



# Inégalités de santé et d'emploi : L'impact des facteurs sociaux

Eric Delattre, Mareva Sabatier

## ► To cite this version:

Eric Delattre, Mareva Sabatier. Inégalités de santé et d'emploi : L'impact des facteurs sociaux. 2013. <hal-00825983>

**HAL Id: hal-00825983**

**<https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00825983>**

Submitted on 25 May 2013

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

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

# Inégalités de santé et d'emploi : L'impact des facteurs sociaux

Eric Delattre\*  
Mareva Sabatier\*\*

Novembre 2012

L'objectif de cet article est d'évaluer l'impact des facteurs sociaux, tels que le genre, l'âge ou la nationalité, sur les inégalités de santé et les inégalités de parcours professionnels. Un des apports de la recherche consiste à prendre en compte, dans l'analyse économétrique, l'interdépendance entre ces deux inégalités à l'aide de modèles *tobits multivariés*. A partir des données de l'enquête *Santé et Itinéraire Professionnel* (DARES - DREES), nous mettons en évidence que tous les facteurs sociaux ne produisent pas des effets directs sur la santé et la vie professionnelle mais que certains influencent seulement indirectement la santé des individus, *via* les inégalités d'emploi.

Mots clés : facteurs sociaux, santé, parcours professionnel

Code JEL : D63, I10, J2, J6, C20

\* THEMA (UMR CNRS 8184). Adresse mél : [erdelattre@gmail.com](mailto:erdelattre@gmail.com)

\*\* IREGE – Université de Savoie. Adresse mél : [mareva.sabatier@univ-savoie.fr](mailto:mareva.sabatier@univ-savoie.fr)

*Les auteurs tiennent à remercier l'Observatoire des Inégalités pour son appui, la DARES et la DREES pour l'accès aux données de l'enquête SIP et les participants à différents séminaires et conférences pour leurs remarques constructives. Ce travail a été initié lorsque Eric Delattre était membre du Crest (ENSAI-UEB).*

Les travaux de Piketty (2003) puis Landais (2007) ont souligné la forte augmentation des inégalités en France. Ce constat impose donc de mieux appréhender les déterminants de ces inégalités, afin de développer les politiques publiques les plus adaptées.

Parmi ces déterminants figurent les facteurs sociaux. Ces facteurs peuvent être classés en deux catégories (Davey Smith *et al.*, 1994) : les facteurs comportementaux et culturels (préférences individuelles, habitudes de vie, réseau social, *etc.*) et les facteurs structureaux qu'ils soient individuels (genre, âge, nationalité) ou de nature socioéconomique (conjoncture économique, politiques publiques et disponibilité de services publics, *etc.*). Ces deux types de facteurs sociaux exposent les individus à des contraintes et ressources différentes (Bosc, 2003) et produisent au final des inégalités. La littérature souligne toutefois que, parmi les facteurs sociaux, les facteurs structureaux expliquent une part prépondérante des inégalités observées (Stronks *et al.*, 1996). Les inégalités ne sauraient donc être attribuées aux seuls comportements et caractéristiques individuels, d'autant que certains de ces éléments proviennent d'un héritage social et donc de facteurs structureaux familiaux (Devaux, *et al.*, 2008).

Malgré une littérature dense sur le sujet, l'analyse de l'impact des facteurs sociaux sur les inégalités se heurte à deux problèmes méthodologiques, qui n'ont été que partiellement pris en compte jusqu'à présent.

Premièrement, si les inégalités monétaires (revenu et patrimoine) sont le plus souvent mises en avant, les inégalités peuvent aussi s'appréhender *via* les conditions de vie, notamment les conditions de santé et d'emploi. Il est donc indispensable de ne pas se focaliser sur une seule facette des inégalités, comme cela est pourtant généralement proposé dans la littérature.

Deuxièmement, ces différentes dimensions des inégalités interagissent. Ainsi, d'après le rapport Freyssinet (2007), les inégalités d'emploi sont une des sources principales des inégalités de revenu. De même, inégalités de santé et d'emploi semblent être intimement liées (Moleux *et al.*, 2011). De mauvaises conditions d'emploi peuvent en effet détériorer l'état de santé, alors que de graves problèmes de santé exposent les individus à des carrières plus hachées. Or, cette interdépendance entre les différentes inégalités est très souvent ignorée dans la littérature, qui traite ces inégalités de manière séparée.

Notre recherche propose donc de dépasser cette limite en étudiant l'impact des facteurs sociaux sur les inégalités de santé et de parcours professionnel, en considérant ces inégalités comme interdépendantes. Nous proposons pour ce faire une modélisation conjointe des inégalités de santé et d'emploi en mobilisant la technique des tobits multivariés.

Cette analyse se base sur les données de l'enquête *Santé et Itinéraire Professionnel* (SIP) réalisée par la DARES et la DREES. Grâce à une déclaration rétrospective des enquêtés (près de 14 000 individus), cette enquête permet d'observer de manière longitudinale la survenue de maladies et les différents états connus sur le marché du travail. L'enquête renseigne également sur les facteurs sociaux structureaux (individuels comme macroéconomiques).

## **Facteurs sociaux structureaux, santé et parcours professionnel : des liens complexes**

La littérature s'est depuis longtemps penchée sur l'analyse de l'effet des facteurs sociaux structureaux dans le cadre du marché du travail. Plusieurs études ont ainsi relevé l'impact des facteurs macroéconomiques comme le taux de chômage ou les caractéristiques des marchés locaux du travail sur les transitions individuelles professionnelles. Ainsi, Kain dès 1968, met en évidence que les personnes vivant loin des zones d'emploi les plus denses ou dans des zones fortement touchées par le chômage connaissent des durées de chômage plus longues. Ce *spatial mismatch* a été confirmé sur données françaises par Gobillon et Selod (2007). En région parisienne, de fortes disparités de retour à l'emploi sont observées selon la zone de résidence. Si ces disparités tiennent en partie à des effets compositions (en termes d'âge et de niveaux de qualification), elles s'expliquent aussi par des problèmes d'opportunités d'emploi. A ce *spatial mismatch* s'ajoute même parfois pour certains territoires des effets de ségrégation spatiale (Duguet *et al.*, 2009) qui réduisent les chances de retrouver un emploi.

Parmi les facteurs sociaux plus individuels, un consensus émerge sur l'impact significatif du genre sur les parcours professionnels, et notamment sur les choix de participation au marché du travail. D'un point de vue statistique, les femmes sont ainsi surreprésentées parmi les inactifs. Ainsi, parmi les moins de 60 ans, la part des inactifs chez les femmes est de 28% contre seulement 19% chez les hommes (source : INSEE, Enquête Emploi, 2011). Cette moindre participation des femmes peut être attribuée à des choix intra-familiaux. Les caractéristiques du ménage (nombre et âge des enfants) et le revenu du conjoint peuvent alors affecter la probabilité de rentrer sur le marché du travail, notamment pour les femmes peu éduquées (Lollivier, 2001). Cependant, des facteurs plus externes incitent aussi les femmes à rester ou devenir inactives. Les femmes semblent être ainsi plus sensibles aux variations de l'environnement économique et sortent davantage du marché du travail quand la conjoncture se détériore (Egging, *et al.*, 1994 ; Chappiori *et al.*, 2001). La participation des femmes au marché du travail dépend également des politiques familiales et/ou fiscales (Bourguignon, 1986). Par exemple, la réforme de la Prestation d'Accueil du Jeune Enfant (PAJE) en France en 2004 a eu des incidences très fortes en termes de taux d'activité des mères. La réforme permettait aux mères de s'arrêter de travailler dès le premier enfant (et non plus seulement à partir du 2<sup>ème</sup> enfant) en percevant une indemnité de remplacement. Joseph *et al.* (2012) soulignent que suite à la réforme, davantage de femmes ont effectivement cessé leur activité professionnelle. Mais, la réforme a aussi eu des effets à plus long terme : l'interruption de carrières a eu des effets négatifs sur les salaires perçus jusqu'à deux ans après le congé parental, notamment pour les femmes les moins qualifiées. Parmi les actifs, des différences de genre sont également observées. Les femmes sont davantage touchées par le chômage et les emplois atypiques, tels que les emplois à temps partiel (Milewski, 2005). L'effet du genre demeure même après la prise en compte des autres facteurs explicatifs du chômage ou de la précarité de l'emploi, tel le niveau d'éducation, le secteur d'activité, *etc.*

L'âge produit aussi des effets sur les parcours professionnels. Les jeunes sont plus exposés au risque de chômage (Cazes, Bruno, 1997) et aux emplois précaires. Ainsi, parmi les jeunes sortant du système éducatif en 2007, seuls 31% ont obtenu un CDI lors de leur premier emploi, 38% ont eu un seul emploi pendant les trois premières années de vie professionnelle, alors que 26% ont

connu au moins trois emplois différents (Arrighi, 2012). Les jeunes connaissent donc des trajectoires plus heurtées sur le marché du travail. Les séniors (55 ans et plus), quant à eux, connaissent des taux d'emploi plus faibles que la moyenne, soit parce qu'ils sont plus touchés par le chômage, soit parce qu'ils quittent le marché du travail y compris avant l'âge légal du départ en retraite (d'Autume *et al.*, 2006)).

Enfin, un autre facteur social, la nationalité affecte les parcours professionnels. Meurs et Pailhé (2010) soulignent ainsi que les descendants d'immigrés maghrébins sont, en France, plus exposés à la fois au risque de chômage mais aussi d'inactivité, ces risques étant même plus élevés pour les femmes. Or, ces différences ne s'expliquent pas entièrement par de la reproduction sociale ou des effets de ségrégation spatiale (Choffel, Delattre, 2003), mais tiennent à un effet spécifique à l'origine (combiné à des inégalités de genre, mais aussi d'âge).

Si les facteurs sociaux structureaux impactent le parcours professionnel, ils influencent aussi fortement la santé. Comme pour les trajectoires professionnelles, des facteurs sociaux macroéconomiques peuvent influencer les états de santé individuels. Ainsi, une faible disponibilité de l'offre de soins, à travers notamment une faible densité médicale, diminue le recours aux soins et notamment le recours à un spécialiste (Breuil-Genier et Rupprecht, 2000). Or (2001) montre même qu'en analysant la mortalité dans 21 pays de l'OCDE durant 25 ans, les taux de mortalité sont négativement corrélés avec la densité médicale, après la prise en compte des déterminants individuels de la santé.

Parmi ces facteurs, l'âge constitue un déterminant assez évident de l'état de santé, puisque certaines pathologies sont spécifiques au vieillissement. En outre, genre et nationalité influencent aussi l'état de santé, même si leurs impacts sont plus discutés. Concernant le genre, la littérature souligne un paradoxe sur la santé des femmes. Ainsi, les femmes connaissent des taux de mortalité plus bas et une espérance de vie plus longue que les hommes, mais elles consultent davantage, déclarent plus de pathologies et consomment plus de médicaments (Saurel-Cubizolles et Blondel, 1996). Chez les femmes, indicateurs de santé objectifs et subjectifs semblent donc s'opposer.

Le même manque de consensus existe sur le lien entre immigration et santé. Plusieurs travaux soulignent que les immigrés connaissent une sous-mortalité par rapport à l'ensemble de la population. Pour Shaw *et al.* (1999), cet effet tient en partie à un biais de sélection, nommé *healthy migrant effect*, dans la mesure où seuls migrent les individus en bonne santé (voir aussi Khat et Courbage, 1995). En outre, un autre biais de sélection, le *salmon bias*, peut être à l'œuvre, puisque les immigrés en fin de vie retournent dans leur pays d'origine (Attias-Donfut et Wolff, 2005). Mais, ces conclusions semblent devoir être nuancées puisque l'état de santé se dégrade avec la durée de vie dans le pays d'accueil (Biddle *et al.*, 2007 et Jusot *et al.*, 2009). Soumis à des conditions de vie et d'emploi plus défavorables, les immigrés voient alors leur avantage de départ en termes de santé se détériorer progressivement.

Ces dernières analyses soulignent donc que la situation sur le marché du travail et l'état de santé sont probablement liés. Pourtant, ce lien est souvent ignoré dans la littérature qui s'intéresse surtout à une causalité à sens unique entre les deux phénomènes.

Certaines études se sont ainsi focalisées sur l'effet de la santé sur les trajectoires professionnelles. Elles mettent ainsi en évidence que de mauvaises conditions de santé aboutissent à des difficultés d'accès à l'emploi, mais aussi à de moindres perspectives de carrière et des risques plus forts de perdre un emploi (Jusot *et al.*, 2006 – Enquête ESPS). Les travaux de DeLeire (2000 et 2001) ont précisé que le mauvais état de santé a un double impact sur la vie professionnelle. Les difficultés de santé compliquent le processus d'investissement en capital humain (initial et continu) et le déroulement de l'activité professionnelle (notamment en provoquant des arrêts maladies). Ces difficultés peuvent donc diminuer objectivement la productivité des individus et compliquer leur itinéraire professionnel. Eichenbaum-Voline *et al.* (2008) ont d'ailleurs mis en évidence les forts effets négatifs de la survenue d'un cancer sur la carrière des individus (données OCDE). Mais, ces difficultés peuvent aussi s'accompagner de pratiques discriminatoires de la part des entreprises qui ont tendance à opérer une sélection en fonction de l'état de santé, sans forcément tenir compte de la productivité réelle des individus (Madden, 2004, Stern, 1989). Néanmoins, les travaux les plus récents soulignent que si les deux phénomènes – baisse de productivité et discriminations - co-existent, le choc négatif sur la productivité d'un mauvais état de santé explique davantage l'impact négatif de cet état sur le parcours professionnel que les discriminations (Jones, 2006).

D'autres analyses ont privilégié comme angle d'étude l'effet des trajectoires professionnelles sur l'état de santé (Morris *et al.*, 1994). Par exemple, l'étude de Mesrine (2000) sur données françaises (enquêtes Echantillon Démographique Permanent et Enquête Famille, INSEE) souligne le rôle catalyseur du chômage, qui induit une surmortalité chez les personnes connaissant des périodes prolongées de chômage. De mauvaises conditions de travail peuvent aussi affecter l'état de santé, car elles exposent les employés à des risques (stress, nuisances, exposition à des produits dangereux, *etc.*). La DARES a d'ailleurs largement contribué à la meilleure compréhension des liens entre conditions de travail et santé, notamment *via* les enquêtes SUMER ou Santé. Ces données ont pu mettre en lumière que la pénibilité du travail augmente le risque d'accidents du travail et impacte donc la santé (Hamon-Cholet, Sandret, 2007).

La mise en perspective des deux axes des travaux laisse donc à penser que santé et parcours professionnel sont interdépendants et non liés par une causalité à sens unique (Adams, *et al.*, 2003). Nous proposons donc de tenir compte de ce double lien pour analyser l'impact des facteurs sociaux sur les inégalités de santé et d'emploi, en mobilisant les données de l'enquête *Santé et Itinéraire Professionnel*.

### **L'enquête Santé et Itinéraire Professionnel**

Réalisée en 2006 sous l'égide de la DARES et de la DREES, l'enquête *Santé et Itinéraire Professionnel* - SIP, a permis d'interroger, en 2006, 13 991 individus, représentatifs de la population française âgée de 20 à 74 ans résidant en métropole. L'originalité de cette enquête est qu'elle permet, par une reconstitution déclarative, d'observer les différentes étapes du parcours professionnel des enquêtés mais aussi leur état de santé. L'enquête SIP fournit aussi plusieurs facteurs sociaux, tels que le genre, l'âge et la nationalité, pouvant influencer l'état de

santé et parcours professionnel. L'enquête n'informe cependant que de manière imparfaite sur les CSP ou les revenus des individus ou des ménages. Ces caractéristiques ne sont mesurées qu'à la date de l'enquête et non dans la dimension longitudinale. Pour cette raison, ces indicatrices potentielles d'inégalités monétaires ne peuvent être intégrées à l'analyse présentée ci-après. Elles sont de toute manière prises en compte indirectement dans l'analyse à travers les inégalités d'emploi qui sont le déterminant principal des inégalités monétaires.

Sachant que notre étude focalise l'attention sur les événements durant la vie active, nous avons exclu de l'échantillon de départ les individus qui ne sont jamais entrés sur le marché du travail ou ceux qui sont en cours d'étude. Nous avons aussi concentré l'analyse sur les moins de 65 ans. Au final, en excluant les observations manquantes, notre échantillon de travail comprend 9 806 individus. Le tableau 1 détaille les variables disponibles et donne quelques statistiques descriptives.

Tableau 1 : Les variables disponibles

| Variable  | Signification  | Moyenne / fréquence | Ecart-type |
|---|--|---------------------|------------|
| <b>Parcours professionnel</b>                         |  |                     |            |
| duree_vp  | Durée de la vie professionnelle  | 27,4                | 13,4       |
| nb_emplg  | Nombre d'années passées en emploi long   | 18,2                | 13,1       |
| nb_emptc  | Nombre d'années passées en emploi court  | 5,1                 | 5,7        |
| nb_chom   | Nombre d'années passées au chômage   | 0,9                 | 2,4        |
| nb_inact  | Nombre d'années passées en inactivité  | 3                   | 7,2        |
| pemplg  | Pourcentage d'années d'emplois longs dans la vie professionnelle                                 | 61,50               | 36,05      |
| pempct  | Pourcentage d'années d'emplois courts dans la vie professionnelle                                | 25,68               | 30,06      |
| pchom   | Pourcentage d'années de chômage dans la vie professionnelle                                      | 3,42                | 8,92       |
| pinact  | Pourcentage d'années d'inactivité dans la vie professionnelle                                    | 9,41                | 19,78      |
| <b>Etat de santé</b>                                  |  |                     |            |
| nb_mal_avt_ip   | Nombre d'années avec une maladie déclarée avant la vie professionnelle                           | 0,9                 | 3,4        |
| nb_mal_pdt_ip   | Nombre d'années avec une maladie déclarée après la vie professionnelle                           | 5,9                 | 10         |
| pmal  | Pourcentage d'années dans la vie professionnelle avec au moins une maladie par année             | 21,46               | 34,12      |
| prisq   | Pourcentage d'années dans la vie professionnelle avec au moins une maladie à risque par année    | 1,9                 | 11,14      |
| pinv  | Pourcentage d'années dans la vie professionnelle avec au moins une maladie invalidante par année | 2,46                | 12,94      |
| <b>Facteurs sociaux structureaux individuels</b>      |  |                     |            |
| age   | Age de l'individu (Figure A.1)   | 44,6                | 11,6       |
| hom   | =1 si l'enquêté est un homme   | 45,33               |            |
| etrang  | =1 si l'enquêté est de nationalité étrangère   | 10,76               |            |
| pere_etrang   | =1 si le père de l'enquêté est de nationalité étrangère  | 13,11               |            |
| mere_etrang   | =1 si la mère de l'enquêté est de nationalité étrangère  | 13,33               |            |
| <b>Facteurs sociaux structureaux macroéconomiques</b> |  |                     |            |
| dmed  | Densité médicale régionale (source : DREES)  | 338,05              | 55,90      |
| txchom_ref  | Taux de chômage régional (Source : INSEE)  | 8,85                | 1,44       |

Lecture : Ce tableau présente pour chaque variable la moyenne et l'écart-type (pour les variables continues) ou le nombre d'individus concernés par la caractéristique et le pourcentage dans l'échantillon (pour les variables discrètes).

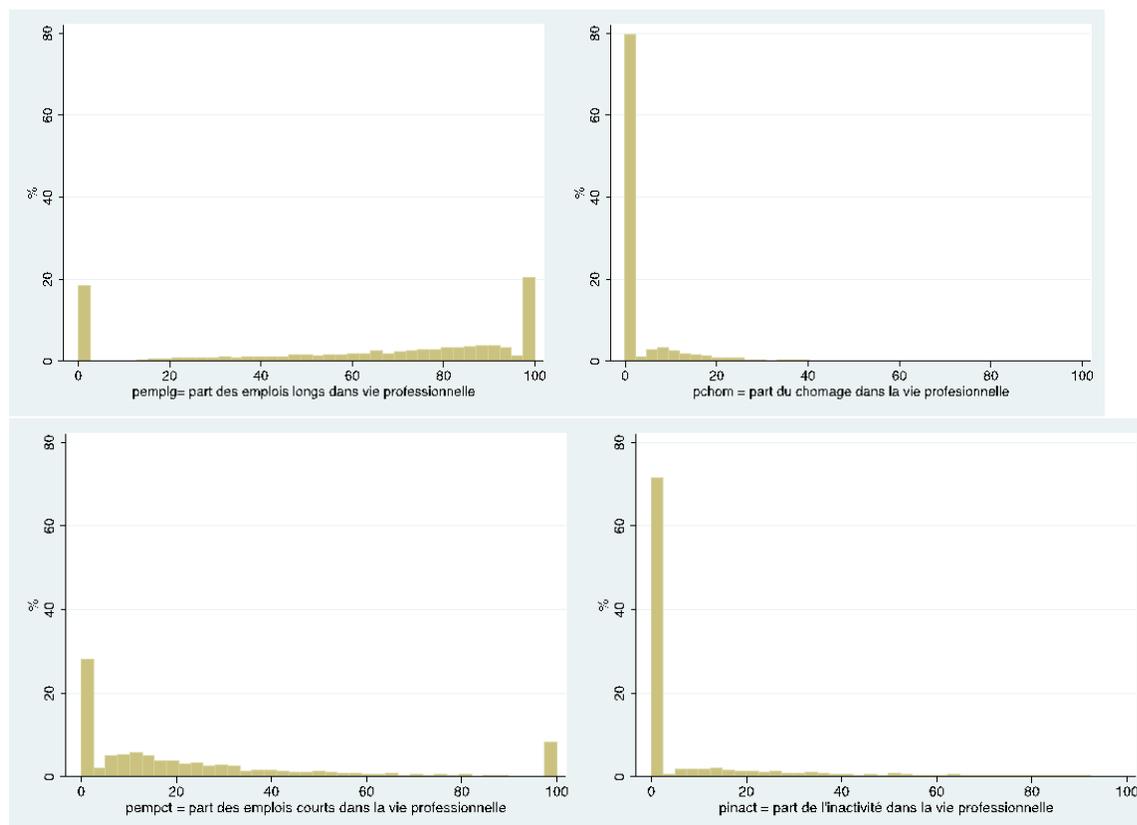
Champ : Individus de moins de 65 ans, rentrés sur le marché du travail et qui ne sont pas en cours d'étude.

Source : Enquête SIP (2006), DARES-DREES + INSEE et DREES

L'intégralité du parcours professionnel de chaque individu, depuis la sortie des études jusqu'à soit son départ en retraite, soit la situation lors de l'année 2006, est observée. Durant la vie professionnelle de l'individu, il est possible d'identifier chaque année la situation de l'enquêté à travers quatre états possibles : des phases d'emploi long, c'est-à-dire d'une durée supérieure ou égale à 5 ans, des phases d'emploi court (d'une durée inférieure à 5 ans), des phases de chômage (d'une durée supérieure à un an) et des phases d'inactivité (d'une durée de plus d'un an). Connaissant la durée du parcours professionnel, il est alors possible de définir le

pourcentage de temps passé dans chacun des états considérés (*pemplg*, *pempct*, *pchom*, *pcinact*). De manière attendue, nous constatons qu’une large part du parcours est constituée d’emplois longs (62%), les emplois courts ne représentant que 26% de la vie professionnelle, le chômage 3% et l’inactivité 9%. En étudiant la distribution de ces variables (graphique 1), nous constatons que les distributions sont caractérisées par une forte proportion de valeurs nulles. Ceci peut en partie s’expliquer par le fait que l’enquête SIP ne permet pas d’observer les transitions intra-annuelles. Le mode d’administration du questionnaire conduit donc à une sous-déclaration des épisodes de chômage, d’inactivité ou d’emplois courts, puisque seuls ceux d’une durée supérieure à un an sont recensés. Cette imparfaite observation des variables d’emploi peut être qualifiée de censure, caractéristique qu’il faudra prendre en compte dans l’analyse économétrique.

**Graphique 1 : Distribution des variables de parcours professionnel**



Lecture : Ces graphiques présentent les distributions des variables de parcours professionnels. Si on s’intéresse aux emplois longs (en haut à gauche), on constate ainsi que plus de 15% des individus étudiés n’ont aucun emploi long au cours de leur itinéraire professionnel.

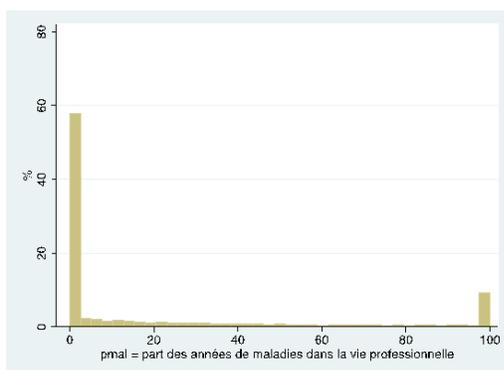
Champ : Individus de moins de 65 ans, rentrés sur le marché du travail et qui ne sont pas en cours d’étude.

Source : Enquête SIP (2006), DARES-DREES

Quant à l'état de santé, il peut être appréhendé à l'aide d'un indicateur objectif : les maladies que l'enquêté a déclaré avoir subi au cours de sa vie. Dans l'enquête, nous pouvons déterminer quelle année cet événement a eu lieu (même s'il n'est pas possible d'observer la durée de la maladie si cette dernière est inférieure à un an). Nous pouvons donc distinguer les maladies qui ont eu lieu avant l'entrée sur le marché du travail et celles qui ont eu lieu pendant la vie professionnelle.

Il est aussi possible d'analyser le degré de gravité de ces maladies. En effet, chaque maladie déclarée est associée à un code de la Classification Internationale des Maladies (CIM) qui détaille la pathologie connue. Ce code CIM peut ensuite être apparié avec les indices de gravité et d'invalidité établis par l'Institut de Recherche et de Documentation en Economie de la Santé (IRDES). L'indice de gravité permet ainsi d'établir si la maladie déclarée est associée à un risque vital pour l'individu alors que l'indice d'invalidité permet de savoir si la maladie entrave la vie quotidienne de l'enquêté (Com-Ruelle, *et al.*, 1997). Grâce à des données, nous avons donc construit pour chaque maladie recensée des indicateurs binaires permettant d'établir si le risque vital est engagé (lorsque la maladie est associée à un pronostic probablement ou certainement mauvais ; score de risque supérieur ou égal à trois) et si la maladie est fortement invalidante (si la maladie induit une autonomie réduite ou compromet l'autonomie de la personne ; score d'invalidité supérieur ou égal à trois). Comme pour les états sur le marché du travail, nous calculons le pourcentage du parcours professionnel pendant lequel l'individu a été malade ou gravement malade (*pmal*, *prisq*, *pinv*). D'après le tableau 1, durant la vie professionnelle, les individus déclarent environ six années durant lesquelles ils ont vécu un épisode de maladie (*nb\_mal\_pdt\_ip*), ce qui représente en moyenne 21% de la vie professionnelle. Pour l'essentiel, les maladies déclarées ne sont pas graves ou invalidantes, puisque moins d'une année est concernée par ces événements. Mais, ces moyennes cachent une très grande hétérogénéité, comme en témoigne le graphique 2.

Graphique 2 : Distribution de la variable d'état de santé (*pmal*)



Lecture : Ce graphique donne la distribution de la variable de santé. On constate ainsi que près de 60% des individus étudiés ont déclaré n'avoir connu aucune maladie au cours de leur itinéraire professionnel.

Champ : Individus de moins de 65 ans, rentrés sur le marché du travail et qui ne sont pas en cours d'étude

Source : Enquête SIP (2006), DARES-DREES

Comme pour les différents états du parcours professionnel, il apparaît que cette variable connaît une forte proportion de valeur nulle, puisque 57% des individus de l'échantillon n'ont déclaré aucune maladie. Cette caractéristique peut tenir ici au caractère rétrospectif de l'enquête qui peut conduire à une sous-déclaration des maladies connues dans le passé. Ceci induit alors une censure sur les variables d'état de santé.

En complément des trajectoires professionnelles et de santé, l'enquête SIP informe sur les facteurs sociaux structurels individuels, tels que l'âge, le genre ou la nationalité.

Le tableau 2 souligne que ces facteurs influencent le parcours professionnel et l'état de santé.

**Tableau 2 : Facteurs sociaux individuels et part des différents états sur le marché du travail et maladies**

|                 | pemplg | pempct | pchom | pinact | pmal  | prisq | pinv |
|-----------------|--------|--------|-------|--------|-------|-------|------|
| homme           | 68,08* | 26,68  | 2,74  | 2,50   | 19,61 | 1,93  | 2,74 |
| femme           | 56,04  | 24,84  | 3,98  | 15,14  | 22,99 | 1,88  | 2,23 |
| moins de 35 ans | 37,10  | 52,20  | 4,65  | 6,05   | 20,34 | 1,35  | 1,56 |
| 55-65 ans       | 72,56  | 11,97  | 2,59  | 12,87  | 24,38 | 2,64  | 3,17 |
| étranger        | 53,52  | 26,14  | 4,53  | 15,80  | 17,82 | 1,34  | 1,39 |
| moyenne         | 61,50  | 25,68  | 3,42  | 9,41   | 21,46 | 1,90  | 2,46 |

Lecture : Les hommes ont passé 68,08% de leur parcours professionnel dans des emplois longs.

Champ : Individus de moins de 65 ans, rentrés sur le marché du travail et ne sont pas en cours d'étude.

Source : Enquête SIP (2006), DARES-DREES

Ainsi, les femmes passent une part plus importante de leur vie professionnelle en inactivité (soit un pourcentage 7 fois plus élevé) ou au chômage que les hommes. Elles déclarent aussi davantage de maladies, même si ces maladies sont moins graves. Des différences par âge apparaissent aussi nettement puisque les moins de 35 ans connaissent des parcours plus marqués par les emplois courts et le chômage, confirmant qu'ils sont plus exposés aux emplois précaires. A l'opposé, les personnes âgées de 55 à 65 ans ont passé une majorité de leur parcours en emplois longs mais aussi en inactivité (qui n'inclut pas la retraite dans notre étude). Ces dernières subissent aussi davantage de maladies, qui sont aussi plus graves et invalidantes. Enfin, les personnes de nationalité étrangère ont des parcours plus marqués par le chômage, l'inactivité et les emplois courts, laissant apparaître de fortes difficultés à accéder aux emplois longs. Mais, ils déclarent moins de maladies que les autres individus, ce qui attesterait que les effets de sélection des migrants vus *supra* s'appliquent.

Pour tenir compte aussi de facteurs sociaux plus macroéconomiques, nous avons introduit la densité médicale régionale (source : DREES), qui peut indiquer la disponibilité de l'offre de soins et donc influencer la santé individuelle, et le taux de chômage régional (source : INSEE) comme proxy de la situation locale du marché du travail qui influence les trajectoires d'emploi.

Le tableau 3 présente les moyennes de densité médicale selon que les individus aient déclaré ou non au moins une maladie au cours de leur itinéraire professionnel et les moyennes de taux de chômage régional selon que les individus aient connu au moins une période d'inactivité ou de chômage.

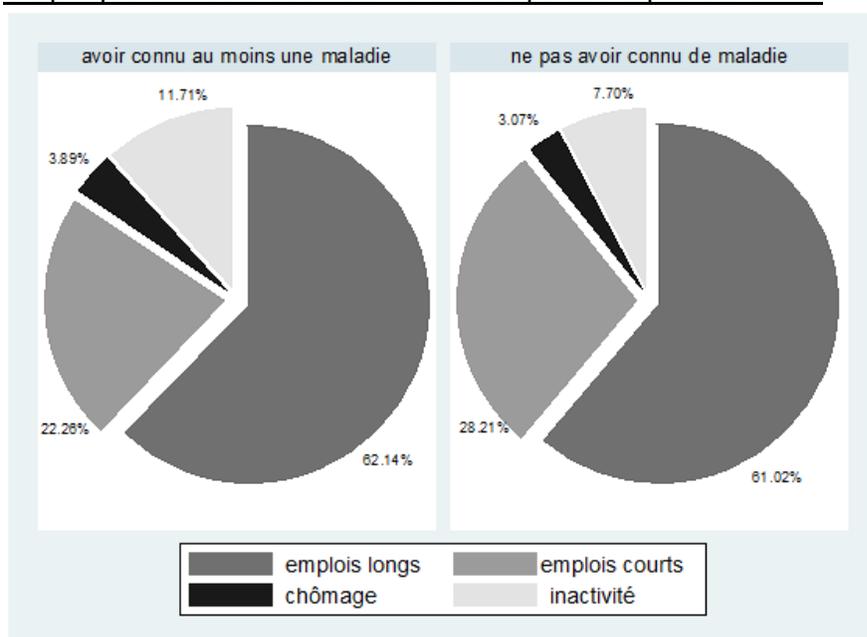
**Tableau 3 : Facteurs sociaux macroéconomiques et états sur le marché du travail et maladies**

|   | Taux moyen de chômage regional | Taux moyen de densité médicale |
|---|--------------------------------|--------------------------------|
| Avoir connu au moins une période d'inactivité | 9,01                           |                                |
| Ne pas avoir connu de période d'inactivité    | 8,80                           |                                |
| Avoir connu au moins une période de chômage   | 9,03                           |                                |
| Ne pas avoir connu de période de chômage      | 8,83                           |                                |
| Avoir déclaré au moins une maladie            |                                | 339,30                         |
| Ne pas avoir déclaré de maladie               |                                | 336,87                         |

Le tableau 3 souligne que les individus qui ont connu des périodes d'inactivité et de chômage de longue durée semblent résider dans des régions plus durement touchées par le chômage. En outre, ceux qui déclarent des maladies habitent davantage dans des régions avec une plus forte densité médicale.

Finalement, nos statistiques descriptives soulignent que les facteurs sociaux influencent tout à la fois la santé et la vie professionnelle. Mais, elles rendent compte aussi de liens substantiels entre les deux phénomènes. Le graphique 3 permet de comparer le parcours professionnel des individus déclarant au moins une maladie durant leur parcours et ceux n'en déclarant aucune.

**Graphique 3 : Déclaration de maladie et parcours professionnel**



Lecture : Les individus qui ont été malades au moins une année pendant leur parcours ont passé 11,71% de leur parcours en inactivité, 3,89% au chômage de longue durée, 22,26% en emplois courts et 62,14% en emplois longs.

Champ : Individus de moins de 65 ans, rentrés sur le marché du travail et qui ne sont pas en cours d'étude.

Source : Enquête SIP (2006), DARES-DREES

Il apparaît alors que les individus ayant déclaré au moins un épisode de maladie sont davantage touchés par le chômage et l'inactivité et ce au détriment des emplois, principalement de courte durée.

### **Modéliser les liens entre santé, parcours professionnel et inégalités**

La multiplicité des liens entre facteurs sociaux, santé et parcours professionnel rend indispensable de mobiliser des techniques d'estimation qui assurent de prendre en compte l'interdépendance entre santé et itinéraire professionnel.

Avant de détailler la méthode d'estimation retenue, rappelons que nous appréhendons l'état de santé à travers le pourcentage d'années pendant lesquelles au moins une maladie a été déclarée dans le total de la vie professionnelle (sans prise en compte de la gravité de la maladie - *pmal* - ou avec - *prisq*, *pinv*) et le parcours professionnel à travers quatre indicateurs : le pourcentage d'années passées en emplois longs (*pemplg*), en emplois courts (*pempct*), au chômage de longue durée (*pchom*) et en inactivité (*pinact*). Sachant que la somme des épisodes d'emplois, de chômage et d'inactivité donne la durée de la vie professionnelle, nous pouvons centrer l'analyse sur trois des quatre indicateurs, le dernier étant pris comme catégorie de référence. Nous avons choisi dans cette étude de prendre les emplois longs comme référence, puisqu'ils permettent de décrire l'insertion la plus durable. En outre, les analyses descriptives ont souligné qu'une forte proportion d'individus n'a pas déclaré de maladies ou de périodes de chômage de longue ou d'inactivité ou d'emplois courts. Nous suspectons d'ailleurs une sous-déclaration des deux phénomènes, qui implique que la distribution des variables *pmal*, *pemplct*, *pchom* et *pinact* est censurée en zéro. Pour traiter tout à la fois des problèmes de censure sur les variables expliquées et de l'interdépendance de ces variables, nous mobilisons, pour l'estimation, un modèle *tobit multivarié*, présenté dans l'encadré 1.

En outre, nous souhaitons étudier non seulement l'indicateur de santé *pmal* mais aussi les indicateurs plus qualitatifs qui permettent de tenir compte de la gravité des maladies déclarées, à travers les variables *prisq* et *pinv*. Nous estimons donc trois systèmes d'équation en prenant en compte comme indicateurs de santé successifs *pmal*, *prisq* et *pinv*. Les résultats pour les indicateurs de gravité *prisq* et *pinv* sont donnés en annexes A et B.

#### Encadré n°1 : Le tobit multivarié

Les indicateurs de maladies et de parcours professionnel sont définis comme le pourcentage de survenance de chaque phénomène durant la vie professionnelle de l'individu. Ces variables sont donc comprises en 0 et 100 mais sont caractérisées par une forte proportion de valeurs nulles, qui témoigne qu'un grand nombre d'individus n'a pas déclaré de maladies ou de période de chômage de longue durée, etc. Compte tenu de ces distributions censurées, l'application des Moindres Carrés Ordinaires à de telles variables peut conduire à des biais d'estimation. En outre, il est nécessaire de tenir compte de la probable interdépendance entre les phénomènes étudiés.

Afin de lever ces deux difficultés, nous proposons de mobiliser pour l'estimation un modèle *tobit multivarié*, forme réduite du tobit simultané (Maddala, 1983, pp.209). La modélisation simultanée

suppose que les variables expliquées de chaque équation sont introduites comme variable explicative dans les autres équations. Cela permet alors d'identifier les effets récursifs des variables expliquées les unes sur les autres mais au prix d'hypothèses très restrictives sur l'estimation de ces effets (Maddala, 1983, pp.208). Nous privilégions donc une approche multivariée, généralisation du modèle *tobit* développé par Amemiya (1973) puis du *tobit bivarié* (Maddala, 1983, pp.205-2010). Cette dernière ne nécessite que des conditions souples d'identification, comme la présence de variables explicatives propres à chaque phénomène étudié (cf. *infra* pour plus de détails).

Ce modèle se définit par le système d'équations suivant:

$$\begin{cases} pmal_i = \beta'x_i + \varepsilon_i \text{ si } pmal_i^* > 0 \text{ et } pmal_i = 0 \text{ sinon (1)} \\ pinact_i = \delta_a'z_i + \mu_{ai} \text{ si } pinact_i^* > 0 \text{ et } pinact_i = 0 \text{ sinon (2)} \\ pchom_i = \delta_c'z_i + \mu_{ci} \text{ si } pchom_i^* > 0 \text{ et } pchom_i = 0 \text{ sinon (3)} \\ pempct_i = \delta_e'z_i + \mu_{ei} \text{ si } pempct_i^* > 0 \text{ et } pempct_i = 0 \text{ sinon (4)} \\ pemplg = \text{ref.} \end{cases}$$

avec :

- $pmal^*$ ,  $pinact^*$ ,  $pchom^*$  et  $pempct^*$  les variables latentes ;
- $X$  : le vecteur des explicatives de l'état de santé ;
- $Z$  : le vecteur des explicatives du parcours professionnel ;
- $\varepsilon$  et  $\mu_j$  les termes d'erreur, avec  $j$  : les différents états.

où  $E(\varepsilon) = 0$ ,  $E(\mu_j) = 0$ , et  $\rho_{\varepsilon\mu_j}$ ,  $\rho_{\mu_j\mu_{j'}}$  les coefficients de corrélation des erreurs.

En assurant une estimation conjointe des différentes équations, le *tobit* multivarié permet d'estimer les coefficients de corrélation entre les termes d'erreur des différentes équations. Si  $\rho_{\varepsilon\mu_j} \neq 0$ , il existe un lien significatif entre l'équation de santé et les équations décrivant le parcours professionnel. Si  $\rho_{\mu_j\mu_{j'}} \neq 0$ , il existe un lien entre les différents états sur le marché du travail.

### **L'identification du modèle**

Tenant compte de ces liens, le *tobit* multivarié assure donc d'estimer de manière robuste l'effet des différentes variables explicatives sur la santé et le parcours professionnel. Les vecteurs  $X$  et  $Z$  comprennent plusieurs variables communes, notamment les facteurs sociaux. Mais dans un souci d'identification du modèle (Maddala, 1983, p.209), certaines variables doivent être spécifiques à l'analyse de la santé, tandis que d'autres n'expliquent que le parcours professionnel.

Concernant l'état de santé, nous avons introduit le nombre de maladies connues pendant l'enfance ( $nb\_mal\_avt$ ) qui peut permettre de tenir compte d'effet de récurrence, mais qui peut aussi indiquer le capital santé de départ.

Nous avons aussi souhaité prendre en compte des facteurs plus macroéconomiques dans les trajectoires individuelles de santé et d'emploi, ces facteurs pouvant être assimilés à des facteurs sociaux structureaux. Parmi ces facteurs, nous avons introduit, dans l'équation de santé, la densité de médecins au niveau régional ( $dmed$ ), qui, si elle est trop basse, pourrait conduire à minorer le diagnostic des maladies. Parallèlement, dans les équations d'emplois courts, chômage et inactivité, nous avons pris en compte la situation locale du marché du travail, à travers le taux de chômage régional ( $txchom\_reg$ ).

Le modèle *tobit* multivarié est estimé à l'aide de la technique du maximum de vraisemblance simulé (Train, 2009).

## Une réelle interdépendance entre parcours de santé et parcours professionnel

Avant de commenter l'effet des inégalités, concentrons-nous sur les liens qu'entretiennent santé et parcours professionnel et discutons de la significativité des coefficients de corrélation entre l'équation de santé (équation 1) et les autres équations (cf. tableau 4). Deux de ces coefficients ( $\rho_{12}$ ,  $\rho_{13}$ ) sont significativement différents de zéro, mettant en évidence que les indicateurs d'état de santé et de chômage ou d'inactivité sont interdépendants. Si on centre l'analyse uniquement les maladies graves ou invalidantes (résultats en annexe A et B), on constate que seule demeure une interdépendance entre santé et inactivité. Ce résultat atteste donc que la survenance d'une maladie grave pousse les individus vers l'inactivité, comme en attestait déjà Barnay (2005). En outre, les différents états sur le marché du travail sont aussi liés, notamment les emplois de courte durée, le chômage et l'inactivité. Ce résultat peut mettre en évidence une segmentation du marché du travail (Doeringer, Piore, 1971) avec l'existence d'un marché secondaire caractérisé par des emplois précaires et par une forte perméabilité avec le chômage ( $\rho_{34}$ ).

A la lumière de ces résultats, nous concluons donc qu'état de santé et itinéraire professionnel ne peuvent pas être traités de manière indépendante au risque d'aboutir à des estimations biaisées des effets des inégalités. L'application de modèles d'estimation multivariés s'avère donc indispensable pour obtenir des estimations robustes.

Comme noté dans l'encadré n°1, ces modèles nécessitent cependant l'inclusion de variables d'identification, c'est-à-dire de variables qui expliquent exclusivement la santé et d'autres exclusivement le parcours professionnel. Nous avons pour cela introduit la densité médicale ( $dens\_med$ ) le nombre de maladies connues avant l'entrée sur le marché du travail ( $nb\_mal\_avt\_ip$ ) dans l'équation de santé et le taux de chômage régional ( $txchom\_reg$ ). Nos résultats attestent que deux de ces variables ont bien un effet significatif. Nous mettons ainsi en évidence que le nombre de maladies connues pendant l'enfance augmente notablement la part des épisodes de maladies dans le parcours professionnel. Ceci témoigne d'effets de récurrence dans l'état de santé. Concernant le parcours professionnel, on note que la situation locale du marché du travail affecte les situations individuelles. Ainsi, plus le taux de chômage régional est élevé, plus les individus sont touchés par l'inactivité ou le chômage.

Tableau 4 : Résultats du tobit multivarié

|                              | Equation 1 : pmal           |                     | Equation 2 : pinact |                    | Equation 3 : pchom |                     | Equation 4 : pempct |                     |
|------------------------------|-----------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                              | Coeff.                      | t de Student        | Coeff.              | t de Student       | Coeff.             | t de Student        | Coeff.              | t de Student        |
| constante                    | -15,201                     | -3,44***            | -85,441             | 20,45***           | -53,751            | 17,83***            | 4,334               | 1,85*               |
| fem                          | 7,948                       | 6,24***             | 47,083              | 35,49***           | 7,819              | 9,65***             | -1,115              | -1,58 <sup>ns</sup> |
| Age inférieur à 35 ans       | -28,250                     | -4,77***            | -17,940             | 10,28***           | 3,829              | 3,35***             | 43,927              | 41,67***            |
| Age de 35 à 44 ans           | -18,392                     | -0,70***            | -11,698             | -7,52***           | 3,095              | 3,07***             | 10,048              | 11,18***            |
| Age de 45 à 54 ans           | -8,334                      | -5,31***            | -6,981              | -4,79***           | -0,194             | -0,19 <sup>ns</sup> | 1,971               | 2,48**              |
| Age supérieur à 55 ans : Ref | -                           | -                   | -                   | -                  | -                  | -                   | -                   | -                   |
| etrang                       | -1,760                      | -0,68 <sup>ns</sup> | 14,693              | 6,81***            | 2,804              | 1,71*               | 2,839               | 2,04**              |
| ndipl                        | 13,947                      | 5,58***             | 41,033              | 17,97***           | 15,162             | 9,21***             | 6,773               | 4,79***             |
| brevet                       | 12,789                      | 7,80***             | 23,392              | 14,87***           | 11,391             | 10,66***            | 5,196               | 5,76***             |
| bac                          | 7,450                       | 3,67***             | 13,385              | 6,82***            | 7,909              | 5,97***             | 2,052               | 1,75*               |
| Bac+2 et + : Ref             |                             |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| pere_etrang                  | 3,372                       | 1,19 <sup>ns</sup>  | 3,057               | 1,23 <sup>ns</sup> | 4,176              | 2,28 <sup>ns</sup>  | 1,231               | 0,78 <sup>ns</sup>  |
| mere_etrang                  | -5,445                      | -1,81*              | 4,378               | 1,68 <sup>ns</sup> | 1,515              | 0,79 <sup>ns</sup>  | 2,472               | 1,50 <sup>ns</sup>  |
| nb_mal_avt_ip                | 8,112                       | 54,61***            |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| dmed_reg                     | 0,006                       | 0,48 <sup>ns</sup>  |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| txchom_reg                   |                             |                     | 2,367               | 6,03***            | 1,655              | 6,01 <sup>ns</sup>  | -0,272              | -1,83*              |
| sigma1                       | 53,529 (95,50***)           |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| sigma2                       | 43,090 (73,51***)           |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| sigma3                       | 28,423 (49,87***)           |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| sigma4                       | 33,005 (105,80***)          |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho12                        | 0,109 (7,19***)             |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho13                        | 0,077 (4,87***)             |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho14                        | 0,005 (0,36 <sup>ns</sup> ) |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho23                        | 0,055 (3,14**)              |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho24                        | 0,005 (0,40 <sup>ns</sup> ) |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho34                        | 0,170 (12,90***)            |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| Log. de vraisemblance        | -92387,019                  |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| Nb. d'observations           | 9806                        |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |

NB : \*\*\* : significatif à 1%, \*\* : significatif à 5% , \* : significatif à 10% , ns : non significatif

Lecture : Ce tableau présente les résultats de l'estimation du Tobit multivariés avec correction de White (1982)

Pour les coefficients rho et sigma, le t de Student estimé figure entre parenthèses.

Champ : Individus de moins de 65 ans, rentrés sur le marché du travail et qui ne sont pas en cours d'étude

Source : Enquête SIP (2006), DARES-DREES.

Nos résultats amènent à deux conclusions majeures. Premièrement, santé et parcours professionnel sont bien liés et seule une étude conjointe de ces deux phénomènes peut rendre compte de manière robuste de l'influence des inégalités. Deuxièmement, certaines inégalités produisent des effets cumulatifs alors que d'autres n'affectent que la vie professionnelle.

### **Des facteurs sociaux qui peuvent affecter à la fois la santé et le parcours professionnel...**

En tenant compte à la fois des liens entre santé et parcours professionnel et des phénomènes de censure des variables à expliquer, nous mettons en évidence que certains facteurs sociaux ont des effets cumulatifs. Ainsi, l'âge (*age35*, *age35\_45* et *age45\_55*) affecte à la fois santé et vie professionnelle. Ainsi, les travailleurs les plus âgés ont tout à la fois un indicateur de santé plus faible et des parcours plus tournés vers l'inactivité. Ce résultat souligne que l'inactivité peut devenir une voie de sortie du marché du travail pour les travailleurs âgés en mauvaise santé, confrontés à de fortes difficultés de maintien ou de retour vers l'emploi (Barnay, 2008). Les mêmes effets sont observés pour le niveau d'éducation (*ndipl*, *brevet*, *bac*) : les moins diplômés cumulent mauvaise santé et difficultés sur le marché du travail.

### **... Mais, tous les facteurs sociaux n'influencent pas à la fois santé et parcours professionnel**

Le genre (*fem*) produit par exemple un effet particulier. D'après le tableau 4, les femmes déclarent davantage de maladies au cours de leur parcours. Cependant, lorsque la gravité de la maladie est prise en compte (annexes A et B), les femmes déclarent moins de maladies. Le genre produit donc un effet complexe sur les inégalités de santé, comme le montrait la littérature en économie de la santé. En revanche, nous retrouvons des effets très marqués du genre sur le parcours professionnel, puisque les femmes sont plus concernées par des épisodes longs d'inactivité ou de chômage. Maruani (2004) avait déjà mis en évidence la situation particulière des femmes sur le marché du travail, femmes qui sont globalement de plus en plus actives mais aussi plus confrontées à une précarité de l'emploi et des interruptions de carrière. Nos résultats soulignent donc que les inégalités de genre semblent donc surtout se focaliser sur le marché du travail, sans affecter de manière directe l'état de santé quand la gravité des maladies est prise en compte.

Nous notons aussi que les individus de nationalité étrangère (*etrang*) ont des parcours professionnels nettement plus difficiles, ponctués par davantage d'épisodes de chômage et d'inactivité. Mais leurs états de santé ne semblent pas être plus dégradés, voire même préservés (pour les individus ayant une mère de nationalité étrangère et pour les maladies graves). Ce résultat complète donc les résultats de Jusot *et al.* (2009) qui avaient constaté que si les étrangers avaient à l'arrivée en France de meilleurs états de santé (en raison d'effets de sélection), leur santé se dégradait au fur et à mesure du temps passé, en raison de conditions de vie et notamment d'emploi fortement défavorables. Nos résultats établissent qu'effectivement, les différences de nationalité semblent surtout impacter le parcours professionnel. Après la prise en compte des liens entre marché du travail et santé, ces inégalités n'affectent pas directement la santé.

## Références

- P. Adams, M. Hurd, D. McFadden, A. Merrill, T. Ribeiro, 2003, "Healthy, wealthy and wise ? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status", *Journal of Econometrics*, n°112.
- V. Albouy, T. Waneck, 2003, "Les inégalités sociales d'accès aux grandes écoles", *Economie et Statistique*, n°361, pp.27-52.
- T. Amemiya, 1973, "Regression analysis when the dependent variable is a truncated normal", *Econometrica*, vol. 41, pp.1193-1205.
- J-J. Arrighi, 2012, *Quand l'école est finie... Premiers pas dans la vie active d'une generation - Enquête 2010*, CEREQ, 63p.
- C. Attias-Donfut, F-C. Wolff, 2005, "Le lieu d'enterrement des personnes nées hors de France", *Population*, vol.60, n°5-6, pp.813-836.
- A. Autume (d'), J-P. Betbeze, J-O. Hairault, 2006, *Les séniors et l'emploi en France*, Conseil d'Analyse Economique, La Documentation Française, 243p.
- T. Barnay, 2008, "Chômage et invalidité après 50 ans : deux dispositifs alternatifs de sortie de l'emploi pour les seniors en mauvaise santé ?", *Economie et Statistique*, n°411, pp.47-63.
- T. Barnay, 2005, "Santé déclarée et cessation d'activité", *Revue Française d'Economie*, vol.20, n°2, pp.73- 06.
- N. Biddle, S. Kennedy, J.T. McDonald, 2007, "Health assimilation Patterns amongst Australian immigrants", *Economic Record*, vol.83, n°260, pp.16-30.
- S. Bosc, 2003, "Groupes sociaux ou classes sociales", in *La société et ses stratifications*, Cahiers français, n°314, pp.40-46.
- F. Bourguignon, 1986, "Female participation and taxation in France", *Unemployment, Search and Labour Supply*, Blundell and Walker eds, Cambridge University Press, pp.243-266.
- P. Breuil-Genier, F. Rupprecht, 2000, "Comportements opportunistes des patients et des médecins : l'apport d'analyses par episode de soins", *Économie et Prévision*, n° 142, pp.163-181.
- C. Bruno, S. Cazes, 1997, "Le chômage des jeunes en France : un état des lieux", *Revue de l'OCDE*, vol.62, n°62, pp.75-107.
- J-P. Caille, F. Rosenwald, 2006, "Les inégalités de réussite à l'école élémentaire : construction et évolution", in *Portait Social*, INSEE, pp.115-137.
- E. Cambois, F. Jusot, 2007, "Ampleur, tendance et causes des inégalités sociales de santé et de mortalité en Europe : une revue des études comparatives", *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, numéro thématique "Les inégalités sociales de santé en France en 2006 : éléments de l'état des lieux", n°2-3, pp.10-14.
- P-A. Chiappori, B. Fortin, G. Lacroix, 2001, "Marriage market, divorce legislation and household labor supply", *Journal of Political Economy*.
- P. Choffel, E. Delattre, 2003, "Effets locaux et urbains sur les parcours de chômage Une analyse microéconométrique sur le panel de chômeurs TDE-MLT", *Premières Synthèses*, DARES, n°43.1.
- T. Coutrot, 2008, "La prévention des risques professionnels vue par les salariés", *Premières synthèses*, n° 05.1.
- T. Coutrot, M-C. Floury, N. Guignon, S. Hamon-Cholet, D. Waltisperger, B. Arnaudo, I. Magaud-Camus, N. Sandret, 2006, "L'exposition aux risques et aux pénibilités du travail de 1994 à 2003", *Conditions de travail et relations professionnelles*.
- G. Davey Smith, D. Blane, M. Bartley, 1994, "Explanations for socio-economic differentials in mortality. Evidence from Britain and elsewhere", *European Journal Public Health*, vol.4, pp.131-144.
- T. Debrand, C. Taffin, 2005, "Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans", *Economie et Statistique*, n°381-382, pp. 125-146.
- T. DeLeire, 2000, "The wage and employment effects of the Americans with disabilities act", *Journal of Human Resources*, n°35, pp.693-715.
- T. DeLeire, 2001, "Changes in wage discrimination against people with disabilities: 1984-1993", *Journal of Human Resources*, n°36, pp.144-158.
- M. Devaux, F. Jusot, A. Tronnaoy, S. Tubeuf, 2008, "La santé des seniors selon leur origine sociale et la longévité de leurs parents", *Economie et Statistique*, n°411, pp.25-46.
- P. Doeringer, M Piore, 1971, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington (Mass.).
- E. Duguet, Y. L'Horty, F. Sari, 2009, "Sortir du chômage en Ile-de-France", *Revue Economique*, vol.60, pp.979-1010.
- E. Eggink, J.P. Hop, B.M.S. Van Praag, 1994, "A symmetric approach to the labour market with the household as a unit of observation", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 9, pp.133-161.

- S. Eichenbaum-Voline, L. Malavolti, A. Paraponaris, B. Ventelou, 2008, "Cancer et activité professionnelle", *Revue de L'OFCE*, n°104, pp. 105-34.
- J. Freyssinet (sous la direction de), 2007, *Niveaux de vie et inégalités sociales*, CNIS, 117 p.
- P. Givord, 2005, "Formes particulières d'emploi et insertion des jeunes", *Economie et Statistique*, n°388-389, pp.129-143.
- L. Gobillon, H. Selod, 2007, "Ségrégation résidentielle, accessibilité des emplois et chômage : le cas de l'Île-de-France", *Economie et Prévision*, vol.180-181, pp.19-38.
- D. Goux, E. Maurin, 1995, « Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes Formation Qualification Professionnelle 1970,1977, 1985 et 1993 », *Revue Française de Sociologie*, vol.36, n°1, pp. 81-121.
- S. Hamon-Cholet, N. Sandret, 2007, "Accidents et conditions de travail", *Premières synthèses*, n°31.2.
- INSEE, 2009, "Indicateurs d'Inégalités Sociales", in *France, Portrait Social*, pp. 143-148.
- O. Joseph, A. Pailhé, I. Recotillet, A. Solaz, 2012, "Faut-il tourner la PAJE ? : l'impact de la Prestation d'Accueil du Jeune Enfant sur le parcours professionnel des mères", *Formation Emploi*, n°118, pp.103-123.
- F. Jusot, J. Silva, P. Dourgnon, C. Sermet, 2009, "Inégalités de santé liées à l'immigration en France. Effet des conditions de vie ou sélection à la migration ?", *Revue Economique*, vol.60, pp.385-411.
- F. Jusot, M. Khat, T. Rochereau, C. Sermet, 2006, "Une mauvaise santé augmente fortement les risques de perte d'emploi", *Données Sociales - La société Française*, pp.532-542.
- J.F. Kain, 1968, "Housing segregation, negro employment and metropolitan decentralization", *Quarterly Journal of Economics*, vol.82, pp.32-59.
- M. Khat, Y. Courbage, 1995, "Mortalité des immigrés marocains en France, de 1979 à 1991. II-Les causes de décès", *Population*, (2) pp.447-472.
- C. Landais, 2007, "Les hauts revenus en France (1998-2006) : Une explosion des inégalités ? ", *Working Paper Paris School of Economics*.
- A. Leclerc, D. Fassin, H. Grandjean, M. Kaminski, T. Lang, 2000, *Les Inégalités Sociales de Santé*, Paris, La Découverte/Inserm.
- L. Lesnard, 2006, "Flexibilité des horaires de travail et inégalités sociales", in *La Société Française, Données Sociales*, INSEE, pp. 371-378.
- S. Lollivier, 2001, "Les choix d'activité des femmes en couple : une approche longitudinale", *Economie et Statistique*, n°349-350, pp.125-140.
- G.S. Maddala, 1983, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- D. Madden, 2004, "Labour market discrimination on the basis of health: an application to UK data", *Applied Economics*, n°36, pp.421-442.
- M. Maruani, 2004, "Activité, précarité, chômage : toujours plus ?", *Revue de l'OFCE*, n°90, pp.96-115.
- A. Mesrine, 2000, "La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage ?", *Economie et statistique*, n°334.
- D. Meurs, A. Pailhé, 2010, "Position sur le marché du travail des descendants directs d'immigrés en France : les femmes doublement désavantagées ?", *Economie et Statistique*, n°431-432, pp.129-151.
- F. Milewski, S. Dauphin, N. Kesteman, M-T. Letablier, D. Meda, 2005, *Les inégalités entre les femmes et les hommes : Les facteurs de précarité*, La Documentation Française, 350p.
- J. Morris, D. Cook, G. Shaper, 1994, "Loss of Employment and Mortality", *British Medical Journal*, n°308, pp. 1135-1139.
- Z. Or, 2001, "Exploring the effects of health care on mortality across OECD countries", *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 46.
- T. Piketty, 2003, "Income inequality in France, 1901-1998", *Journal of Political Economy*, vol.111, pp.1004-1043.
- M-J. Saurel-Cubizolles, B. Blondel, 1996, *La santé des femmes*, Paris, Flammarion "Médecine-Sciences".
- M. Shaw, D. Dorling, G. D. Smith, 1999, "Poverty, social exclusion, and minorities", in M. Marmot and R. Wilkinso (eds), *Social Determinants of Health*, Oxford, Oxford University Press.
- S. Stern, 1989. "Measuring the effect of disability on labor force participation", *Journal of Human Resources*, n°24, pp.361-395.
- K. Stronks, H. Dike van de Mheen, C.W.N. Looman, J.P. Mackenbach, 1996, "Behavioural and structural factors in the explanation of socio-economic inequalities in health: an empirical analysis", *Sociology of Health & Illness*, [vol.18, Issue 5](#), pp.653-674.

K. Train, 2009, *Discrete Choice Methods with Simulation*, Second Edition, Cambridge University Press.  
D. Waltisperger, 2008, "Pénibilité du travail et sortie précoce de l'emploi", *Premières synthèses*, n° 03.1.  
2004, *Rapport sur la précarité des femmes*, la Documentation Française

## Annexe A : Résultats du tobit multivarié (indice de gravité des maladies)

|                              | Equation 1 : prisq            |                     | Equation 2 : pinact |                    | Equation 3 : pchom |                     | Equation 4 : pempct |                     |
|------------------------------|-------------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                              | Coeff.                        | t de Student        | Coeff.              | t de Student       | Coeff.             | t de Student        | Coeff.              | t de Student        |
| constante                    | -126,043                      | -9,12***            | -85,573             | -20,79****         | -53,845            | -17,94***           | 4,334               | 1,89*               |
| fem                          | -0,677                        | 3,18***             | 47,064              | 36,04***           | 7,817              | 9,67***             | -1,118              | -1,60 <sup>ns</sup> |
| Age inférieur à 35 ans       | -47,076                       | -7,94***            | -18,013             | -10,30***          | 3,843              | 3,36***             | 43,941              | 42,00***            |
| Age de 35 à 44 ans           | -32,532                       | -6,20***            | -11,733             | -7,55***           | 3,110              | 3,08***             | 10,055              | 11,31***            |
| Age de 45 à 54 ans           | -17,522                       | -3,79***            | -7,112              | -4,88***           | -0,202             | -0,20 <sup>ns</sup> | 1,987               | 2,50**              |
| Age supérieur à 55 ans : Ref | -                             | -                   | -                   | -                  | -                  | -                   | -                   | -                   |
| etrang                       | -7,826                        | -0,97 <sup>ns</sup> | 14,615              | 6,79***            | 2,838              | 1,73*               | 2,835               | 2,04**              |
| ndipl                        | 22,735                        | 3,09***             | 41,112              | 18,04***           | 15,187             | 9,23***             | 6,774               | 4,79***             |
| brevet                       | 12,049                        | 2,44**              | 23,460              | 15,02***           | 11,406             | 10,68***            | 5,189               | 5,78***             |
| bac                          | 6,461                         | 1,03 <sup>ns</sup>  | 13,524              | 6,93***            | 7,926              | 5,99***             | 2,030               | 1,75*               |
| Bac + 2 et + : ref           | -                             | -                   | -                   | -                  | -                  | -                   | -                   | -                   |
| pere_etrang                  | -7,002                        | -0,82 <sup>ns</sup> | 3,044               | 1,22 <sup>ns</sup> | 4,139              | 2,25**              | 1,205               | 0,76 <sup>ns</sup>  |
| mere_etrang                  | 6,004                         | 0,72 <sup>ns</sup>  | 4,475               | 1,71*              | 1,573              | 0,82 <sup>ns</sup>  | 2,491               | 1,50 <sup>ns</sup>  |
| nb_mal_av_ip                 | 2,545                         | 4,65***             |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| dmed_reg                     | -0,026                        | -0,75 <sup>ns</sup> |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| txchom_reg                   |                               |                     | 2,383               | 6,13***            | 1,663              | 6,05***             | -0,271              | -1,85*              |
| sigma1                       | 87,987 (29,65***)             |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| sigma2                       | 43,071 (74,69***)             |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| sigma3                       | 28,427 (50,11***)             |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| sigma4                       | 33,006 (105,88***)            |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho12                        | 0,145 (5,63***)               |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho13                        | -0,005 (-0,16 <sup>ns</sup> ) |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho14                        | -0,006 (-0,28 <sup>ns</sup> ) |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho23                        | 0,053 (3,06***)               |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho24                        | 0,005 (0,39 <sup>ns</sup> )   |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| rho34                        | 0,173 (13,04***)              |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| Log. de vraisemblance        | -70831,267                    |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |
| Nb. d'observations           | 9806                          |                     |                     |                    |                    |                     |                     |                     |

NB : \*\*\* : significatif à 1%, \*\* : significatif à 5% , \* : significatif à 10%

Lecture : Ce tableau présente les résultats de l'estimation du Tobit multivariés avec correction de White (1982), en prenant en compte les indices de gravité des maladies.

Pour les coefficients rho et sigma, le t de Student estimé figure entre parenthèses.

Champ : Individus de moins de 65 ans, rentrés sur le marché du travail et ne sont pas en cours d'étude

Source : Enquête SIP (2006), DARES-DREES

## **Annexe B : Résultats du tobit multivarié (indice d'invalidité des maladies)**

|                              | pinv                          |                     | pinact  |              | pchom   |                     | pempct |                     |
|------------------------------|-------------------------------|---------------------|---------|--------------|---------|---------------------|--------|---------------------|
|                              | Coeff.                        | t de Student        | Coeff.  | t de Student | Coeff.  | t de Student        | Coeff. | t de Student        |
| constante                    | -126,528                      | -8,33***            | -85,210 | -20,41***    | -53,867 | -17,95***           | 4,333  | 1,86*               |
| fem                          | -9,299                        | -2,34**             | 46,954  | 35,48***     | 7,813   | 9,68***             | -1,115 | -1,59 <sup>ns</sup> |
| Age inférieur à 35 ans       | -49,581                       | -7,79***            | -17,953 | -10,31***    | 3,849   | 3,36***             | 43,940 | 41,9***             |
| Age de 35 à 44 ans           | -19,619                       | -3,62***            | -11,740 | -7,54***     | 3,114   | 3,08***             | 10,055 | 11,24***            |
| Age de 45 à 54 ans           | -9,280                        | -1,87*              | -7,069  | -4,84***     | -0,201  | -0,20 <sup>ns</sup> | 1,986  | 2,50**              |
| Age supérieur à 55 ans : Ref |                               |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| etrang                       | -18,365                       | -2,10**             | 14,593  | 6,70***      | 2,838   | 1,73*               | 2,835  | 2,04**              |
| ndipl                        | 25,691                        | 3,23***             | 41,065  | 17,91***     | 15,196  | 9,24***             | 6,776  | 4,78***             |
| brevet                       | 16,285                        | 3,03***             | 23,460  | 14,97***     | 11,412  | 10,7***             | 5,189  | 5,77***             |
| bac                          | 15,688                        | 2,35**              | 13,472  | 6,90***      | 7,924   | 5,99***             | 2,033  | 1,74*               |
| Bac + 2 et + : ref           | -                             | -                   | -       | -            | -       | -                   | -      | -                   |
| pere_etrang                  | -5,262                        | -0,57 <sup>ns</sup> | 3,058   | 1,24***      | 4,136   | 2,26**              | 1,199  | 0,76 <sup>ns</sup>  |
| mere_etrang                  | 13,921                        | 1,51 <sup>ns</sup>  | 4,429   | 1,70         | 1,579   | 0,82 <sup>ns</sup>  | 2,494  | 1,51 <sup>ns</sup>  |
| nb_mal_avt_ip                | 3,259                         | 6,03***             |         |              |         |                     |        |                     |
| dmed_reg                     | -0,065                        | -1,73*              |         |              |         |                     |        |                     |
| txchom_reg                   |                               |                     | 2,358   | 6,00***      | 1,665   | 6,05***             | -0,271 | -1,14 <sup>ns</sup> |
| sigma1                       | 97,111 (35,79***)             |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| sigma2                       | 43,024 (73,8***)              |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| sigma3                       | 28,428 (50,45***)             |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| sigma4                       | 33,007 (106,62***)            |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| rho12                        | 0,110 (4,42***)               |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| rho13                        | -0,015 (-0,55 <sup>ns</sup> ) |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| rho14                        | -0,013 (-0,60 <sup>ns</sup> ) |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| rho23                        | 0,054 (3,09***)               |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| rho24                        | 0,005 (0,40 <sup>ns</sup> )   |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| rho34                        | 0,173 (13,06***)              |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| Log. de vraisemblance        | -71347,225                    |                     |         |              |         |                     |        |                     |
| Nb. d'observations           | 9806                          |                     |         |              |         |                     |        |                     |

NB : \*\*\* : significatif à 1%, \*\* : significatif à 5% , \* : significatif à 10%

Lecture : Ce tableau présente les résultats de l'estimation du Tobit multivariés avec correction de White (1982), en prenant en compte les indices d'invalidité des maladies.

Pour les coefficients rho et sigma, le t de Student estimé figure entre parenthèses.

Champ : Individus de moins de 65 ans, rentrés sur le marché du travail et ne sont pas en cours d'étude

Source : Enquête SIP (2006), DARES-DREES

