

L'effet des arrêts maladie sur les trajectoires professionnelles

Thomas Barnay¹, Julie Favrot², Catherine Pollak³

Version provisoire (novembre 2013)⁴ – ne pas citer

Résumé : Cette étude analyse la dynamique des trajectoires des salariés consécutive à des arrêts maladie. Nous mobilisons des données administratives de carrière et de dépenses de santé des salariés du privé affiliés au Régime Général (panel Hygie 2005-2008), et mettons en œuvre une typologie pour étudier les transitions sur le marché du travail entre cinq états (emploi sans arrêt, emploi avec peu d'arrêts, emploi avec arrêts longs, chômage et activité réduite, et non emploi). Le recours à un modèle multinomial dynamique à effets fixes nous permet d'estimer en quoi le passage par un état en $t-1$ s'avère discriminant pour prédire l'état occupé en t en distinguant la dépendance d'état de l'hétérogénéité inobservée. Nous observons que le retour à l'emploi des chômeurs ou des inactifs est plus souvent marqué par l'absence de prise d'arrêts dans l'année. Les arrêts de courte durée s'avèrent effectivement pénalisants sur la trajectoire une fois que l'on prend en compte l'hétérogénéité individuelle. En dehors des congés maternité, les arrêts longs semblent pénaliser durablement les trajectoires professionnelles des salariés.

Abstract: This study investigates the effects of sick leaves on individual transitions on the labour market. We use longitudinal administrative data (Hygie 2005-2008) containing the career history of private sector employees and their medical consumption, and implement a typology to study labour market transitions between five statuses (employed without sick leave, employed with short sick leaves, employed with long or repetitive sick leaves, unemployed, and removed from the labor market). A dynamic multinomial transition model with fixed effects is used to estimate the effect of sick leaves in $t-1$ on labour market outcomes in t by isolating this state dependency from unobserved heterogeneity. Thus, we find that unemployed or inactive individuals returning to employment are likely not to take any sickness leaves. After controlling for individual heterogeneity, it appears indeed that the risk of descending trajectories is higher for employees with sickness leaves. Except for maternity leaves, recurrent or long sickness leaves appear strongly penalizing

Mots clés: Arrêts maladie, trajectoires professionnelles, genre, modèle de transition

Code JEL : J21, I14, C22

¹ Erudite, Université Paris-Est Créteil et Tepp FR n°3435 - CNRS, barnay@u-pec.fr

² Auteur correspondant, BETA, Université de Lorraine, julie.favrot@gmail.com

³ DREES, Centre d'économie de la Sorbonne, catherine.pollak@sante.gouv.fr

⁴ Les points de vue exprimés dans cette étude doivent être considérés comme propres à leurs auteurs et ne sauraient en aucun cas engager la DREES. Les auteurs tiennent à remercier Sylvie Blasco (Gains, Université du Maine), Thibault Brodaty (Erudite, Université Paris-Est Créteil), Elise Coudin (Crest), Renaud Legal (Drees), et Julie Rochut (Drees) pour leurs conseils et leur appui méthodologique, ainsi que Thierry Magnac (TSE) pour leur avoir fourni ses programmes Gauss. Ils remercient également Pierre Blanchard (Erudite, Université Paris-Est Créteil), Pierre-Jean Messe (Cee et Gains, Université du Maine), et Yann Videau (Erudite, Université Paris-Est Créteil), pour leurs commentaires sur une première version de cet article. Ils restent évidemment seuls responsables des limites ou inexactitudes de leur travail.

Depuis la fin des Trente Glorieuses, les trajectoires professionnelles des individus ont connu de profondes mutations, notamment avec l'augmentation du chômage et l'émergence des contrats précaires. Si les profils de carrières continues demeurent majoritaires, les carrières discontinues sont de plus en plus nombreuses interrogeant la qualité de l'insertion professionnelle des jeunes (Havet, 2006 ; Blasco et Givord, 2010), les transitions au cours de la vie active (Erhel, Guergoat-Larivière, 2013) ou encore les modalités de départ à la retraite (Briard, 2008 ; Barnay et Briard, 2009). Traditionnellement, les économistes se sont surtout intéressés à l'impact du niveau de diplôme pour expliquer les trajectoires professionnelles des individus (Mincer, 1991, Riddell, Song, 2011). Plus récemment, le rôle des choix familiaux (Pailhé, Solaz, 2007), des contrats de travail (Blasco, Givord, *op. cit.*) voire des institutions (Erhel, Guergoat-Larivière, 2013) a été souligné. L'analyse des liens entre santé et participation au marché du travail fait quant à elle l'objet d'une littérature relativement jeune mais en pleine expansion, qui s'est au départ principalement concentrée sur l'impact de la santé sur le passage à la retraite (Lumsdaine, Mitchell, 1999) puis sur les comportements de l'offre de travail en général (Lindeboom, 2006 ; Tessier, Wolff, 2005).

La compréhension des trajectoires professionnelles consécutives à des épisodes de maladie présente un enjeu fort en termes de politiques publiques de sécurisation des trajectoires professionnelles. Si l'on sait évaluer le coût des arrêts maladie pour l'Assurance Maladie (11,7 milliards d'euros soit 6,7 % des dépenses de santé en 2011 (DREES, 2013), on ignore encore largement leurs effets sur les parcours professionnels. Cet enjeu est de taille en France, car si la part de la richesse consacrée à l'indemnisation de l'invalidité et de l'incapacité (respectivement 0,7% du PIB) y est inférieure à la moyenne des pays de l'OCDE, les taux d'emploi des personnes ayant des incapacités y sont plus faibles (OCDE, 2010). Les transitions y apparaissent également moins favorables et plus inégalitaires que dans les pays voisins (Erhel, Guergoat-Larivière, 2013). La question de la persistance dans les dispositifs d'indemnisation, et notamment pour les personnes ayant des incapacités, constitue donc un enjeu important et appelle à un renforcement des analyses dynamiques des trajectoires.

En analysant l'effet des épisodes d'arrêt maladie sur les trajectoires professionnelles des salariés, cet article contribue à la littérature sur les liens entre santé et participation au marché du travail à trois principaux égards.

Premièrement, cette littérature mobilise généralement des indicateurs d'état de santé perçue et de santé dite objective (morbidité diagnostiquée ou données administratives) qui sont soumis à des biais d'endogénéité multiples (justification et hétérogénéité sociale pour les premiers ; de mesure pour les seconds). Comparativement à ces deux types de mesures, les arrêts maladie présentent plusieurs propriétés intéressantes. Comme la délivrance d'un arrêt maladie est soumise à une expertise médicale, cet indicateur ne souffre pas de biais déclaratifs. De plus, les arrêts maladie sont par définition délivrés en cas d'incompatibilité entre l'état de santé de l'individu et l'exercice de son travail, et constituent ainsi une mesure pertinente et objectivée de l'incapacité temporaire de travailler. Ils sont alors susceptibles d'affecter directement les comportements de la demande de travail (pénalités, discriminations, etc.).

Deuxièmement, la mise en œuvre d'une stratégie d'estimation sur données de panel permet d'isoler l'effet propre des épisodes d'arrêts maladie sur les trajectoires professionnelles. Nous mobilisons des données administratives (panel Hygie 2005 à 2008) pour analyser les trajectoires professionnelles des salariés du privé âgés de 25 à 55 ans et confrontés à des arrêts maladie. Un modèle logistique multinomial est mis en œuvre afin de comparer les trajectoires

professionnelles. Nous examinons notamment les risques de trajectoires professionnelles descendantes selon que les périodes d'emploi précédentes aient été ou non caractérisées par des arrêts maladie. La modélisation dynamique à effets individuels fixes (Magnac, 2000) permet d'isoler l'effet des arrêts maladie de l'hétérogénéité inobservée pouvant influencer à la fois la prise d'arrêts maladie et la situation sur le marché du travail.

Troisièmement, cet article apporte des éléments de compréhension sur l'impact graduel des interruptions de travail liées à la santé sur l'intégration sur le marché du travail. Les trajectoires consécutives à des arrêts maladie sont analysées à l'aide d'un modèle de transition entre cinq états d'insertion professionnelle. L'apport de cette typologie est de donner une information plus riche sur la situation des individus qu'une distinction emploi/non emploi et permet d'analyser les trajectoires au regard du degré d'intégration sur le marché du travail. Nous nous intéressons en premier lieu aux transitions vers le chômage et le non emploi effectuées par les hommes et les femmes pour lesquels on observe des interruptions de travail liées à la santé, et distinguons, au sein de l'échantillon féminin, l'effet des interruptions de travail de longue durée selon que celles-ci sont attribuables à des épisodes de maladie ou de maternité.

Dans la suite de l'article, nous dressons un état des lieux sur la littérature économique recouvrant le champ de l'effet de la santé, et plus spécifiquement des arrêts maladie, sur les trajectoires professionnelles (1), avant de présenter les données et la typologie des trajectoires professionnelles retenue (2). Nous décrivons ensuite la stratégie économétrique (3), et présentons les résultats de nos estimations (4). La dernière partie propose une discussion conclusive (5).

1. Revue de littérature

Cette étude se situe dans la lignée des travaux traitant de l'effet de la santé sur les comportements d'offre de travail en général et, plus particulièrement, des conséquences de l'absentéisme sur les trajectoires professionnelles. Cette littérature s'est formée autour du constat d'une forte corrélation entre état de santé et participation au marché travail. Une des hypothèses avancées est que les individus sont sélectionnés sur le marché du travail en fonction de leur état de santé. Ce phénomène aussi appelé *healthy worker effet* ou *selection effect* pourrait s'expliquer par des comportements d'offre de travail, dont les arbitrages sont affectés par une préférence accrue pour le loisir lorsque l'état de santé se dégrade, mais également par des comportements de demande de travail qui peuvent écarter les individus en mauvaise santé du fait de leur faible productivité réelle ou supposée et du coût associé à l'aménagement des postes.

Les travaux empiriques ont, dans un premier temps, beaucoup étudié l'impact de la santé sur l'offre de travail au travers des comportements de départ à la retraite (Lindeboom, 2006) Bound *et al* montrent dès 1999, grâce à une spécification économétrique dynamique, l'impact d'une mauvaise santé sur un retrait précoce du marché du travail. Sur la population des séniors, Barnay (2005) trouve également un lien marqué entre dégradation de l'état de santé et cessation précoce d'activité en particulier pour les ouvriers. A partir de données d'enquête portant sur la population âgée de 30 à 54 ans, Jusot *et al.* (2008) trouvent également que les personnes qui se déclarent en mauvaise santé ont un risque de sortie définitive de l'emploi quatre ans plus tard, deux fois plus élevée que celles se déclarant en bonne santé. Des analyses sur données de panel britanniques, contrôlant de l'hétérogénéité inobservée concluent également à une relation positive entre l'état de santé général et mental et le salaire horaire chez les personnes en emploi (Contoyannis et Rice, 2001)

La principale difficulté méthodologique à laquelle se heurte cette littérature pour conclure à un effet causal réside dans la possibilité d'une causalité inverse du statut socioéconomique sur la santé. Plusieurs études ont ainsi soulevé l'effet néfaste de l'inactivité sur la santé perçue (Ross et Mirowsky, 1995) ou encore celui du chômage sur le risque de mortalité (Mesrine, 2000). Pour autant, la simultanéité des effets causaux fait débat. Ainsi, Tessier et Wolff (2005) sont les premiers en France à tenter de corriger ce biais de simultanéité grâce à un modèle à équations simultanées. Ils mettent en exergue uniquement l'impact négatif de l'état de santé dégradé sur l'offre de travail. En choisissant un choc exogène de perte d'emploi, Salm (2009) ne trouve aucun effet significatif sur l'état de santé perçue et sur les capacités à exercer des tâches de la vie quotidienne, dans les quatre années qui suivent la perte d'emploi. Haan et Myck (2009) ont recours à un modèle dynamique bivarié afin de saisir conjointement les corrélations entre mauvaise santé et non-emploi, à partir d'une population masculine âgée de 30 à 59 ans, et concluent quant à eux à un effet causal dans les deux directions.

En étudiant l'impact des interruptions de travail liées à la santé sur les trajectoires professionnelles, nous nous plaçons dans la continuité de la littérature documentant l'effet de la santé sur le statut occupé par les individus sur le marché du travail.

Nous nous en distinguons toutefois par l'indicateur de santé que nous utilisons. En effet, les précédentes études ont en commun de recourir à des indicateurs de santé perçue ou de santé objective. Les premiers souffrent de plusieurs biais notamment celui de justification dans la mesure où la déclaration d'un état de santé altéré peut être liée à une rationalisation du comportement de sortie du marché du travail (Bound, 1991). Par ailleurs, la comparabilité de ces indicateurs selon les catégories sociales, le genre et l'âge peut être compromise par l'existence de dissimilitudes vis-à-vis des normes et des attentes qui définissent la bonne santé (Akashi-Ronquest et al., 2011 ; Etilé et Milcent, 2006 ; Shmueli, 2003) ce qui conduit à des erreurs de mesure. A l'opposé, le recours aux mesures objectives (décès, morbidité, maladies chroniques, etc.) n'est pas totalement satisfaisant. Si ces indicateurs sont dit objectifs puisqu'ils ne s'appuient pas sur le ressenti des individus mais sur des faits reconnus médicalement, ils ont pour limite de ne donner qu'une information nécessairement incomplète de la santé. En outre, ils ne renseignent pas sur le degré d'adéquation entre état de santé et capacité de travail, ce qui peut se traduire par un biais de variable omise (Bound, *ibid*).

Pour ces raisons, nous avons recours, dans cette étude, aux arrêts maladie comme indicateur de santé. Ils présentent l'avantage de fournir une mesure à la fois objective, concrète et visible de l'incapacité temporaire de travail. Ces jours d'absence représentent un coût direct pour l'employeur (baisse de productivité, éventuel recrutement pour remplacer le salarié, aménagement de poste, désorganisation de la production...). C'est pourquoi, même si le droit du travail protège les salariés contre les discriminations liées à l'état de santé (article L1132-1 du Code du Travail), il est possible que des arrêts de travail répétés ou longs finissent par leur porter préjudice (moindre promotion, non renouvellement de contrat, licenciement, etc.).

Les travaux sur l'absentéisme considèrent d'ailleurs que les individus intègrent ces risques dans leurs choix de s'absenter. Les principaux modèles théoriques de l'absentéisme se placent dans un cadre où les absences procèdent d'un arbitrage entre travail et loisir (Allen, 1981). Dans ce cadre, l'utilité du loisir augmente *a priori* avec la maladie en raison d'un travail moins supportable ou de la baisse de productivité au travail⁵. Cependant, les salariés intègrent le coût d'opportunité de l'absence qui est d'autant plus élevé que le risque de sanctions est

⁵ Cette hypothèse vaut dans le cas où l'effet de substitution domine l'effet de revenu. On peut aussi envisager qu'une dégradation de la santé s'accompagne d'une préférence accrue pour le travail du fait du coût des soins ou de l'assurance santé associée au travail, mais cette hypothèse est *a priori* moins plausible dans des systèmes d'assurance santé universels, et *a fortiori* dans le cas français.

important. Dans un contexte d'asymétrie d'information sur l'état de santé des salariés, le repérage des arrêts injustifiés représente toutefois un coût de contrôle important pour les employeurs. Ces derniers peuvent alors préférer fixer un salaire d'efficienciafin d'empêcher les comportements de tire au flanc (*non shirking wage*) (Barmby *et al*, 1994). Les comportements d'abus, caractérisant cet absentéisme volontaire⁶, semblent cependant moins aisés en France puisque les arrêts maladie doivent être justifiés auprès de l'employeur par une prescription médicale dès le premier jour. Néanmoins, la littérature empirique française a montré que l'absentéisme est effectivement plus faible parmi les salariés en contrats précaires (Inan, 2013, (Chaupain-Guillot *et al*, 2007)) et que les arrêts de courte durée se réduisent en période de chômage (Lê et Reynaud, 2007) tendant ainsi à confirmer un effet « disciplinant » du chômage.

Si la littérature sur les déterminants de l'absentéisme semble ainsi bien confirmer que les salariés intègrent le risque de pénalités dans leurs comportements de recours aux arrêts maladie, peu d'études se sont intéressées à l'effet réel des arrêts sur le risque de chômage ou d'éviction du marché du travail, aucune à notre connaissance en France. Ce sont essentiellement les auteurs scandinaves qui ont étudié les conséquences des arrêts maladies sur la trajectoire professionnelle. Hansen (2000) montre un effet négatif de la prise d'arrêt maladie sur la trajectoire salariale en Suède mais seulement chez les femmes, chaque jour d'arrêt supplémentaire réduisant leur taux de salaire de 0,2%. Une étude de Hesselius (2007) a, quant à elle, démontré que l'augmentation du nombre d'arrêts maladie et de leur fréquence accroissait le risque de chômage. Plus récemment, Markussen (2012) a relevé qu'une augmentation d'un point de pourcentage du taux d'arrêts maladie se traduit par une baisse de la probabilité d'être en emploi deux ans plus tard. Pour les personnes restant en emploi, il observe également un impact négatif des arrêts maladie sur le salaire.

Afin d'analyser l'effet des épisodes d'arrêts maladie sur les trajectoires professionnelles, nous choisissons dans cette étude de recourir à un modèle multinomial dynamique, qui permet d'étudier l'effet des arrêts maladie sur une multiplicité de transitions possibles sur le marché du travail en tenant compte de la dépendance d'état (l'impact de la situation professionnelle passée sur la trajectoire future) et de l'hétérogénéité observée et inobservée.

Les modèles de transition sont utilisés depuis longtemps par les économistes car ils présentent l'intérêt de capter les dynamiques à l'œuvre sur le marché du travail. Ces recherches ont eu principalement pour objectif de déterminer l'impact de la formation et des formes de contrats précaires sur les transitions futures des individus sur le marché du travail. La principale difficulté méthodologique étant d'adapter les spécifications économétriques à des données de panel et à des variables qualitatives. De manière plus précise, ces modèles sont utilisés pour évaluer l'impact du passage dans un état une année sur les états futurs en intégrant dans la variable explicative une valeur retardée de la variable dépendante, ou en d'autres termes pour évaluer la dépendance d'état. Heckman (1981) attire l'attention sur un point méthodologique crucial : la distinction entre dépendance d'état et hétérogénéité inobservée. Les coefficients de dépendance d'état doivent être apurés de toute hétérogénéité afin de ne pas confondre l'effet du passage dans un état relativement à l'état initial avec ce qui relèverait de l'effet de composition au sein des états (hétérogénéité dans les caractéristiques individuelles). Parmi les recherches concernant le marché du travail français, les travaux de Magnac (2000) constituent une référence dans la mise en œuvre de modèles multinomiaux dynamiques. Afin d'évaluer l'impact des programmes de formation destinés aux jeunes actifs, il a recours à plusieurs modèles dynamiques dans lesquels sont étudiées les transitions entre six états sur le marché

⁶ Il a par exemple été démontré que les hommes suédois auraient tendance à recourir aux arrêts maladie pour suivre les compétitions sportives diffusées à la télévision (Skogman Thoursie, 2004)

du travail (formation dans le cadre d'un parcours scolaire, formation financée pour aider à trouver un emploi, chômage, emploi stable, emploi précaire). Pour s'affranchir du biais soulevé par Heckman (*ibid*), Magnac inclut des effets individuels fixes dans sa modélisation et propose un modèle multinomial dynamique à effets fixes. La même année Honoré et Kyriazidou proposent une alternative au modèle de Magnac (*ibid*), avec une spécification économétrique permettant d'ajouter des variables explicatives qui varient dans le temps alors que le modèle de Magnac n'autorise qu'une seule variable explicative, à savoir la valeur retardée de la variable dépendante. Cette stratégie d'estimation s'avère notamment utile pour prendre en compte l'effet des variations conjoncturelles sur les transitions des contrats temporaires vers l'emploi stable (Givord et Wilner, 2009). Le modèle de Magnac est repris ensuite par Kamionka et Beck (2012) pour évaluer la mobilité des salariés entre catégories socio-professionnelles, statuts et secteurs d'activité. D'autres études recourent à des effets aléatoires, à l'instar d'Havet (2006) dans une analyse de l'insertion professionnelle des jeunes tout en traitant le problème des conditions initiales en utilisant la méthode proposée par Wooldridge (2005). Enfin, Blasco et Givord (2010) proposent d'intégrer l'effet de la durée du passage dans un état en mettant en œuvre un modèle « multi-états multi-épisodes ». Elles montrent que la probabilité de passer d'un emploi temporaire à un emploi stable est non linéaire et dépend de la durée passée en emploi temporaire.

Dans cet article, un modèle de transition à *la Magnac* est estimé sur des données administratives en panel (base Hygie 2005-2008) pour retracer les trajectoires professionnelles et de santé des salariés cotisants au régime général âgés de 25 à 55 ans. Les trajectoires consécutives à des arrêts maladie sont analysées à l'aide d'un modèle dynamique de transition. Cinq états sont définis sur le marché du travail : emploi sans arrêt maladie, emploi avec peu d'arrêts, emploi avec arrêts longs ou fréquents, chômage ou activité réduite et éloignement du marché du travail. Cette typologie d'insertion professionnelle fournit une information plus riche et graduelle qu'une distinction emploi/non emploi. Nous nous intéressons notamment aux transitions effectuées par les individus caractérisés par des arrêts-maladie et tentons d'isoler l'effet de l'arrêt-maladie sur les trajectoires professionnelles descendantes.

2. Analyse descriptive

2.1. Base de données

Le système d'information sur les indemnités journalières Hygie (2005-2008) est issu d'un appariement des données du Système National de Gestion des Carrières (SGNC) et du Système National Statistiques Prestataires (SNSP), gérés par la Caisse nationale d'assurance maladie (CNAV), avec les données du Système national d'information inter-régimes de l'assurance maladie (SNIIR-AM) produites par la Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (CNAMTS). Ces fichiers sont utilisés pour calculer le montant des indemnités journalières ainsi que le montant des pensions de retraites. Il s'agit de la première base administrative française qui couple à la fois des informations sur les trajectoires professionnelles et les dépenses de santé des individus. L'intérêt de cette base est qu'elle contient tous les arrêts maladie indemnisés⁷ entre 2005 et 2008. Elle présente également un avantage du fait de sa taille puisque plus de 500 000 bénéficiaires de la CNAV âgés de 22 à 70 ans ont été échantillonnés.

⁷ Les arrêts maladie d'une durée inférieure au délai de carence (3 jours dans le cas général sauf en Alsace-Moselle où le délai de carence ne s'applique pas) ne sont donc pas reportés dans la base Hygie.

Pour les besoins de notre étude, nous restreignons l'analyse aux personnes âgées de 25 à 55 ans. Il s'agit ainsi d'écarter des transitions atypiques liées aux difficultés d'insertion des jeunes et aux comportements spécifiques de retrait anticipé du marché de travail à l'approche de l'âge de la retraite (Barnay, Briard, 2009). Les personnes percevant des indemnités ou rentes pour accident du travail ou maladie professionnelle ont également été supprimées de l'échantillon car les déterminants de leurs trajectoires professionnelles sont susceptibles de différer sensiblement de celles des personnes ayant eu des arrêts maladie (notamment du fait des contraintes spécifiques des employeurs vis-à-vis des victimes d'ATMP). Le modèle économétrique que nous mettons en œuvre nécessite un panel cylindré, c'est pourquoi les individus, dont les données de carrière ne sont pas disponibles de 2005 à 2008, sont supprimés de l'échantillon. En outre, les salariés affiliés à un régime de sécurité sociale autre que le Régime Général (RSI, MSA) sont retirés de l'échantillon puisque l'information dont nous disposons sur leur carrière est incomplète. Au final, notre échantillon se compose de 251 721 individus âgés de 25 à 55 ans en 2005 et ayant cotisé au moins une fois au régime général (Annexe 1).

2.2. Une typologie des trajectoires professionnelles

La base Hygie est construite à partir des fichiers administratifs utilisés pour établir le montant des remboursements de l'assurance maladie et des pensions de retraite ce qui assure une information de bonne qualité, mais nécessite de retravailler les données afin de les exploiter. En effet, certaines informations utiles n'apparaissent pas dans la base. C'est en particulier le cas du statut d'occupation qui ne distingue que les retraités des actifs.

Nous avons donc construit une typologie rendant compte du degré d'insertion professionnelle à partir des trimestres cotisés et des périodes assimilées recensés (PA)⁸ par les données de la CNAV et des arrêts maladie pour le versant Assurance Maladie. L'enjeu de cette classification est d'arriver à des états distincts qui reflètent le statut des individus vis-à-vis de l'emploi avec comme principale contrainte d'obtenir un nombre de catégories nécessaire (pour ne pas regrouper des individus trop dissemblables du point de vue de leur position sur le marché du travail) et suffisant (pour avoir assez d'effectifs dans chacune d'entre elles). Cette typologie conduit à définir un statut d'occupation pour chaque année en cinq états⁹ :

État 1, En emploi sans arrêt maladie : individus en emploi pour lesquels on n'observe aucun arrêt maladie dans l'année.

État 2, En emploi avec des arrêts peu nombreux et/ou peu fréquents : individus en emploi qui ont eu entre un et soixante jours d'arrêt maladie dans l'année.

État 3, En emploi longuement et/ou fréquemment en arrêt : individus en emploi qui ont eu plus de soixante jours d'arrêt de travail indemnisés dans l'année¹⁰.

État 4, Chômage ou activité réduite : individus qui ont connu une période de chômage ou qui n'ont eu qu'une présence réduite sur le marché du travail. Il peut également s'agir de personnes vivant des situations de sous-emploi.

État 5, Non emploi : individus qui n'ont pas été en emploi de l'année ou alors de manière mineure (moins de 200h). Il s'agit d'individus en marge du marché du travail : chômeurs de longue durée ou inactifs.

⁸ Les règles de validation des périodes assimilées sont présentées en annexe 2.

⁹ Voir annexe 3 pour les critères précis de construction des catégories.

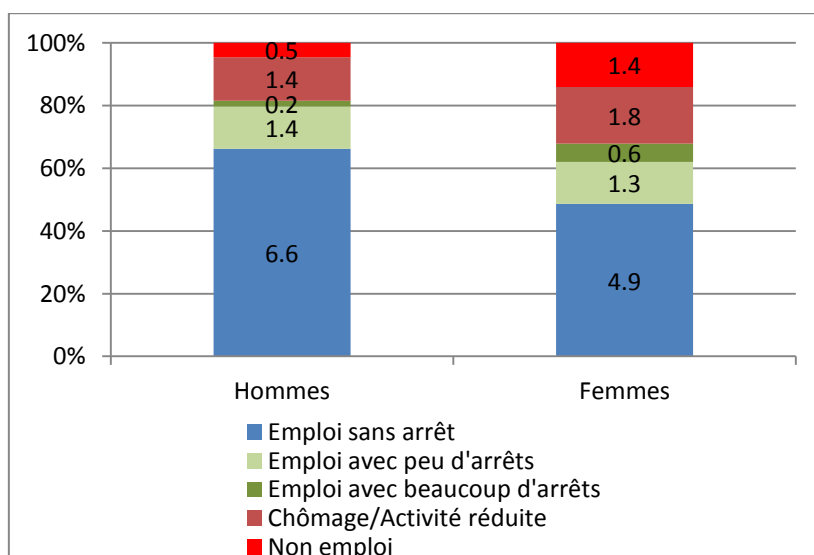
¹⁰ Le seuil de 60 jours d'arrêts maladie constitue le seuil de validation d'une période assimilée au titre de la maladie. Il constitue donc un seuil administratif au-delà duquel les arrêts maladie sont considérés dans le calcul des droits à la retraite. Cette catégorie intègre également les arrêts longs dus à des congés maternités.

Ces statuts sont construits de manière à établir une gradation dans l'insertion professionnelle des individus. Ils intègrent les épisodes d'arrêt maladie pour étudier l'impact des interruptions de travail liées à la santé sur les transitions effectuées par les individus d'une année à l'autre. Les arrêts-maladie sont explicitement intégrés dans les états 2 et 3 ; le *distinguo* entre les deux états permet de tenir compte de l'intensité des arrêts maladie. Nous construisons un *proxy* pour isoler, au sein de l'état 3, les interruptions de travail de longue durée selon que celles-ci soit imputables à des épisodes de longue maladie ou à des congés maternité (annexe 4). Nous avons souhaité isoler clairement l'effet des arrêts maladie (états 2 et 3) de celui du chômage et de l'inactivité (états 4 et 5).

2.3. Analyse descriptive des trajectoires

A l'aide de cette typologie, nous pouvons décrire les transitions individuelles observées entre 2005 et 2008. Les deux premiers états sont composés de salariés en emploi continu sur l'année dont la situation sur le marché du travail peut à ce titre être considérée comme stable. Ils représentent, pour l'année 2005, environ 80% des hommes et 62% des femmes, reflétant des taux d'emploi plus réduits chez les femmes (Graphique 1). Parmi eux, environ 17% des hommes et 21% des femmes ont connu des arrêts maladie d'une durée cumulée inférieure à 60 jours (état 2). L'état 3 comprenant les arrêts longs concerne trois fois plus de femmes que d'hommes, mais cet écart s'explique par l'exclusion des individus en ATMP (davantage d'hommes que de femmes) et l'inclusion des femmes ayant eu un congé maternité : la part de femmes dans cet état est réduite de 5,7% à 2,3% lorsqu'on écarte les congés maternité. Enfin environ un cinquième des hommes (18,5%) et près d'un tiers des femmes (32,3%) sont en marge du marché du travail en 2005 (état 4 et 5). Cet écart entre les hommes et les femmes est cohérent avec la différence de taux d'emploi entre ces deux sous-populations en population générale¹¹. Cependant, il est important de noter que cet écart entre hommes et femmes se réduit de génération en génération (Afsa, Buffeteau, 2006). En 1975, l'écart de taux d'emploi pour les 15-64 ans était de 31 points, il est inférieur à 8 points en 2012 (Insee, 2013).

Graphique 1 : Situation sur le marché du travail selon le genre en 2005



Champ : Hommes (n=124.199) et femmes (n=127.522) cotisants au RG âgés de 25 à 55 ans.

Source : Hygie (2005-2008)

¹¹ En 2005, d'après l'Insee, 58% des femmes et 69% des hommes de 15 à 64 ans étaient en emploi. Ces taux sont inférieurs de 10 points à ceux que nous obtenons à partir d'Hygie, ce qui peut s'expliquer par les taux d'emploi plus faibles des 15-25 ans et des plus de 55 ans exclus de notre échantillon.

Une comparaison des probabilités brutes de transitions annuelles en fonction de la présence ou non d'arrêts maladie mettent en lumière des constats intéressants (Tableaux 1 et 2). La diagonale permet d'observer des phénomènes d'inertie (le maintien dans le même état). L'emploi continu (état 1 en $t-1$) semble être le plus protecteur puisque 83 % des hommes et 78 % des femmes demeurent dans l'état 1 une année plus tard. Concernant les personnes ayant eu peu d'arrêts de travail (état 2), le retour à l'emploi continu concerne près de 60 % des hommes et 53 % des femmes ; ce chiffre chute à 38 % des hommes et 33 % des femmes lorsque l'état initial est l'état 3 (caractérisé par des arrêts maladies fréquents et/ou longs). La proportion d'individus concernés par des trajectoires descendantes selon l'état initial renseigne sur la nature *a priori* de la dépendance d'état et le caractère plus ou moins discriminant de l'état initial. Par construction, les états véritablement dégradés sont les états 3, 4 et 5. Il est en effet difficile de hiérarchiser l'emploi stable et l'emploi stable marqué par peu d'arrêts maladie. Lorsque le statut initial est l'emploi continu, 6 % des hommes et 8 % des femmes subissent une trajectoire dégradée (états 3, 4 et 5). A partir de l'état 2, ces proportions passent à 11 % et 13 % ; partant de l'état 3, elles passent à 38 % et 44 % respectivement. L'examen des transitions à partir de trois premiers états laissent clairement apparaître des différences de genre systématiquement au détriment des trajectoires féminines.

Tableau 1 : Transitions annuelles brutes entre états, population masculine

	en t					
en t-1	1	2	3	4	5	Total
1	82,6	11,7	1,4	3,7*	0,7	100,0
2	59,1	30,2	5,0	4,8	1,1	100,0
3	37,9	23,8	24,0	8,5	5,7	100,0
4	29,4	4,7	0,8	52,1	12,9	100,0
5	11,0	1,3	0,7	34,1	53,0	100,0
Total	68,7	13,0	2,2	11,4	4,8	100,0

Champ : Salariés du privé âgés de 25 à 55 ans

* *Lecture* : Parmi les hommes en emploi sans arrêt l'année en $t-1$ (état 1), 3,7% transitent vers le chômage ou d'activité réduite en t (état 4).

Source : Hygie (2005-2008)

Tableau 2 : Transitions annuelles brutes entre états, population féminine (hors congés maternité)

	en t					
en t-1	1	2	3	4	5	Total
1	77,5	14,4	2,0	5,2	0,9	100,0
2	53,4	33,5	6,1	5,7	1,3	100,0
3	32,9	23,1	25,1	10,0	8,9	100,0
4	28,3	5,8	1,2	52,0	12,6	100,0
5	7,7	1,3	0,4	23,4	67,2	100,0
Total	55,7	14,0	2,7	15,8	11,8	100,0

Champ : Salariés du privé âgés de 25 à 55 ans

* *Lecture* : Parmi les femmes en emploi sans arrêt l'année en $t-1$ (état 1), 5,2% transitent vers le chômage ou d'activité réduite en t (état 4).

Source : Hygie (2005-2008)

Ces résultats bruts ne permettent cependant pas de conclure à un effet causal des arrêts maladie sur les trajectoires ultérieures, puisqu'ils ne tiennent pas compte des différences de structure des populations situées dans les différents états initiaux (âge, état de santé, secteurs d'activité,...).

Pour identifier finement ces paramètres, nous avons par conséquent recours à un modèle dynamique des transitions afin de distinguer l'hétérogénéité individuelle (observée et non observée) et la dépendance d'état.

3. Méthodologie économétrique

L'objet de notre recherche est de déterminer les conséquences des interruptions de travail liées à la santé sur les trajectoires professionnelles. Nous optons pour des modèles logistiques multinomiaux qui permettent d'analyser les trajectoires sur le marché du travail dans leur variété (entre l'emploi, la maladie, le chômage et le non emploi). Afin d'adapter la structure d'un modèle de transition à notre question de recherche, nous avons intégré les interruptions de travail pour raison de santé dans la typologie de nos statuts d'occupation. Ainsi, les états 1, 2 et 3 rassemblent les individus en emploi, qui se distinguent selon la présence ou non d'interruptions de travail liées à la santé. Ce faisant, nous voulons observer en quoi avoir eu des interruptions de travail une année modifie les probabilités de transitions vers l'emploi, le chômage et l'inactivité, en distinguant les effets de ces interruptions de travail selon leur durée (états 2 et 3).

Pour ces raisons, nous introduisons une composante dynamique à nos logits multinomiaux puisque notre variable explicative d'intérêt est la valeur retardée de notre variable dépendante. Nous observons alors quel est l'effet propre du passage dans un état une année sur les transitions des salariés l'année suivante. Ceci nous permet notamment de mesurer la dépendance d'état liée à l'arrêt-maladie : en effet, la probabilité de traverser un épisode de maladie peut être influencée par le fait d'en avoir vécu dans le passé. Cette stratégie permet aussi de prendre en compte la causalité inverse : la probabilité de traverser un épisode de maladie peut être influencée par le statut d'occupation de l'année passée (un chômeur ayant retrouvé un emploi peut être plus réticent à prendre des arrêts maladie de peur de perdre son emploi).

Heckman (1981) soulève les difficultés liées à l'observation de la dépendance d'état. D'après lui, si on peut avoir l'impression que les états passés peuvent servir à prédire les états futurs, c'est en raison de deux effets : la vraie dépendance d'état ("*true state dependence*") et la fausse dépendance d'état ("*spurious state dependence*"). D'une part, il se peut que les régularités empiriques que l'on observe soient en réalité le produit des caractéristiques individuelles non observables par l'économètre (fausse dépendance d'état). D'autre part, il se peut que ce soit les événements qui sont survenus dans le parcours des individus qui aient modifié leur probabilité de faire face à d'autres événements par la suite (vraie dépendance d'état).

Dans notre cas, nous voulons déterminer en quoi l'événement « interruption de travail liées à la santé » (états 2 et 3) va venir modifier les probabilités de transitions des individus sur le marché du travail. Pour ce faire, nous devons tenir compte des caractéristiques des individus quand ils entrent sur le marché du travail (conditions initiales). Elles peuvent être déterminantes dans la suite de leur trajectoire et leur effet ne doit pas être confondu avec celui de l'événement « interruption de travail liée à la santé »¹². Au-delà de ces différences de

¹² Pour illustrer ce propos, imaginons que les personnes peu qualifiées aient à la fois un risque plus élevé de chômage et de mauvaise santé que les personnes qualifiées. Si nous observons un risque plus élevé de chômage

conditions initiales, d'autres caractéristiques vont venir différencier les individus au cours du temps créant de l'hétérogénéité (état de santé, secteur d'activité,...), cette hétérogénéité doit également être contrôlée pour identifier la dépendance d'état.

Dans une première étape, nous élaborons un modèle logit multinomial où l'on contrôle de l'hétérogénéité observée et des conditions initiales par l'introduction de variables de contrôle. Dans un second temps, nous affinons nos résultats en incluant des effets fixes, contrôlant ainsi de l'hétérogénéité inobservée. Dans ces deux modèles, notre variable d'intérêt est l'état dans lequel était l'individu en $t - 1$, le coefficient estimé associé à cette variable nous permettant de mesurer l'ampleur de la dépendance d'état.

3.1. Logit multinomial dynamique

Dans ce premier modèle, nous incluons un contrôle de l'hétérogénéité temporelle (effet de période ou conjoncturel) par le biais d'une indicatrice de la date à laquelle a été effectuée la transition.

Nous approchons les conditions initiales par l'âge d'entrée sur le marché du travail, en faisant l'hypothèse que le moment d'entrée sur le marché du travail reflète largement les différences initiales entre individus (préférences, motivations, niveau de diplôme, etc.).

Enfin, dans cette première étape, nous captions l'hétérogénéité individuelle à travers plusieurs variables démographiques (âge), d'état de santé (consommation de soins en t-1 en quintiles, reconnaissance administrative d'une affection de longue durée en t-1), et de conditions de travail (secteur d'activité en t-1).

Notre modèle prend la forme d'un logit multinomial non ordonné sur données empilées. Pour identifier ce type de modèle, il est nécessaire de définir un état de référence, qui est généralement le plus répandu, soit ici l'état « *en emploi sans arrêt* » (état 1). Pour cet état de référence $j=1$, on a $\beta_1 = 0$. Les paramètres β_j estimés s'interprètent en fonction de l'état de référence.

Le modèle s'écrit de la manière suivante :

$$y_{ij}^* = \beta_j X_j + \varepsilon_{ij}$$

y_{ij}^* est une variable latente qui décrit la probabilité pour un individu i d'être dans l'état j .

X_j est le vecteur où sont inclus les variables explicatives de notre modèle. ε_{ij} est un terme d'erreur suivant une loi de Gompertz.

Les régressions sont conduites séparément sur la population des hommes, des femmes, et celle des femmes sans congés maternité sur la période afin de tenir compte de leurs dissimilarités en termes de comportements d'offre de travail.

3.2. Logit multinomial dynamique à effets fixes

L'apport du modèle logit multinomial dynamique à effets fixes de Magnac (2000) par rapport au modèle précédent est qu'il permet un contrôle de l'hétérogénéité inobservée par des effets fixes, mettant ainsi pleinement à profit la dimension longitudinale des données.

Formellement, le modèle s'écrit comme suit :

en t chez les personnes ayant eu des arrêts maladie en t-1, il se peut que ce risque accru de chômage ne soit pas dû aux épisodes antérieurs de maladie (fausse dépendance d'état) mais au fait que ce sont les mêmes individus qui ont à la base un risque de chômage et de maladie plus élevé (effet des conditions initiales).

$$y_{ijt}^* = \sum_{k=0}^{J-1} \delta_{kj} \mathbf{1}(y_{it-1}=k) + \varepsilon_{ijt}$$

y_{ijt}^* est une variable latente qui décrit la propension d'un individu i à occuper un état j à la période t .

Le terme d'erreur se décompose en deux parties :

$$\varepsilon_{ijt} = \alpha_{ij} + u_{ijt}$$

où α_{ij} représente la propension d'un individu i à occuper un état j contrôlant ainsi de l'hétérogénéité individuelle et u_{ijt} un terme d'erreur suivant une loi des valeurs extrêmes (loi de Gompertz).

Les paramètres à estimer sont les δ_{kj} qui représentent la propension d'un individu à aller vers l'état j sachant qu'il était dans l'état k précédemment (dépendance d'état).

La présence d'effets fixes pose un problème de paramètres incidents (*incidental parameter problem*) qui rend l'estimation des paramètres inconsistante lorsqu'on utilise la méthode du maximum de vraisemblance. Afin de surmonter ce problème, il est possible de construire une statistique suffisante afin de ne plus faire dépendre l'estimation des effets fixes α_{ij} . Pour le modèle de Magnac, cette statistique suffisante se compose de l'état initial y_1 , de l'état final y_T et de la somme des états intermédiaires $Y_{ik} = \sum_{t=2}^{T-1} \mathbf{1}[y_{it} = k]$.

En raison de l'adoption de cette statistique suffisante, seuls les individus ayant connu une transition entre $T - 1$ et $t = 2$ contribuent à la vraisemblance, l'estimation se fait donc sur les *movers*. Dans le cas présent, seules les personnes qui ont changé d'état entre 2006 et 2007 participent à la vraisemblance.

Comme, il s'agit d'un modèle semi-paramétrique, il n'est pas nécessaire d'émettre des hypothèses sur la loi des effets individuels, ce qui nous affranchit des hypothèses contraignantes des modèles à effets aléatoires.

Les paramètres δ_{kj} ne sont pas identifiables pour tous les états, il faut donc définir un état de référence $k = 0$ pour lequel tous les paramètres relatifs à cet état seront nuls. Ici l'état de référence est l'état 1, comme dans le premier modèle.

Si le paramètre de dépendance d'état est positif ($\delta_{kj} > 0$) et significatif, l'interprétation est la suivante: « Le fait d'avoir été dans l'état k plutôt que dans l'état « *en emploi sans arrêt* » (état 1) en $t - 1$ augmente les chances d'être en j plutôt que dans l'état « *en emploi sans arrêt* » (état 1).

Pour ce modèle aussi, les estimations sont stratifiées par genre

4. Résultats

Nous présentons successivement les résultats du modèle naïf puis ceux du modèle de Magnac tenant compte de l'hétérogénéité inobservée.

4.1. Résultats du modèle naïf

Les tableaux 3, 4a et 4b présentent les régressions stratifiées par genre obtenues à partir du logit multinomial sans tenir compte de l'hétérogénéité inobservée.

La quasi-totalité des transitions professionnelles demeurent significatives en dépit de la prise en compte de l'hétérogénéité observée (ALD, dépense de soins, âge en 2005, âge d'entrée sur le marché du travail, bénéficiaire CMU, secteurs d'activité et indicatrice temporelle de transition). Le signe et le niveau des coefficients associés aux différentes transitions professionnelles permettent d'apprécier la nature des trajectoires ascendantes (vers plus de stabilité dans l'emploi) ou descendantes (vers davantage d'exclusion du marché du travail).

On observe très nettement que les coefficients de la « diagonale » sont d'autant plus élevés que les individus se trouvent dans une situation de plus fort éloignement du marché du travail traduisant des phénomènes de persistance dans l'exclusion.

Dès lors que l'activité professionnelle est marquée par des arrêts maladie, comparativement aux personnes qui n'ont pas eu d'arrêt, on observe un accroissement du risque de transition descendante plutôt qu'un retour à l'état 1. Ainsi pour les hommes et les femmes, le fait d'avoir été en emploi avec des arrêts peu fréquents en $t-1$ (état 2) plutôt qu'en emploi sans arrêt (état 1), accroît la probabilité d'être l'année suivante dans tous les autres états plutôt que dans l'état 1. De façon générale, l'emploi associé à des arrêts maladie de courte durée constitue vraisemblablement un état transitoire étant donné la faiblesse du coefficient de dépendance d'état. L'inertie de l'état 2 apparaît cependant plus forte chez les femmes que les hommes. En effet, on remarque pour les hommes en emploi stable avec peu d'arrêts maladie (état 2) comparativement à ceux qui sont dans l'état 1, un risque accru de dégradation de leur situation marquée par davantage d'arrêts maladie et/ou plus longs (état 3) plutôt que le retour à l'état 1. Ces résultats supposent, en creux, que l'état 1 d'emploi continu sans arrêts maladie (état de référence) est plus protecteur pour la trajectoire professionnelle que les situations d'emploi marquées par des arrêts maladie. De faibles arrêts maladie semblent prédisposer les individus à en avoir davantage en dépit du contrôle des ALD et de la consommation de soins en particulier chez les hommes. Ces proxys de l'état de santé ne sont effectivement pas en mesure de rendre compte de problèmes de santé ponctuels potentiellement prédictifs d'une altération plus forte de la santé.

L'examen des transitions des salariés initialement dans l'état 3 nuance les résultats précédents en termes de différences entre hommes et femmes. Les hommes longuement en arrêt en $t-1$ ont une probabilité plus élevée de rester dans cet état en t . *A contrario*, il semble que les femmes soient plus fragilisées puisqu'elles présentent un risque plus marqué, en référence à un état initial 1, de sortie plus ou moins totale du marché du travail (état 5) plutôt qu'une transition vers l'état 1.

Plusieurs hypothèses peuvent étayer cette plus grande fragilité des femmes face aux conséquences d'un arrêt maladie. Les femmes, tout d'abord, ne disposent pas de la même protection sur le marché du travail. Au sein de la population salariée, elles occupent plus souvent des emplois à durée déterminée et à temps partiel que les hommes¹³. On peut aussi supposer qu'un état de santé altéré va modifier chez les femmes l'arbitrage travail/loisir voire les préférences entre production domestique et production marchande. Le statut marital et le cas échéant, le statut du conjoint et la présence d'enfants, peuvent alors jouer un rôle sur la trajectoire professionnelle des femmes (Edon et Kamionka, 2007 ; Pailhé et Solaz, 2012). Des travaux empiriques ont montré, en outre, que l'offre de travail féminine est plus élastique au salaire que les hommes (Cahuc et Zylberberg, 2004), en raison d'une plus grande sensibilité aux arbitrages entre offre de travail et production domestique. Cette hypothèse semble recevable dans la mesure où les femmes disposent en moyenne de salaires moins élevés que les hommes. *De facto*, le coût d'opportunité de choisir la production domestique plutôt que la participation au marché du travail est moins élevé pour elles. Des travaux

¹³ D'après l'Insee, en 2012, 30,2 % des femmes en emploi travaillent à temps partiel contre 6,9 % des hommes.

sociologiques montrent également que pour les femmes, l'inactivité est perçue de manière moins illégitime que pour les hommes (Bouffartigue, 2010). Toutefois, il nous faut nuancer ces hypothèses en raison d'un probable effet de génération. Dans nos régressions, nous ne différencions pas les différentes cohortes de femmes or le comportement des femmes tend à évoluer vers une plus importante participation au marché du travail, ce qui diminue la spécialisation des tâches au sein des couples. De plus, ce raisonnement ne vaut que si l'on fait l'hypothèse que l'offre de travail seule détermine sa position sur le marché du travail. On ne peut pas exclure que les différences de réinsertion sur le marché du travail à la suite de longs épisodes de maladie soient liés à des problèmes de discrimination (Meurs et Ponthieux, 2006). Enfin, il est possible que ce résultat soit expliqué par la nature des maladies ou déficiences fonctionnelles auxquelles les hommes et les femmes font face.

Sur un autre registre, dans le souci de ne pas biaiser les coefficients associés aux transitions (en surestimant ou en sous-estimant l'effet des interruptions pour longue maladie), nous avons retiré des régressions les femmes dont on peut repérer un congé maternité sur la période d'analyse 2005 et 2008 (tableau 4a). En effet, l'inclusion des femmes en congé maternité augmente le nombre de femmes longuement en arrêt (état 3) puisque les trimestres de maladie et de maternité ne sont pas distingués dans la base initiale¹⁴. La comparaison des transitions en population féminine entière et en population féminine hors congés maternité rend bien compte de la nécessité de distinguer la nature des arrêts. En retirant les congés maternité, les coefficients des transitions féminines partant d'un état d'emploi et d'arrêts fréquents et/ou longs augmentent tous. Par conséquent, on sous-estime l'intensité des transitions vers les états autres que l'état 1 si on ne retire pas les congés maternité. Il est vraisemblable que l'arrêt de travail en raison d'un congé maternité perturbe moins sévèrement la trajectoire que lorsque l'arrêt long s'apparente à un problème de santé.

Enfin les variables observées en t , les conditions initiales (mesurées à partir de l'âge d'entrée sur le marché du travail) et l'hétérogénéité temporelle semblent jouer de façon attendue un rôle sur les transitions observées.

Cette modélisation souffre cependant de l'absence de prise en compte de caractéristiques inobservées (CDI/CDD, temps plein/temps partiel, le nombre d'enfants, les préférences des individus au regard de l'arbitrage travail/loisir ou encore l'aversion au risque), qui pourraient expliquer à la fois le recours aux arrêts maladie et les probabilités de transitions et ainsi biaiser les coefficients. La mobilisation d'une modélisation à *la Magnac* permet de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée par des effets fixes. Elle suppose que les paramètres inobservés fixes dans le temps sont contrôlés. Elle répond donc partiellement à la limite liée à l'impossibilité de contrôler l'ensemble des caractéristiques individuelles.

¹⁴ Le risque de surestimation de l'impact des arrêts longs provient du fait que les femmes ayant accouché en $t - 1$ peuvent choisir de prendre un congé parental en t , ce faisant elles ne cotisent pas de trimestre en t et sont alors classées dans l'état 5. Or, l'objet de notre étude n'est pas d'étudier l'impact d'une évolution de la structure familiale sur la trajectoire professionnelle mais celui des interruptions liées à la santé. En outre, il est possible de sous-estimer l'impact des arrêts longs si les femmes en congés maternité (état 3) réintègrent rapidement le marché du travail, soit en effectuant une transition vers un état d'emploi sans arrêt (état 1), soit en étant en emploi avec peu d'arrêts (état 2).

Tableau 3 : Logit multinomial, population masculine

Etat en t →	Emploi stable et arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	Chômage Activité réduite	Non emploi
Etat en t-1				
Emploi stable	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Emploi stable arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	1,14***	1,39***	0,62***	0,74***
Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	1,23***	3,06***	1,63***	2,71***
Chômage/activité réduite	0,19***	0,57***	3,42***	3,90***
Non emploi	-0,16*	1,30***	4,00***	6,15***
Statut ald en t-1				
Non	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Oui	0,31***	0,91***	0,26***	0,53***
Dépense totale de soins en t-1				
1 ^{er} quartile	-0,25***	-0,23***	-0,03***	0,01
2 ^{ème} quartile	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
3 ^{ème} quartile	0,14***	0,25***	0,05**	0,06*
4 ^{ème} quartile	0,15***	0,44***	0,05*	0,20***
Classe d'âge en 2005				
25 à 35 ans	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
36 à 45 ans	-0,09***	0,14***	-0,21***	0,02
46 à 55 ans	-0,11***	0,34***	-0,31***	0,14***
Age d'entrée sur le marché du travail				
Moins de 18 ans	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
De 19 à 22 ans	-0,17***	-0,29***	-0,09***	-0,08***
23 ans à 26 ans	-0,30***	-0,44***	-0,06*	0,04
Plus de 26 ans	-0,15***	-0,45***	0,30***	0,24***
Bénéficiaire de la CMU en t-1				
Non	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Oui	0,04	0,25	0,53***	0,64***
Secteur d'activité en t-1				
Agriculture, sylviculture et pêche	-0,35	-1,11	1,17***	1,39***
Industrie manufacturière, industrie extractives et autres	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Construction	-0,11***	0,05	0,38***	0,18***
Commerce de gros et détail, transport, hébergement et restauration	-0,29***	-0,08*	0,54***	0,24***
Information et communication	-0,53***	-0,61***	0,62***	-0,04***
Activités financières et d'assurance	-0,51***	-0,52***	-0,22***	-0,12***
Activités immobilières	-0,32***	-0,19	0,53***	0,30**
Activité spécialisées	-0,37***	-0,26***	1,04***	0,34***
Administrations publiques	-0,28***	-0,11**	0,73***	0,57***
Autres activités de service	-0,34***	-0,20**	1,32***	0,67***
Valeurs manquantes	-0,28***	-0,25***	1,23***	1,28***
Indicatrice temporelle de transition				
2005-2006	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
2006-2007	0,04***	0,13***	-0,14***	-0,05*
2007-2008	0,07***	0,20***	-0,03	0,36***

Champ : Hommes âgés de 25 à 55 ans (n=369.845, données empilées)

Source : Hygie (2005-2008)

Tableau 4a : Logit multinomial, population féminine (hors congés maternité)

Etat en t →	Emploi stable et arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	Chômage Activité réduite	Non emploi
Etat en t-1				
Emploi stable	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Emploi stable arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	1,07***	1,04***	0,47***	0,86***
Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	1,09***	2,51***	1,54***	3,19***
Chômage/ activité réduite	0,11***	0,11***	3,17***	3,50***
Non emploi	-0,08	0,15*	3,65***	6,15***
Statut ald en t-1				
Non	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Oui	0,25***	0,57***	0,19***	0,32***
Dépense totale de soins en t-1				
1 ^{er} quartile	-0,27***	-0,40***	0,03	0,15***
2 ^{ème} quartile	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
3 ^{ème} quartile	0,23***	0,35***	0,12***	0,18***
4 ^{ème} quartile	0,37***	0,56***	0,19***	0,37***
Classe d'âge en 2005				
25 à 35 ans	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
36 à 45 ans	-0,20***	-1,30***	-0,21***	0,45***
46 à 55 ans	-0,23***	-1,37***	-0,23***	-0,64***
Age d'entrée sur le marché du travail				
Moins de 18 ans	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
De 19 à 22 ans	-0,10***	-0,02	-0,08***	-0,03
23 ans à 26 ans	-0,22***	-0,14***	-0,00	0,05
Plus de 26 ans	-0,11***	-0,01	0,23***	0,43***
Bénéficiaire de la CMU en t-1				
Non	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Oui	0,09	-0,26*	0,55***	0,91***
Secteur d'activité en t-1				
Agriculture, sylviculture et pêche	-0,75*	-0,20	0,41	0,37
Industrie manufacturière, industrie extractives et autres	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Construction	-0,42***	-0,19**	-0,13*	-0,28**
Commerce de gros et détail, transport, hébergement et restauration	-0,17***	-0,02	0,19***	0,11***
Information et communication	-0,18***	-0,22***	0,27***	-0,22***
Activités financières et d'assurance	-0,16***	-0,10**	-0,63***	-0,59***
Activités immobilières	-0,31***	-0,13*	0,12*	0,00
Activité spécialisées	-0,26***	-0,14***	0,46***	0,12***
Administrations publiques	-0,21***	-0,11***	0,15***	0,11***
Autres activités de service	-0,30***	-0,05	0,52***	0,33***
Valeurs manquantes	-0,61***	-0,35***	0,68***	0,90***
Indicatrice temporelle de transition				
2005-2006	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
2006-2007	0,06***	-0,06**	-0,14***	-0,01***
2007-2008	0,05***	0,04*	-0,11***	0,11***

Champ : Femmes âgées de 25 à 55 ans n'ayant pas été en congés maternité entre 2005 et 2008 (n=358.169, données empilées).

Source : Hygie (2005-2008).

Tableau 4b : Logit multinomial, population féminine (congés maternité compris)

Etat en t →	Emploi stable et arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	Chômage Activité réduite	Non emploi
Etat en t-1				
Emploi stable	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Emploi stable arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	1,07***	1,04***	0,47***	0,86***
Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	0,53***	1,15***	1,15***	2.86***
Chômage/ activité réduite	0,11***	0,11***	3,17***	3,54***
Non emploi	-0,06	0,13**	3,63***	6,15***

Après contrôle des variables ALD, dépense de soins, classe d'âge, âge d'entrée sur le marché du travail, CMU, secteurs d'activités et indicatrice temporelle.

Champ : Femmes âgées de 25 à 55 ans entre 2005 et 2008 (n=374.749, données empilées).

Source : Hygie (2005-2008).

4.2. Résultats du modèle à effets fixes

L'introduction d'effets fixes dans la modélisation à *la Magnac* ne remet pas en question la significativité globale des transitions. Elles restent toutes significatives chez les hommes et seules deux transitions ne le sont plus chez les femmes. La prise en compte de l'hétérogénéité fixe dans le temps semble en mesure d'expliquer en partie des transitions puisque tous les coefficients associés aux états initiaux 2 et 3, liés par conséquent aux arrêts court ou longs, diminuent.

Une situation initiale en emploi avec peu d'arrêts (état 2) semble à l'origine de transitions professionnelles plus intenses et significatives chez les hommes que chez les femmes. Notamment le risque de chômage voire d'exclusion sur le marché du travail est plus élevé chez les hommes que les femmes (en référence à l'état 1) ce qui n'était pas le cas dans le modèle naïf.

Des résultats nouveaux apparaissent rapprochant les hommes et les femmes quant au devenir des individus provenant de l'état 3. Chez les hommes, la probabilité conditionnelle de transition la plus élevée pour les hommes caractérisés par des arrêts importants (état 3), versus emploi continu, est désormais l'état 5 c'est-à-dire l'exclusion du marché du travail (à l'instar des femmes).

Des coefficients négatifs et significatifs apparaissent chez les hommes. Après une période de chômage ou d'activité réduite ou de non emploi, la probabilité d'avoir des arrêts (courts ou longs) est inférieure à celle d'un homme qui était initialement dans l'état 1. Il est possible que ce résultat souligne l'existence d'un présentisme. Plusieurs travaux montrent en effet, qu'en dépit d'une santé altérée, des salariés en situation de précarité face l'emploi, avec un risque de chômage élevé préfèrent rester présents en entreprise (Hansen et Andersen, 2009).

Les conditions d'indemnisation peuvent aussi constituer une explication de ce moindre recours aux arrêts maladie, puisqu'il faut justifier d'une durée de cotisation pour bénéficier des indemnités journalières versées par l'assurance maladie, et d'une ancienneté minimale pour bénéficier des indemnités complémentaires obligatoires prévues par la loi de mensualisation (3 ans jusqu'en 2008). Le chômage ou l'activité restreinte semble plus

discriminant dans la population féminine qui se caractérise par des coefficients plus forts vers les états 4 et 5.

Pour la population féminine, le maintien dans l'échantillon des femmes ayant pris sur la période des congés maternité surestime de manière importante la probabilité de sortie progressive du marché du travail à la suite d'un arrêt court. Il est vraisemblable que la naissance d'un enfant s'accompagne l'année suivante d'arrêts maladie courts expliqués par les maladies infantiles ou des problèmes ponctuels de mode de garde.

En outre considérer l'ensemble des arrêts maladie (congés maternité compris) surestime le caractère protecteur de l'emploi avec arrêts-long (tableaux 6a et 6b). Les femmes ayant vécu un arrêt maladie long (congé maternité non compris) ont un risque de transition dégradée vers le non emploi plus élevé que celui des femmes en arrêt maladie long (congé maternité compris). Des arrêts de type congés maternité, donnent suite à des trajectoires professionnelles plus favorables par rapport à celles vécues par les femmes ayant des arrêts longs en raison d'une maladie.

Tableau 5 : Modèle de Magnac, population masculine

Etat en t →	Emploi stable et arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	Chômage Activité réduite	Non emploi
Emploi stable	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Emploi stable arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	1,13***	0,45***	0,20***	0,30***
Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	0,41**	1,67***	1,23***	2,17***
Chômage/ activité réduite	-0,33***	0,03***	1,96***	2,93***
Non emploi	-0,57***	0,51**	2,83***	4,89***

Champ : Hommes âgés de 25 à 55 ans « movers » entre 2006 et 2007 (n=37.710).

Source : Hygie (2005-2008).

Tableau 6a : Modèle de Magnac, population féminine (hors congés maternité)

Etat en t →	Emploi stable et arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	Chômage Activité réduite	Non emploi
Emploi stable	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Emploi stable arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	0,14***	0,43***	0,16**	0,21**

Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	0,38***	1,79***	1,23***	2,27***
Chômage/ activité réduite	-0,32***	-0,11	2,00***	3,00***
Non emploi	-0,75***	-0,06	2,93***	5,40***

Champ : Femmes âgées de 25 à 55 ans entre 2005 et 2008 n'ayant pas été en congé maternité « movers » entre 2006 et 2007 (n=37.631).
Source : Hygie (2005-2008).

Tableau 6b : Modèle de Magnac, population féminine (congés maternité compris)

Etat en t →	Emploi stable et arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	Chômage Activité réduite	Non emploi
Emploi stable	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>	<i>référence</i>
Emploi stable arrêts de travail peu fréquents et/ou peu longs	0,16***	0,53***	0,19**	0,43**
Emploi et arrêts fréquents et/ou longs	0,07**	0,71***	1,15***	2,16***
Chômage/ activité réduite	-0,34***	-0,32***	1,99***	2,98***
Non emploi	-0,70***	-0,41***	2,88***	5,34***

Champ : Femmes âgées de 25 à 55 ans entre 2005 et 2008 « movers » entre 2006 et 2007 (n=49.868).
Source : Hygie (2005-2008)

5. Discussion conclusive

L'objectif de cette étude est de définir le rôle des arrêts maladie sur les trajectoires professionnelles. Nous postulons que nous mesurons à travers l'arrêt maladie une mesure de l'incapacité temporaire de travail objectivée qui rend compte de problèmes de santé avérés mais aussi de comportements individuels liés à la demande de travail et à la conjoncture économique.

Pour ce faire, nous construisons une typologie des états sur le marché du travail en fonction du degré d'insertion professionnelle en distinguant notamment dans les trois premiers statuts l'emploi stable (ou continu), l'emploi avec peu d'arrêts maladie et l'emploi avec arrêts maladie longs et/ou fréquents. La mise en œuvre du modèle de Magnac permet de démêler la dépendance d'état de l'hétérogénéité individuelle inobservée fixe dans le temps. Nos résultats montrent tout d'abord que le risque de trajectoires dégradées est plus élevé pour les salariés ayant eu des arrêts maladie que pour les salariés stables en emploi, après contrôle de l'hétérogénéité individuelle. Nous montrons que la durée d'arrêts maladie est déterminante sur la trajectoire ; pour les hommes et les femmes, les arrêts maladie longs sont plus pénalisants sur les trajectoires que les arrêts courts et que les congés maternité. Nos résultats établissent aussi des effets causaux inverses ; les personnes ayant eu des situations d'emploi

défavorables sont moins susceptibles d'avoir recours à des arrêts courts lorsqu'elles reprennent un emploi ce qui semble vérifier l'effet disciplinant du chômage, au risque d'accroître le présentisme des précaires. Les risques anticipés par les individus de pénalités associés aux arrêts maladie semblent donc bien réels. La dépendance d'état est très marquée à chaque état de l'insertion professionnelle en particulier si on est en emploi stable ou bien si on n'exerce aucune activité professionnelle significative l'année précédente. Le recours à une modélisation à *la Magnac* permet d'établir une vraie dépendance d'état *via* le contrôle de l'hétérogénéité individuelle inobservée fixe dans le temps.

Ces résultats suggèrent qu'un arrêt maladie long peut constituer un obstacle à une réinsertion sociale rapide et stable. On sait que le secteur privé assure une moins bonne protection des salariés face à un choc de type handicap ou maladies chroniques que les salariés du public¹⁵. Nos résultats renforcent donc la nécessité d'assurer une meilleure réintégration des personnes malades issus du secteur privé ; principe réaffirmé par la mise en place du second Plan Cancer ou des dernières dispositions à l'encontre des personnes handicapées¹⁶.

Plusieurs limites pourraient être avancées à cette stratégie d'estimation. L'hétérogénéité inobservée variable dans le temps n'est pas intégrée. Or de nombreuses variables sont soumises à une variabilité même sur une période courte. L'état de santé des individus va jouer un rôle sur l'occurrence et la durée de l'arrêts-maladie mais aussi directement sur la trajectoire professionnelle. Il nous semble que le choix d'intégrer les arrêts maladie dans la construction des états répond en partie à cette première limite. D'une part, les variations de santé ne risquent pas d'être source d'endogénéité, dans la mesure où s'il se traduit par des arrêts maladie, un choc de santé (inobservé) est bien antérieur à une transition. D'autre part, les chocs de santé inobservés, ne se traduisant pas par les arrêts maladie, mais directement par une transition sur le marché du travail risquent au pire de conduire à sous-estimer l'effet de l'incapacité sur des trajectoires dégradées. D'autres variables cependant pourraient affecter potentiellement les deux phénomènes (arrêts de travail et trajectoire) comme la prise en charge d'un parent dépendant, d'un conjoint malade ou d'un enfant malade autorisant alors un congé de soutien familial obtenu de droit sous certaines conditions¹⁷. Ce type de congés non rémunérés ne sont toutefois pas considérés dans notre analyse. Enfin, des changements de secteur d'activité peuvent concomitamment conduire à un risque accru d'arrêts maladie et de chômage. Nous avons conscience de ces limites mais une stratégie alternative de recours aux effets aléatoires supposerait l'indépendance entre variables explicatives et résidus ce qui nous paraît constituer une hypothèse réductrice.

Dans la construction des états 2 et 3, nous considérons de façon instantanée l'arrêt maladie et le statut d'emploi ; il n'est pas possible *a priori* d'inférer une causalité entre le recours aux arrêts maladie et le statut d'emploi. En d'autres termes, il paraît difficile de savoir si la prise d'arrêt maladie est une anticipation d'une sortie du marché du travail ou si l'emploi, par son caractère pathogène, a entraîné un arrêt maladie. Cependant, dans la mesure où nous introduisons une variable retardée et nous référons dans chaque estimation, à la situation d'emploi stable sans arrêts maladie, il nous semble que cette étude ne souffre pas de biais de causalité inverse.

¹⁵ La fonction publique assure un maintien dans l'emploi (ou un retour à l'emploi) plus fréquent que le secteur privé notamment, grâce à certaines dispositions (garantie de l'emploi, obligation de reclassement, ...)

¹⁶ A ce titre, dans le second Plan cancer 2009-2013, la mesure 29 stipule spécifiquement qu'il faut « lever les obstacles à la réinsertion professionnelle des personnes atteintes de cancer ». En outre, depuis la circulaire du 4 septembre 2012, tout projet de loi doit maintenant inclure des dispositions spécifiques aux personnes handicapées, notamment en matière d'insertion professionnelle.

¹⁷ Ce congé s'adresse aux salariés, justifiant d'une certaine ancienneté dans l'entreprise, qui souhaitent cesser leur activité pour s'occuper d'un proche présentant un handicap ou une perte d'autonomie.

Le problème des conditions initiales se pose traditionnellement dans toute étude des transitions. Seule la situation en $t-1$ est considérée ; elle ne peut pas à elle seule expliquer l'intégralité des effets de sélection. Cependant la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle fixe répond en partie à cette objection (le niveau de diplôme et l'âge de fin d'études sont de fait contrôlés).

Une autre limite du modèle, qui nous distingue de Blasco & Givord *op.cit.*, est l'absence de prise en compte de la dépendance de durée. Certes, nous ne modélisons pas à proprement parler la durée des arrêts maladie, mais nous intégrons la notion de durée (par une mesure de durée cumulée combinant occurrence et durée) des arrêts maladie dans les états de départ (de 1 jour à un an d'arrêt). Notons que cette durée maximale est suffisante pour notre problématique étant donné qu'en dehors de cas exceptionnels (affections de longue durée), les salariés en arrêts maladie durant plus d'un an ne peuvent continuer à être indemnisés qu'au titre de l'invalidité.

Cette étude appelle naturellement des prolongements. Une comparaison des trajectoires entre secteurs public et privé rendrait par exemple compte des différences de traitement et permettrait d'affiner le constat (il serait alors nécessaire de mobiliser d'autres bases de données). Dans cette optique, il serait particulièrement intéressant d'évaluer l'efficacité de mesures de maintien en emploi destinées aux salariés en incapacité. Un autre prolongement envisagé consistera à étudier les pénalités associées aux arrêts maladie des salariés se maintenant en emploi, en analysant les caractéristiques de l'emploi occupé à la suite de ces arrêts (évolution de salaire, nature et la qualité de l'emploi).

Bibliographie

Afsa C. et Buffeteau S. (2006), « L'activité féminine en France: quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir? », *Économie et statistique*, vol. 398, n°1, pp. 85-97

Akashi-Ronquest N., Carrillo P., Dembling B. et Stern S. (2011), « Measuring the biases in self-reported disability status: evidence from aggregate data », *Applied Economics Letters*, vol. 18, n°11, pp. 1053-1060.

Barmby T., Sessions J. et Treble J. (1994), « Absenteeism, efficiency wages and shirking », *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 96, n°4, pp. 561-566.

Barnay T. (2005), « Santé déclarée et cessation d'activité », *Revue française d'économie*, vol. 20, n°2, pp. 73-106.

Barnay T, Briard K, (2009) « Carrière incomplète et départ en retraite : une estimation de l'incidence de l'état de santé à partir de données individuelles », *Revue Economique*, Vol. 60, n°2, pp. 345-364.

Beck S. et Kamionka T. (2012), « Mobilités, inégalités et trajectoires professionnelles », *Revue économique*, vol. 63, n°3, pp. 453-464.

Blasco S. et Givord P. (2010), « Les trajectoires professionnelles en début de vie active: quel impact des contrats temporaires? », *France. Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques. Economie et Statistique*, n°431-432, pp. 73-93.

Bouffartigue P. (2010), « La perception des liens travail/santé », *Revue française de sociologie*, vol. 51, n°2, pp. 247-280.

Bound J. (1991), « Self-Reported Versus Objective Measures of Health in Retirement Models », *Journal of Human Resources*, vol. 26, n°1, pp. 106-138.

Bound J., Schoenbaum M., Stinebrickner T.R. et Waidmann T. (1999), « The dynamic effects of health on the labor force transitions of older workers », *Labour Economics*, vol. 6, n°2, pp. 179-202.

Cahuc P.A. et Zylberberg A.A. (2004), *Labor economics*, MIT press.

Chaupain-Guillot S., Guillot O. et Wolff F.-C. (2007), « Les absences au travail: une analyse à partir des données françaises du Panel européen des ménages; suivi d'un commentaire de François-Charles Wolff », *Économie et statistique*, vol. 408, n°1, pp. 45-80.

Contoyannis P. et Rice N. (2001), « The impact of health on wages: evidence from the British Household Panel Survey », *Empirical Economics*, vol. 26, n°4, pp. 599-622.

Edon C. et Kamionka T. (2007), « Modélisation dynamique de la participation au marché du travail des femmes en couple », *Annals of Economics and Statistics / Annales d'Économie et de Statistique*, n°86, pp. 77-108.

Etilé F. et Milcent C. (2006), « Income-related reporting heterogeneity in self-assessed health: evidence from France », *Health economics*, vol. 15, n°9, pp. 965-981.

Givord P. et Wilner L. (2009), « Short-term contracts: trap or stepping stone toward stable employment? », Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, DESE.

Haan P. et Myck M. (2009), « Dynamics of health and labor market risks », *Journal of Health Economics*, vol. 28, n°6, pp. 1116-1125.

Hansen C.D. et Andersen J.H. (2009), « Sick at work—a risk factor for long-term sickness absence at a later date? », *Journal of epidemiology and community health*, vol. 63, n°5, pp. 397-402.

Hansen J. (2000), « The effect of work absence on wages and wage gaps in Sweden », *Journal of Population Economics*, vol. 13, n°1, pp. 45-55.

Havet N. (2006), « L'insertion professionnelle des jeunes et mesures publiques: des trajectoires différenciées entre hommes et femmes », *Annales d'Economie et de Statistique*, pp. 225-251.

Heckman J.J. (1981), « Heterogeneity and state dependence », *in Studies in labor markets*, University of Chicago Press, , pp. 91-140.

Hesselius P. (2007), « Does sickness absence increase the risk of unemployment? », *The Journal of Socio-Economics*, vol. 36, n°2, pp. 288-310.

Honoré B.E. et Kyriazidou E. (2000), « Panel data discrete choice models with lagged dependent variables », *Econometrica*, vol. 68, n°4, pp. 839-874.

Jusot F., Khalt M., Rochereau T. et Sermet C. (2008), « Job loss from ill-health, smoking and obesity: concurrent evidence for direct and indirect selection », *Journal of epidemiology and community health*, vol. 62, n°4, pp. 332-337.

Lê F. et Reynaud D. (2007), « Les indemnités journalières », *Drees-Etudes et résultats*, n°592.

Lindeboom M. (2006), « Health and work of older workers », *The Elgar companion to health economics*, pp. 26.

Magnac T. (2000), « Subsidised training and youth employment: distinguishing unobserved heterogeneity from state dependence in labour market histories », *The Economic Journal*, vol. 110, n°466, pp. 805-837.

Markussen S. (2012), « The individual cost of sick leave », *Journal of Population Economics*, vol. 25, n°4, pp. 1287-1306.

Mesrine A. (2000), « La surmortalité des chômeurs: un effet catalyseur du chômage? », *Économie et statistique*, vol. 334, n°1, pp. 33-48.

Meurs D. et Ponthieux S. (2006), « L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser? », *Économie et statistique*, vol. 398, n°1, pp. 99-129.

Pailhé A. et Solaz A. (2012), « Durée et conditions de retour à l'emploi des mères après une naissance », *Retraite et société*, vol. n° 63, n°2, pp. 51-77.

Ross C.E. et Mirowsky J. (1995), « Does employment affect health? », *Journal of Health and social Behavior*, pp. 230-243.

Salm M. (2009), « Does job loss cause ill health? », *Health Economics*, vol. 18, n°9, pp. 1075-1089.

Shmueli A. (2003), « Socio-economic and demographic variation in health and in its measures: the issue of reporting heterogeneity », *Social science & medicine*, vol. 57, n°1, pp. 125-134.

Tessier P. et Wolff F.-C. (2005), « Offre de travail et santé en France », *Economie & prévision*, n°2, pp. 17-41.

Wooldridge J.M. (2005), « Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity », *Journal of applied econometrics*, vol. 20, n°1, pp. 39-54.

Annexe 1 : Échantillon- Rôle des différents filtres appliqués

Filtres	Effectifs
Table de départ	457 893
Cylindrage (individus présents de 2005 à 2008)	381 509
Suppression des moins de 25 ans en 2005	350 338
Suppression des plus de 55 ans en 2008	299 969
Suppression individus décédés sur la période 2005-2008	291 114
Suppression des individus cotisants à un autre régime que le régime général	291 576
Suppression des individus ayant validé des PA rentes	284 259
Suppression des individus ayant eu des ATMP	251 721

Champ : Salariés affiliés au Régime Général de retraite (n=457893).

Source : Hygie (2005-2008).

Annexe 2 : Les trimestres et les périodes assimilées

Pour établir les droits à la retraite, la Cnav utilise les trimestres cotisés et les périodes assimilées accumulés par les bénéficiaires tout au long de leur carrière.

Les trimestres cotisés dépendent du salaire perçu par le salarié durant l'année. A partir de 200 heures de Smic horaire, un trimestre cotisé est validé. Au bout de 800 heures de Smic horaire quatre trimestres sont cotisés. Il n'est pas possible d'avoir plus de quatre trimestres validés au cours d'une année. Le nombre de trimestres cotisés n'est donc pas assimilable à une période de travail. De plus, sous certaines conditions des trimestres cotisés peuvent avoir été rachetés, il peut s'agir par exemple des années d'études.

Les périodes assimilées (PA) sont des périodes qui n'ont pas été travaillées mais qui peuvent toutefois être prises en compte dans le calcul de la durée d'assurance des individus. Cependant, elles ne sont pas comptabilisées dans le calcul du salaire annuel moyen qui sert de base au calcul du montant de la retraite. Elles sont de plusieurs natures :

- PA maladie : à partir de soixante jours d'arrêt maladie indemnisés.
- PA accidents du travail : dès soixante jours d'indemnisation d'un accident du travail.
- PA maternité : validation automatique lors du trimestre d'accouchement.
- PA chômage : à partir de 50 jours d'indemnisation par l'assurance chômage. Sous certaines conditions une PA chômage peut être validé pour des périodes de chômage non indemnisées.
- Les PA rente : pour chaque trimestre où une pension d'invalidité correspondant à une incapacité d'au moins 66% est versée.

Dans la base Hygie (2005-2008), les PA accidents du travail, maternité et maladie sont confondus dans une même variable.

Source : Code de la Sécurité Sociale

Annexe 3 : Construction de la typologie des états sur le marché du travail

Le but de cette typologie est d'obtenir un classement des individus selon leur distance vis-à-vis du marché du travail. Nous intégrons les interruptions de travail dans les états afin de rendre compatible notre typologie avec le recours à un modèle de transition.

Cette typologie est constituée de cinq états :

1. En emploi stable sans arrêt : individus qui ont cotisé quatre trimestres au titre du travail sans valider de PA et qui n'ont pas connu d'épisode d'arrêts maladie. Il s'agit de salariés continuent en emploi sur l'année ou qui ont travaillé avec un salaire suffisant pour valider quatre trimestres.

2. En emploi avec des arrêts et/ou peu fréquents : individus qui ont cotisé quatre trimestres au titre du travail et qui ont eu moins de trois arrêts et/ou moins de 60 jours d'arrêts cumulés dans l'année. Il s'agit de salariés continuent en emploi sur l'année (ou ayant travaillé avec un salaire suffisant pour valider quatre trimestres) qui ont eu des arrêts d'une durée inférieure au seuil permettant de valider une PA (le critère de validation d'une PA maladie est de 60 jours).

3. En emploi longuement et/ou fréquemment en arrêt : individus qui ont cotisé au moins un trimestre au titre du travail et qui ont été en arrêt plus de 60 jours ou qui ont validé au moins une PA au titre de la maladie, d'un accident du travail ou d'une grossesse. Ces trois types de PA sont confondus dans Hygie, c'est pourquoi nous ne les distinguons pas dans notre statut d'occupation. Cependant, afin de distinguer les femmes ayant eu un congé maternité des personnes en longue maladie, nous les identifions à l'aide d'un proxy (Annexe 4). Cette catégorie regroupe donc des personnes cumulant dans l'année des périodes de longue maladie et des périodes d'emploi. Notons toutefois que les trimestres sont comptabilisés chaque année mais ne sont pas ordonnés : il n'est donc pas possible de savoir si les périodes d'emploi sont antérieures ou consécutives aux périodes de maladie au sein d'une année.

4. Chômage ou activité réduite : individus qui ont cotisé moins de quatre trimestres au régime général, sans que cette période ne soit complétée par une PA maladie. Nous intégrons ici les chômeurs qui ont validé au moins une période assimilée au titre du chômage, et n'ont pas validé de PA maladie sur l'année. La validation d'une PA chômage nécessite d'avoir reçu une indemnisation au titre du chômage, même s'il est possible dans certains cas de valider une PA chômage pour des périodes de chômage non indemnisées. Nous incluons également les personnes qui ont moins de quatre trimestres cotisés sans toutefois avoir validé de PA chômage. En effet, certains chômeurs (au sens du BIT) peuvent ne pas avoir accumulé assez de droits pour avoir cette reconnaissance alors même qu'elles vivent une situation de chômage. Cet état inclut donc en plus des chômeurs indemnisés, les chômeurs non indemnisés et les individus partiellement inactifs.

5. Éloignement du marché du travail : individus qui n'ont pas du tout cotisé de trimestre au cours de l'année, c'est-à-dire qu'ils ont perçu moins de 200 fois le Smic horaire brut de l'année concernée. Cette catégorie regroupe donc les personnes qui n'ont pas travaillé de l'année et celles qui ont été présentes sur le marché du travail de manière marginale. Cette catégorie comprend donc les personnes inactives, celles qui ne peuvent pas travailler en raison de leur état de santé et les chômeurs de longue durée indemnisés ou non.

Annexe 4 : Repérage des congés maternité

Dans la base de données Hygie (2005-2008), il n'est pas possible d'identifier a priori les épisodes de congé maternité puisque les PA maladie, maternité et accident du travail sont confondues en une seule variable. Les individus ayant eu des indemnités journalières au titre d'un ATMP sont toutefois retirés de notre échantillon.

Pour identifier les femmes ayant eu un congé maternité dans l'année, nous avons eu recours à un proxy. Nous considérons que les femmes qui ont validé une période assimilée maladie/accident du travail/maternité alors qu'elles ne cumulent pas un nombre suffisant de jours d'arrêt maladie pour valider ce type de PA (critère 1) et qui ont entre 25 et 40 ans (critère 2) sont des femmes qui ont accouché dans l'année. En effet, la seule explication possible à cette validation de PA maladie/accident du travail/maternité est qu'il s'agit d'une PA maternité. La validation de PA maternité n'est pas soumise à un nombre de jours d'arrêt maladie, elle intervient automatiquement le trimestre où a lieu l'accouchement.

Part de femmes de 25 à 40 ans en congé maternité dans Hygie

Année	Effectifs	Pourcentages
2005	6.322	7,9
2006	5.634	7,5
2007	4.627	6,6
2008	5.135	7,9

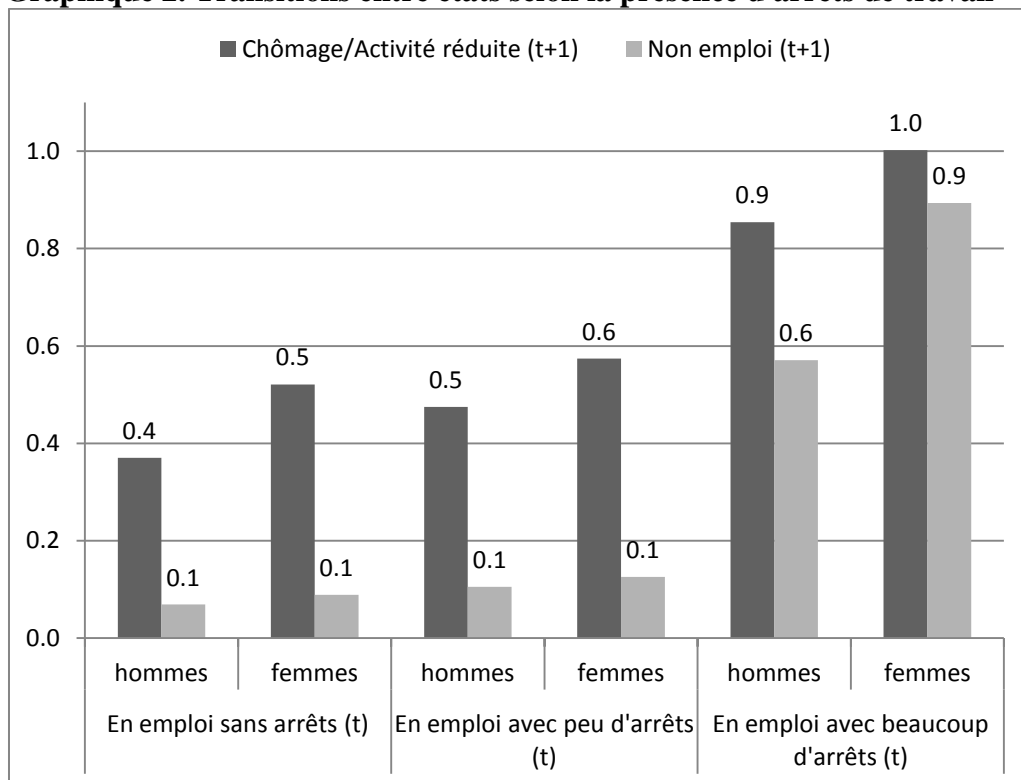
Lecture : On estime que 7,9% des femmes âgées de 25 à 40 ans de notre échantillon étaient en congés maternité en 2005.

Champ : Femmes âgées de 25 à 40 ans.

Source : Hygie (2005-2008).

Les chiffres que nous trouvons semblent cohérents avec le taux de fécondité de la classe d'âge des 25 à 40 ans issus des données des statistiques de l'état civil et les estimations de population de l'Insee. Ainsi en 2006, pour 100 femmes âgées de 25 à 40 ans, dix naissances vivantes ont été constatées. Nous trouvons un taux de 7,9 % dans Hygie, cet écart peut s'expliquer par le fait que nous n'observons ici que les femmes affiliées au Régime Général de retraite, or les estimations de l'Insee sont faites en population générale.

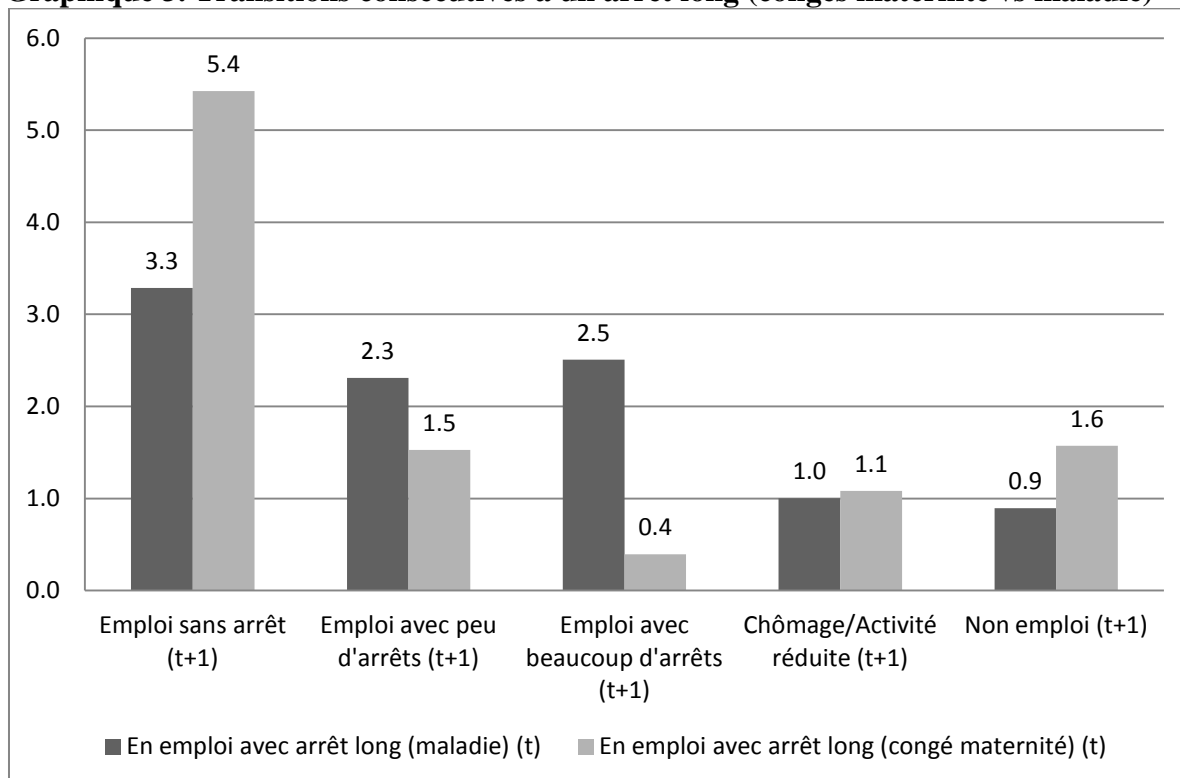
Graphique 2. Transitions entre états selon la présence d'arrêts de travail



Champ: Salariés du privé âgés de 25 à 55 ans, hors ATMP et congés maternité.

Source: Hygie 2005-2008

Graphique 3. Transitions consécutives à un arrêt long (congé maternité vs maladie)



Champ: Femmes salariées du privé âgées de 25 à 55 ans, hors ATMP.

Source: Hygie 2005-2008