 pour l'enquête emploi et = 2002 pour l'enquête Cancer) (ce qui conduit à huit régressions indépendantes, i.e. quatre pour chaque enquête).

La variable dépendante peut prendre quatre valeurs différentes correspondant à ces mêmes quatre statuts en t_1 ($t_0 + 2$ ans). Ainsi, chaque régression i (indice de ligne dans les matrices de transition) conduit à l'estimation de quatre probabilités p_{ij} (j étant l'indice de colonne): le taux de transition d'un état professionnel i en t_0 vers un autre état j en t_1 , pour un vecteur de valeurs donné des variables indépendantes (ou strate).

(i, j = en emploi, au chômage, retraité, inactif)

(variables indépendantes = sexe, âge – en trois classes d'âge –, vie en couple oui/non, taille d'unité urbaine – en 2 dimensions –, instruction – en 4 niveaux –, PCS – en deux classes : PCS– et PCS+, secteur d'emploi – public, privé ou indépendant –, et temps de travail – temps complet ou partiel).

On écrit ainsi l'équation de régression pour chaque échantillon :

$$\text{logit } p_{ij} = \beta_{\text{constante}} + \beta_{\text{sexe}} * \text{sexe} + \beta_{\text{age}} * \text{age} + \beta_{\text{couple}} * \text{couple} + \beta_{\text{urbain}} * \text{urbain} + \beta_{\text{instruction}} * \text{instruction} + \beta_{\text{PCS}} * \text{PCS} + \beta_{\text{secteur}} * \text{secteur} + \beta_{\text{temps-travail}} * \text{temps-travail}$$

Nous pouvons alors calculer la distribution des probabilités attendues pour les survivants au cancer d'une part et pour la population générale d'autre part.

La moyenne des p_{ij} sur l'ensemble de chaque échantillon donne ainsi une estimation des 4 cellules j de chaque ligne i . Mais pour permettre une comparaison robuste de ces moyennes deux à deux, nous devons au préalable standardiser l'échantillon de l'enquête Emploi suivant la structure par strate de celui de l'enquête Cancer. Les deltas sont alors donnés par les différences de ces moyennes pondérées.

Nous présentons dans cette annexe les résultats se rapportant à la première ligne des matrices de transition, c'est-à-dire celle qui correspond aux sous-échantillons d'individus en emploi en t_0 . Les p_1 , p_2 , p_3 et p_4 sont donc les probabilités d'être respectivement en emploi, au chômage, retraité ou inactif en t_1 , quand on était en emploi en t_0 .

Enquête Emploi (estimation sur 15770 individus en emploi en 2000)			
	Signification globale des variables indépendantes		
	DF	Chi 2 de Wald	Pr > Chi 2
Sexe	3	46,5219	<0,0001
Âge (en 3 classes)	6	191,4044	<0,0001
Vie en Couple	3	14,3660	0,0024
Taille d'unité urbaine	3	9,2291	0,0264
Niveau d'instruction	9	37,5137	<0,0001
PCS	12	19,6145	0,0747
Secteur d'emploi	6	128,3144	<0,0001
Temps de travail	3	131,9338	<0,0001

Ce modèle conduit aux moyennes de probabilités attendues (standardisées sur la composition en strate de l'enquête Cancer) suivantes :

$$p_1 = 0,914 ; p_2 = 0,024 ; p_3 = 0,025 ; p_4 = 0,037.$$

Enquête Cancer (estimation sur 1218 survivants au cancer en emploi en 2002)			
	Signification globale des variables indépendantes		
	DF	Chi 2 de Wald	Pr > Chi 2
Sexe	3	2,8401	0,4169
Age (en 3 classes)	6	33,9492	<,0001
Vie en Couple	3	4,9029	0,1790
Taille d'unité urbaine	3	0,3002	0,9600
Niveau d'instruction	9	24,3676	0,0038
PCS	12	31,3233	0,0018
Secteur d'emploi	6	39,1056	<,0001
Temps de travail	3	0,8780	0,8307

$$p_1 = 0,7750 ; p_2 = 0,0698 ; p_3 = 0,0411 ; p_4 = 0,1141.$$

Nous obtenons ainsi ¹ :

$\Delta_1 = - 0,139$	avec un intervalle de variation à 95 % =	$[- 0,304 ; - 0,012]$
$\Delta_2 = + 0,046$		$[0,004 ; 0,014]$
$\Delta_3 = + 0,016$		$[- 0,033 ; 0,096]$
$\Delta_4 = + 0,077$		$[0,005 ; 0,208]$

Ces estimations sont similaires à celles obtenues avec la méthode d'appariement. La différence peut s'expliquer en partie par le fait qu'un nombre moins important de variables de contrôle entraient dans les critères d'appariement.

Par ailleurs, nous pouvons noter que tous les intervalles de variation excluent la valeur zéro à l'exception de celui correspondant au delta de transition vers le statut de retraite. Avec la méthode d'appariement nous avons obtenu un résultat concordant : c'était le seul état pour lequel le delta n'était pas significatif à 5 % (et très certainement en raison d'un manque d'effectif, non résolu ici par l'augmentation de l'échantillon emploi).

1. On peut donner, avec le delta, son intervalle de variation statistique : en effet, les deltas peuvent être calculés, pour chaque strate (ou « profil-type ») autant de fois que celle-ci correspond à un individu de l'enquête Cancer. On obtient ainsi une distribution empirique des deltas : nous en proposons la moyenne comme estimation du différentiel de taux de transition entre population générale et survivants au cancer. Par ailleurs, les intervalles de variation à 95 % reflètent la distribution des deltas autour de cette valeur moyenne (ou plus exactement autour de la médiane dont la valeur est très proche).

ANNEXE II

Matrices de transition stratifiées sur l'âge

All.1. Probabilités de transition comparées pour les individus de moins de 50 ans en t_0

t_0	$t_1 = t_0 + 2$ ans					Total
	En emploi	Au chômage	Retraité	Inactif		
En emploi	569 $0,834 = 0,922 - 0,088^{****}$	47 $0,069 = 0,031 + 0,038^{***}$	6 $0,009 = 0,003 + 0,006$	60 $0,088 = 0,044 + 0,044^{***}$	682 0,870	
Au chômage	12 $0,300 = 0,450 - 0,150$	18 $0,450 = 0,325 + 0,125$	0	10 $0,250 = 0,225 + 0,025$	40 0,051	
Retraité	0 $0,250 = 1,000 - 0,750$	1 $0,750 = 0,000 + 0,750$	3	0	4 0,005	
Inactif	4 $0,069 = 0,276 - 0,207$	3 $0,052 = 0,035 + 0,017$	0	51 $0,879 = 0,689 + 0,190$	58 0,074	
Total	585 $0,746 = 0,849 - 0,103^{****}$	69 $0,088 = 0,047 + 0,041^{****}$	9 $0,012 = 0,003 + 0,009^*$	121 $0,154 = 0,101 + 0,053^{****}$	784 1,000	

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$; **** $p < 0,0001$.

All.2. Probabilités de transition comparées pour les individus de plus de 50 ans en t_0

t_0	$t_1 = t_0 + 2$ ans				Total
	En emploi	Au chômage	Retraité	Inactif	
En emploi	375 $0,700 = 0,862 - 0,162^{****}$	38 $0,071 = 0,028 + 0,043^{****}$	44 $0,082 = 0,071 + 0,011$	79 $0,147 = 0,039 + 0,108^{****}$	536 0,729
Au chômage	4 $0,074 = 0,296 - 0,222$	33 $0,611 = 0,296 + 0,315$	6 $0,111 = 0,019 + 0,092$	11 $0,204 = 0,389 - 0,105$	54 0,074
Retraité	0 $0,000 = 0,200 - 0,200$	0 —	46 $0,939 = 0,650 + 0,289$	3 $0,061 = 0,150 - 0,089$	49 0,067
Inactif	0 $0,000 = 0,110 - 0,110$	0 $0,000 = 0,044 - 0,044$	4 $0,042 = 0,088 - 0,046$	92 $0,958 = 0,758 + 0,200$	96 0,131
Total	379 $0,516 = 0,702 - 0,186^{****}$	71 $0,097 = 0,050 + 0,047^{****}$	100 $0,136 = 0,086 + 0,050^*$	185 $0,252 = 0,163 + 0,089^{****}$	735 1,000

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$; **** $p < 0,0001$.