



Document de travail
Working paper

Durée d'arrêt de travail, salaire et Assurance maladie : application microéconomique à partir de la base Hygie

Mohamed Ali Ben Halima (Irdes)
Thierry Debrand (Irdes)

DT n° 42

Septembre 2011

Reproduction sur d'autres sites interdite mais lien vers le document accepté :
<http://www.irdes.fr/EspaceRecherche/DocumentsDeTravail/DT42DureeArretTravailAssuranceMaladieMicroBaseHygie.pdf>

Institut de recherche et documentation en économie de la santé



INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ

10, rue Vauvenargues 75018 Paris

www.irdes.fr • Tél: 01 53 93 43 02 • Fax: 01 53 93 43 07 • E-mail: publications@irdes.fr

- Directeur de publication : Yann Bourgueil
- Conseillers scientifiques: Mohamed Ali Ben Halima, Julien Mousquès, Nicolas Sirven
- Secrétariat de rédaction : Franck-Séverin Clérembault - Anne Evans
- Maquettiste : Khadidja Ben Larbi
- Diffusion: Suzanne Chriqui, Sandrine Bequignon

Les jugements et opinions qui pourraient être exprimés dans ce document de travail n'engagent que leurs auteurs et non l'Irdes.

Durée d'arrêt de travail, salaire et Assurance maladie : application microéconométrique à partir de la base Hygie*

Mohamed Ali Ben Halima[†], Thierry Debrand[‡]

Septembre 2011

Résumé

L'objectif de cet article est de mettre en évidence la relation entre la durée d'arrêt de travail, les salaires et l'Assurance maladie. Nous présentons une réécriture du modèle développé par Allen (1981), en tenant compte des spécificités du modèle français.

Les propriétés d'équilibre du modèle montrent qu'il existe une indétermination de l'effet du salaire sur la durée de l'arrêt de travail et que les règles de l'Assurance maladie modifient aussi la durée d'arrêt de travail. Cette propriété est soumise à estimation économétrique en utilisant la base de données Hygie, construite à partir de la fusion de différents fichiers administratifs de salariés du secteur privé en France en 2005, qui permet de prendre en considération : les relations " employeurs/employés ", l'impact des caractéristiques des entreprises sur la santé de leurs employés mais aussi les interactions entre la santé et le travail.

Nous estimons un modèle à hasard proportionnel à temps discret en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée sur l'échantillon des hommes et des femmes. Afin de lever l'indétermination du salaire sur la durée d'arrêt de travail, quatre niveaux sont mobilisés : le niveau actuel du salaire, le taux d'évolution depuis le début de la carrière salariale (rendement de l'éducation), la progression sur les deux dernières années (récompense monétaire) et le salaire d'efficience. Les résultats des estimations montrent que le salaire actuel a un effet négatif sur la durée d'arrêt de travail. En revanche, une forte progression salariale de long terme tend à réduire la durée d'arrêt de travail pour les hommes et à la rallonger pour les femmes. De plus, les différentes modalités de l'Assurance maladie semblent modifier les comportements des salariés concernant les arrêts de travail.

Mots-clés : Durée d'arrêt de travail, Absences au travail, Niveaux de salaire, Modèle de durée à temps discret.

JEL : I18, J22, J31, C41

*La base de données Hygie, utilisée dans cet article, a été construite à l'initiative de l'Irdes à l'aide des données fournies par la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) et de la Cnam-TS avec un financement de la Drees. Nous remercions les participants aux 28^{èmes} journées de microéconomie appliquée (JMA), au 51^e congrès de la Société canadienne de science économique (SCSE), au séminaire Irdes et, en particulier, Michel Grignon, Benoît Dostie et Florence Chappert pour leurs commentaires et suggestions. Les auteurs demeurent responsables des erreurs et omissions éventuelles.

[†]Auteur pour correspondance: E-mail: benhalima@irdes.fr. Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes), 10 rue Vauvenargues 75018 Paris.

[‡]Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes).

**Duration of sick leaves, income and health insurance :
A microeconomic application from database Hygie**

Abstract

The aim of this article is to establish the relationship between the duration of sick leaves, income and health insurance. The analysis is based on a modified version of the model developed by Allen (1981), taking into account the specificity of the French model.

The model's equilibrium properties indicate an indeterminate effect of wages on the duration of sick leaves, and that National Health Insurance rules equally modify their duration. This property was subject to an econometric estimation using the Hygie database, constructed from the merger of different administrative files concerning private sector employees in France in 2005. It allows the employer/employee relationship to be taken into consideration, together with the impact of company characteristics on the health of their employees and the interactions between work and health.

Estimations are carried out using a discrete time proportional hazard model allowing for unobserved heterogeneity in the male and female samples. In order to remove the indeterminate wage effect on the duration of duration of sick leaves, four levels are taken into account: the current wage level, wage progression since the beginning of the career (return on education), wage increases over the last two years (monetary recompense) and the efficiency wage. Estimation results show that current wage has a negative effect on the duration of sick leaves. On the contrary, high wage increases over the long-term tends to reduce the duration of sick leaves among men and to increase them among women. Moreover, the different Health Insurance modalities appear to modify employee behaviours concerning work absences.

Keywords : Duration of sick leaves, Work absence, Wage level, Discrete time duration model.

JEL: I18, J22, J31, C41

Introduction

En Europe, selon l'enquête européenne sur les conditions de travail de 2005, 23 % des salariés ont connu une période d'absence au travail pour raisons de santé. Ces arrêts de travail engendrent aussi bien des coûts directs et indirects pour les systèmes de protection sociale que pour les entreprises et pour les salariés. Chaupain-Guillot et Guillot (2010) estiment à l'aide des données d'Eurostat que, pour l'année 2004 dans les pays de l'Union européenne (UE) des 15, les dépenses liées à l'indemnisation des arrêts de travail pour maladie correspondent à 90 milliards €, soit quasiment 1 % du Produit intérieur brut (PIB) de ces pays. Pour la France, en 2008, le montant versé au titre des indemnités journalières par l'Assurance maladie obligatoire s'élève à 11,3 milliards d'euros. Il se décompose en 54 % pour la maladie, 24 % pour la maternité et 22 % pour les accidents du travail, soit plus de 5 % des dépenses de santé. Ce montant évolue en fonction de la situation économique, du contexte réglementaire et des épisodes épidémiques (état grip-pal, gastroentérite...). Entre 1995 et 2003, le montant total des indemnités journalières a crû de 4,3 %, alors qu'il diminuait de 0,5 % en moyenne entre 2003 et 2008. Depuis 2008, le montant des indemnités a tendance à repartir à la hausse. Outre les évolutions temporelles et différents facteurs explicatifs, les arrêts de travail sont marqués par une très grande hétérogénéité géographique (Ben Halima, Debrand et Regaert, 2011).

Les indemnités journalières¹ maladie sont l'expression assurantielle de la question de l'absentéisme pour raison de santé traitée de longue date en économie du travail (Brown et Sessions, 1996). Les différentes recherches économiques sur l'absentéisme peuvent être regroupées en trois courants (Afsa et Givord, 2009). Le premier ensemble s'inscrit dans les travaux classiques autour du modèle d'arbitrage travail-loisir (Allen, 1981). Les salariés maximisent leur utilité sous contrainte budgétaire. Ils ajustent leur temps d'absence en fonction de leur perte salariale ou de la sanction financière associée à l'absence de leur salaire et de leur revenu total. Le second courant fait appel au modèle proposé par Shapiro et Stiglitz (1984) qui distingue l'utilité de travailler et l'utilité d'être absent. Les salariés décident du niveau d'effort qui leur assure un niveau de salaire maximisant leur utilité. L'absentéisme peut donc correspondre à la différence entre l'effort fourni et le temps de travail prévu. L'employeur étant dans l'impossibilité d'appréhender l'ensemble des caractéristiques du salarié et les raisons de l'arrêt de travail pour maladie (non connaissance de la fonction d'effort et de l'état de santé), il fait face au problème classique d'aléa moral. Le troisième courant de la littérature économique essaie de réintroduire la notion d'état de santé comme variable décisive dans la prise d'arrêts de travail. Sans être totalement absent des deux premiers courants (voir par exemple, Allen, 1981 ; Barmby, Sessions et Treble, 1994), cette dimension n'est pas au cœur de leur paradigme. L'absence pour raisons de maladie ne devient plus un choix des individus (arbitrage travail-loisir ; fonction d'effort) mais peut être la conséquence d'un état de santé dégradé, soit par la maladie, soit par des conditions de travail néfastes² (Ose,

¹La Cour des Comptes dans son rapport sur la Sécurité sociale de 2006 indiquait que " les fortes différences territoriales existantes qui varient toujours dans une proportion de 1 à 3 ne peuvent guère être expliquées par la structure socioprofessionnelle de la population active des départements ".

²Ces conditions de travail peuvent être compensées par une rémunération plus importante (Rosen,

2005). Grignon et Renaud (2007) proposent de dissocier les arrêts de travail, conséquence d'un choix des salariés (*alea-moral ex post*), et ceux dus aux conditions de travail, donc de la responsabilité de l'employeur, en contrôlant par l'état de santé (*alea-moral ex ante*). Les modèles proposés ci-dessus tentent d'appréhender l'offre de travail des salariés. Il ne faut pas oublier que l'absentéisme perturbe la demande de travail des entreprises (Allen, 1983) et peut aussi engendrer des coûts importants (perte de production, coûts d'ajustement).

Ces trois courants mettent en avant l'importance du salaire et de la rémunération dans la décision des agents concernant l'absentéisme au travail. Notre propos vise à approfondir la relation entre le salaire et la durée de l'arrêt de travail (Leigh, 1991 ; Barmby, Orme et Treble, 1995). Toutefois, comme le montre Allen (1981), il semble exister une certaine indétermination de l'effet du salaire sur l'absentéisme et sur la durée de l'absence. Il est donc nécessaire de revenir sur la notion de salaire. Les employés ne s'intéressent pas uniquement au niveau instantané de leur rémunération, d'autres dimensions peuvent intervenir. En effet, les théories économiques du marché du travail qui tentent de comprendre les interactions entre participation au marché du travail et salaire sont nombreuses. Les quatre arguments principaux sont généralement : le niveau actuel du salaire, le taux d'évolution depuis le début de la carrière salariale (rendement de l'éducation), la progression sur les deux dernières années (récompense monétaire) et le salaire d'efficience. De plus, le système d'assurance maladie, en se substituant au salaire, vient diminuer la perte financière liée à l'absence. Il ne faut pas oublier que d'autres facteurs interviennent dans cette relation. Ainsi, nombre de travaux mettent en avant la diversité des facteurs individuels explicatifs de l'arrêt de travail pour maladie : le genre (Allen, 1981 ; Bridges et Mumford, 2001 ; Ose, 2005), l'âge (Barmby et Stephan, 2000) ou encore les conditions de travail (Willard et Vlassenko, 1984 ; Case et Deaton, 2003).

Dès lors, en partant du modèle développé par Allen (1981), nous revenons sur la relation particulière entre salaire, protection sociale et absentéisme. Nous développons un ensemble d'analyses sur la relation entre les différents niveaux de salaire, le rôle de l'Assurance maladie et la durée de l'arrêt de travail. La première partie propose une réécriture du modèle d'Allen en tenant compte des spécificités du modèle français. Dans la seconde partie, nous présentons la base de données Hygie et une première analyse non paramétrique pour mettre en avant les déterminants de la durée des arrêts de travail. La troisième partie présente la méthode économétrique, modèle à hasard proportionnel à temps discret. Enfin, nous analysons les déterminants de la durée des arrêts de travail séparément pour les hommes et les femmes.

Modèle théorique

Le modèle théorique sur lequel nous fondons notre analyse est basé sur le modèle d'arbitrage entre travail et loisir proposé par Allen (1981). Dès lors, chaque salarié a la possibilité d'arbitrer entre une consommation de biens et une consommation de loisir, cette dernière

1974).

étant définie comme le temps qui n'est pas consacré au travail. L'arbitrage entre consommation et loisir est représenté à l'aide d'une fonction d'utilité quasi-concave propre à chaque individu, soit $U(C, L)$, où C et L désignent respectivement les consommations de biens et de loisirs. En admettant qu'un travailleur dispose d'une dotation totale de temps T , alors le temps de travail prévu entre l'employeur et l'employé, appelé temps contractuel, est donné par $t_c = t - t_l$. Nous supposons alors qu'un individu désirent consommer le plus possible de biens et de loisirs, sa fonction d'utilité est croissante avec deux arguments.

L'absence d'un travailleur engendre soit des coûts supplémentaires, puisque le travailleur absent devra être remplacé, soit une perte de production, s'il est remplacé par un salarié moins productif, voire non remplacé. Ainsi, en cas d'absence non prévue, le salarié s'expose à des sanctions autres que les pertes en termes de rémunération. Soit (S) les sanctions subies par le travailleur pour chaque période d'absence non justifiée. Dans la pratique, cette sanction peut se traduire par une moindre probabilité de recevoir une promotion ou une augmentation de salaire, ainsi que par un risque accru de licenciement.

$$S = S(t_a); S' \geq 0, S'' \geq 0, S(0) = 0 \quad (1)$$

avec t_a désigne le temps d'arrêt de travail.

Le programme du salarié

Les revenus d'un individu proviennent de son activité en tant que salarié et de son activité en dehors du marché du travail. Si l'on désigne par w le salaire horaire réel, les revenus salariaux s'élèvent à wh . Les revenus du capital, de transferts ou d'activités non déclarés ou une partie du revenu du conjoint sont notés par le scalaire R . Nous supposons que le prix des biens consommés est normalisé à l'unité. Soit s_L une variable égale à un si le travailleur est indemnisé à 100% en cas d'arrêts de travail³ et inférieur à un sinon. Ainsi la contrainte budgétaire de l'agent prend la forme :

$$C + S(t_a) = w (t_c - (1 - s_L) t_a) + R. \quad (2)$$

Les salariés ont une contrainte temporelle déjà définie qui s'écrit :

$$t - t_c - t_l = 0, \quad (3)$$

avec t_l représente le temps de loisir lorsque le temps d'arrêt de travail $t_a = 0$; sinon $t_a + t_l = L$.

Le programme du travailleur s'écrit alors :

$$Max \quad U(C, L) \quad s.c \quad C + S(t_a) = w (t_c - (1 - s_L) t_a) + R.$$

³Vistnes (1997) et Dionne et Dostie (2008) font l'hypothèse que s_L est une variable binaire : indemnisation totale *versus* non indemnisation

En désignant par U_L et U_C les dérivées partielles de la fonction d'utilité U , en utilisant les conditions du premier ordre, nous obtenons :

$$U_L - (w(1 - s_L) + S') U_C = 0, \quad (4)$$

$$\text{ainsi } TMS = \frac{U_L(C^*, L^*)}{U_C(C^*, L^*)} = w(1 - s_L) + S',$$

$$\text{avec } C^* = w(t_c - (1 - s_L)t_a) + R - S(t_a).$$

Le taux marginal de substitution définit le salaire de réserve à partir duquel l'agent détermine les conditions de participation au marché du travail. Si le salaire courant est inférieur au salaire de réserve ($w(1 - s_L) + S'$), l'agent n'offre pas de temps de travail ; s'il est supérieur, alors le salarié sera prêt à offrir une quantité positive d'heures de travail t_c .

Offre de travail

Pour une solution intérieure (4), la demande de loisir et donc d'arrêt de travail pour maladie t_a est implicitement définie par les relations (Cahuc et Zylberberg, 2001) :

$$(w(1 - s_L) + S') U_C [w(t_c - (1 - s_L)t_a) + R - S(t_a), L] - U_L [w(t_c - (1 - s_L)t_a) + R - S(t_a), L] = 0. \quad (5)$$

Cette équation définit implicitement t_a^* en fonction de (w, R, t_c, S) . Notons $\Lambda(w, R, t_c, S) = t_a$ cette fonction. En utilisant les dérivées partielles de (5) et en appliquant la règle de Cramer (Cahuc et Zylberberg, 1996), nous obtenons :

$$\begin{aligned} dt_a & \left[- (w(1 - s_L) + S')^2 U_{CC} + 2 (w(1 - s_L) + S') U_{CL} - U_{LL} \right] + \\ dw & \left[(1 - s_L) U_c + (w(1 - s_L) + S') (t_c - (1 - s_L)t_a) U_{CC} - (t_c - (1 - s_L)t_a) U_{CL} \right] + \\ dR & \left[(w(1 - s_L) + S') U_{CC} - U_{CL} \right] + dt_c \left[w (w(1 - s_L) + S') U_{CC} - w U_{CL} \right] + \\ dS & \left[- (w(1 - s_L) + S') U_{CC} + U_{CL} \right] = 0 \end{aligned} \quad (6)$$

En remplaçant la valeur de w définie par (4), soit $w(1 - s_L) + S' = U_L/U_C$, dans (6), nous obtenons les expressions des dérivées partielles de la fonction Λ :

$$\frac{\partial t_a}{\partial R} = \frac{\frac{U_{CL}U_C - U_{CC}U_L}{U_L}}{2U_{CL} - U_{LL} \left(\frac{U_C}{U_L} \right) - U_{CC} \left(\frac{U_L}{U_C} \right)} \quad (7)$$

D'après la propriété de la quasi-concavité de la fonction d'utilité (*cf.* annexe 1), le dénominateur $2U_{CL} - U_{LL} \left(\frac{U_C}{U_L} \right) - U_{CC} \left(\frac{U_L}{U_C} \right)$ est positif. $\partial t_a / \partial R$ est donc du signe de $U_{CL}U_C - U_{CC}U_L$. $\partial t_a / \partial R$ est positive si, et seulement si, l'absence déclarée en tant

qu'arrêt de travail est un bien normal : t_a est croissant en fonction de R . Allen (1981) et Dionne et Dostie (2008) considèrent dans leurs modèles théoriques que l'arrêt de travail n'est pas un bien inférieur et que l'individu a tendance à augmenter sa consommation d'arrêts de travail avec la hausse de son revenu non salarial R . Dès lors, $\partial t_a / \partial R$ est négative.

$$\frac{\partial t_a}{\partial w} = \frac{(t_c - (1 - s_L)t_a) \left(\frac{U_{CL}U_C - U_{CC}U_L}{U_L} \right) - (1 - s_L)U_C \left(\frac{U_C}{U_L} \right)}{2U_{CL} - U_{LL} \left(\frac{U_C}{U_L} \right) - U_{CC} \left(\frac{U_L}{U_C} \right)} \quad (8)$$

Un accroissement du salaire (8) entraîne un effet de revenu et un effet de substitution correspondant respectivement au premier et au second terme du numérateur du membre de gauche. Plusieurs cas se présentent :

- Si le loisir est un bien normal et que l'individu bénéficie d'un remboursement complet en cas d'arrêt de travail ($s_L = 1$), $\partial t_a / \partial w$ a un signe positif.
- Si le loisir est un bien normal et que l'individu ne bénéficie pas d'un remboursement complet en cas d'arrêt de travail ($s_L < 1$), $\partial t_a / \partial w$ a un signe ambigu.
- Si le loisir est un bien inférieur et quel que soit le remboursement de l'individu en cas d'arrêt de travail ($s_L \leq 1$), $\partial t_a / \partial w$ a un signe négatif.

Nous considérerons par la suite que le loisir est un bien normal ; c'est-à-dire que sa consommation augmente en fonction du revenu.

$$\frac{\partial t_a}{\partial t_c} = \frac{w \frac{U_{CL}U_C - U_{CC}U_L}{U_L}}{2U_{CL} - U_{LL} \left(\frac{U_C}{U_L} \right) - U_{CC} \left(\frac{U_L}{U_C} \right)} > 0 \quad (9)$$

L'examen de l'équation (9) montre que l'effet d'une augmentation du temps de travail contractuel a pour effet d'accroître le temps d'arrêt de travail (considéré ici comme un bien normal).

$$\frac{\partial t_a}{\partial S} = \frac{- \frac{U_{CL}U_C - U_{CC}U_L}{U_L}}{2U_{CL} - U_{LL} \left(\frac{U_C}{U_L} \right) - U_{CC} \left(\frac{U_L}{U_C} \right)} < 0 \quad (10)$$

L'examen de l'équation (10) montre que tout accroissement de la sanction a pour effet de réduire le temps d'arrêt de travail (considéré ici comme un bien normal).

Les résultats de statique comparative sous l'hypothèse que l'arrêt de travail est un bien normal et une indemnisation partielle sont les suivants :

Table 1: Propriétés de statique comparative des conditions d'équilibre du modèle

	w	R	t_c	S
variable endogène t_a	+/-	+	+	-

Salaire et assurance

Nous allons nous concentrer sur deux éléments déterminants de l'arrêt de travail pour maladie : le salaire et la sanction. Ces deux éléments ne sont pas antagonistes. En effet, une moindre rémunération, une moindre évolution de salaire peuvent être une conséquence de la prise d'arrêts de travail. Nous allons tester par la suite les quatre arguments principaux précités :

- Le niveau actuel du salaire : montant annuel du salaire w_t .
- Le taux d'évolution depuis le début de la carrière salariale (rendement de l'éducation) : Nous allons calculer le taux de croissance du salaire depuis le début de la carrière salariale, w_0 et n est la durée de la carrière salariale. Il est calculé comme suit :

$$r = \left(\frac{w_t}{w_0} \right)^{\frac{1}{n}} - 1 \quad (11)$$

- La progression salariale sur les deux dernières années :

$$\Delta = w_t - w_{t-1} \quad (12)$$

- Le salaire relatif ou une première approche du salaire d'efficience. En effet, selon Ichino et Maggi (2000) : "*efficiency-wage effects à la Shapiro and Stiglitz (1984) can be seen as local-attribute effects: the idea is that the propensity to shirk should be lower where local unemployment is higher and where the firm's wage premium relative to local wages is higher*". Nous déterminons la position salariale relative d'un salarié par rapport à la moyenne des salaires dans le même département et dans le même secteur d'activité.

$\forall i = 1, \dots, I$: les individus,

$\forall j = 1, \dots, J$: les départements,

$\forall a = 1, \dots, A$: les secteurs d'activité,

w_{ija} : salaire de l'individu i appartenant au département j dans le secteur a . Nous calculons le salaire relatif de l'individu i en comparant sa situation (w_{ija}) à la situation moyenne des salariés appartenant au même secteur a dans le même département j :

$$WR_{ijk} = \frac{w_{ija}}{\bar{w}_{i \in ja}} \quad (13)$$

Pour tenir compte des spécificités du système français en matière d'assurance santé et donc de couverture de la perte financière liée à un arrêt de travail, nous introduirons, en plus des variables contrôlant de l'état de santé telles que le fait d'être en maladie de longue durée et d'avoir été en arrêt de travail l'année précédente, le fait de dépendre du régime d'Alsace Moselle (Chemin et Wasmer, 2008). En effet, dans le reste de la France, en l'absence de dispositions plus favorables de la convention collective de son entreprise,

un salarié malade perçoit les indemnités journalières de la Sécurité sociale à partir du 4^e jour d'arrêt de travail. Les trois premiers jours n'ouvrant droit à aucune rémunération sont communément appelés " délai de carence ". L'indemnité journalière est égale au maximum à 50 % du salaire journalier de base dans la limite du plafond de la Sécurité sociale. Ce n'est qu'à compter du 4^e jour d'absence, et uniquement si le salarié compte trois ans d'ancienneté, que l'employeur est tenu de verser un complément de salaire permettant au salarié de bénéficier d'une indemnisation totale équivalant à 90 % de son salaire brut habituel. La situation est totalement différente pour les salariés travaillant en Alsace Moselle. Les employeurs doivent maintenir intégralement la rémunération nette des salariés dès le 1^{er} jour d'arrêt de travail et ce, quelle que soit leur ancienneté.

Les individus atteints d'une maladie chronique reconnue au titre des affections de longue durée (ALD) sont couverts à 100 % pour les dépenses relatives à cette affection. Le régime des ALD n'est pas un concept médical mais médico-administratif. Son objectif est d'une part économique, afin de pouvoir neutraliser les dépenses " catastrophiques " liées à la maladie, et d'autre part médical, pour assurer un meilleur suivi des malades reconnus en ALD. La liste des maladies reconnues ne recense pas toutes les maladies graves et onéreuses mais plutôt celles dont la thérapeutique peut être coûteuse et le traitement prolongé. L'admission de patients au titre de l'ALD augmente chaque année de 3,5 % (Païta et Weill, 2009). Ce régime génère actuellement 62,3% des remboursements de l'Assurance maladie alors que seuls 14,6% des assurés sont concernés, soit 8,3 millions de personnes (Païta et Weill, 2008) et représentera plus de 70% des dépenses en 2015 (Obrecht, 2009).

Base de données et analyse non paramétrique

Base de données

Notre étude repose sur des données provenant de la fusion de deux fichiers administratifs, c'est-à-dire un fichier des données issues de l'Assurance maladie (Cnamts) et l'autre de l'Assurance vieillesse (Cnav). Nous disposons ainsi d'une base de données ayant des informations sur les bénéficiaires, leurs carrières professionnelles, leurs consommations médicales, leurs arrêts de travail, le contexte professionnel du salarié, ainsi que quelques caractéristiques des établissements qui les emploient. Grâce à cette base (nommée Hygie), nous pouvons étudier les relations entre la santé, le travail, la carrière professionnelle et les caractéristiques de l'entreprise. Kuhn, Laliver et Zweimüller (2009), sur à partir de données autrichiennes, utilisent une base similaire pour étudier l'impact de la conjoncture économique sur les dépenses de santé. Jusqu'à présent, il n'existait pas en France de base de données permettant d'étudier conjointement ces différentes dimensions.

Les données de la Cnav sont le point d'entrée pour la création de la base Hygie. En effet, la Cnav constitue un échantillon (tirage aléatoire) de bénéficiaires à partir des fichiers du Système national de gestion des carrières (SNGC) qui regroupe l'ensemble des salariés du secteur privé en France et du Système national statistique prestataires (SNSP) qui regroupe l'ensemble des retraités du secteur privé en France. Le SNGC

permet d'extraire les informations inhérentes à la carrière des bénéficiaires et le SNSP d'avoir des informations sur leur retraite. Ces deux fichiers nous permettent d'obtenir des informations individuelles telles que la date de naissance, le sexe, etc. Cet échantillon est apparié aux données maladie de la Cnamts issues du Système national d'information inter régime de l'Assurance maladie (Sniir-am). Nous avons ainsi de l'information sur l'ensemble des remboursements effectués par les régimes de l'Assurance maladie. La Cnamts nous fournit aussi des informations sur l'établissement des bénéficiaires. Nous avons donc des informations caractérisant l'employeur. Dès lors, il s'agit d'un fichier représentatif des salariés du secteur privé en France avec des informations précises sur les salariés, leur entreprise et leur consommation médicale. Le champ des études potentielles avec cette base de données est très large. Nous nous situons à la frontière des études " employeurs/employés " sur le marché du travail (Abowd, Kramarz et Woodcock, 2008 ; Haltiwanger *et al.*, 1999), des études sur les impacts des caractéristiques des entreprises sur la santé de leurs employés (Kuhn, Laliver et Zweimüller, 2009 ; Browning *et al.*, 2006) et des études sur la relation santé et travail (Bound, 1991 ; Strauss et Thomas, 1998). Cette base de données est particulièrement appropriée pour étudier les déterminants des arrêts de travail car elle nous fournit tous les épisodes d'arrêts de travail pris par l'ensemble des individus de notre échantillon.

Dans la base de données Hygie, on dispose de l'information si cet épisode d'arrêt de travail n'est pas terminé au moment de l'enquête. Aussi, dans l'analyse qui suit, on tient compte de la censure à droite des individus puisque certains sont encore malades et continuent à bénéficier d'un arrêt de travail. L'unité de temps retenue pour la mesure de la durée de l'arrêt de travail est le jour et la période d'observation est l'année 2005. Les durées d'arrêts de travail de notre étude appartiennent à l'intervalle $[1, 90]$. Nous avons choisi de travailler sur les durées inférieures à 90 jours pour deux raisons. Premièrement, au-delà de 90 jours, l'Assurance maladie effectue systématiquement des contrôles qui obligent l'individu et son médecin à davantage justifier les causes de cet arrêt⁴. Cela devrait avoir comme conséquence une limitation de l'aléa moral *ex post*. Deuxièmement, les durées d'arrêts de travail longues sont très peu fréquentes (7 %). Ainsi, notre échantillon final est composé de 61 905 épisodes d'arrêts de travail dont 5 % sont censurés à droite. L'analyse des épisodes d'arrêts de travail selon le genre montre que respectivement, pour les hommes et les femmes, 5,2 % et 4,8 % des épisodes d'arrêts de travail sont censurés à droite.

La répartition des individus par âge (*cf.* tableau 2) correspond à la pyramide des âges des salariés du secteur privé en France. 33,8 % sont âgés de 25 à 34 ans. Les proportions diminuent avec l'augmentation de l'âge. Les 55-65 ans représentent seulement 9,5 % de la population. Cette dynamique est similaire si nous considérons uniquement l'échantillon des femmes. En effet, 36,3 % ont entre 25 et 34 ans alors qu'il n'y a que 9,1 % de 55-65

⁴Le service médical de la caisse peut effectuer les contrôles suivants : contrôler les arrêts de travail continus, y compris ceux de courte durée, ou les arrêts de travail répétitifs, convoquer l'assuré pour un examen par le médecin conseil de la caisse en cas de constatation de nombreuses prescriptions d'arrêts de travail. Lorsque l'arrêt de travail dépasse trois mois, le médecin conseil de la caisse, en liaison avec le médecin traitant, peut solliciter le médecin du travail pour avoir son avis sur la reprise du travail de l'assuré.

ans. L'échantillon des hommes ne présente pas la même dynamique, 31,2 % des hommes ont entre 25 et 34 ans et 32,4 % entre 35 et 44 ans.

Les trois quarts (75,3 %) des salariés sont entrés sur le marché du travail avant d'avoir 22 ans. Il est important de noter que la population entrant sur le marché du travail à plus de 27 ans (6,8 %) est particulière. Il peut en effet s'agir de travailleurs ayant fait de très longues études, mais aussi de personnes n'étant jamais entrées sur le marché du travail pour diverses raisons et y revenant bien des années après (par exemple les mères au foyer) ou encore de nouveaux entrants sur le territoire. 32,5 % des hommes entrent sur le marché du travail avant d'avoir 18 ans contre 24,2 % des femmes. Quel que soit le genre, c'est entre 19 et 22 ans que les individus entrent le plus sur le marché du travail (44,9 % vs 49,1 %).

77,5 % des individus de l'échantillon travaillent à temps complet. Les hommes travaillent plus à temps complet (87,2 %) que les femmes (68,3 %). Les individus bénéficiant du régime Alsace Moselle représentent 5,5 % de l'échantillon global. Cette proportion ne varie pas si on considère un échantillon masculin ou féminin.

En ce qui concerne les données de santé, 6,7 % des travailleurs ont eu au moins un épisode d'arrêt de travail en 2004. Il existe des différences importantes selon le genre. Dans notre échantillon de femmes, 8,1 % ont eu un arrêt en 2004 contre seulement 5,2 % chez les hommes. 10,3 % des individus ont une ALD. Nous constatons que les hommes sont plus touchés par les ALD puisque que 11,7 % en ont une contre seulement 9 % des femmes.

La répartition des individus selon la taille de l'entreprise varie peu, que l'on considère l'échantillon global ou les échantillons par genre. 26,2 % des individus appartiennent à des entreprises de 50 à 199 salariés, contre 27,6 % pour l'échantillon des hommes et 26,8 % pour l'échantillon des femmes. Quatre grands secteurs ressortent de notre base de données : industrie (27 %), immobilier (15,6 %), commerce (14,3 %) et santé (11,1 %). La répartition des hommes et des femmes selon les secteurs est très différente. Sur notre échantillon d'hommes, 35,5 % travaillent dans l'industrie manufacturière contre 18,8 % dans l'échantillon de femmes. Les trois autres secteurs sont bien moins représentés, 12,6 % pour le commerce, 13,9 % pour l'immobilier et seulement 4,4 % pour la santé. La répartition dans l'échantillon des femmes est plus homogène avec 17,6 % pour la santé, 17,3 % pour l'immobilier et 15,8 % pour le commerce.

La durée moyenne d'un arrêt de travail est de 15 jours (*cf.* tableau 3). 25 % (1^{er} quartile) des individus ont une durée d'arrêt de travail inférieure à 5 jours et 25 % (3^e quartile) supérieure à 17 jours. L'analyse selon le genre (*cf.* tableau 4 et tableau 5), montre que les femmes ont une durée moyenne d'arrêt de travail de 15,6 jours contre 14 jours pour les hommes. En moyenne, le taux de chômage est de 9,58 %. (1^{er} quartile = 8,5 % ; 3^e quartile = 10,9 %). Le taux de natalité moyen atteint 12,7 % (1^{er} quartile = 11,5 % ; 3^e quartile = 13,9 %). Le salaire moyen trimestriel ⁵ est de 4 948 € (4716 €

⁵Nous avons choisi d'utiliser le salaire trimestriel à la place du salaire annuel qui est égal au salaire annuel divisé par le nombre de trimestres cotisés au régime général. Ceci permet de réduire les grandes variations de salaires annuels entre les individus n'ayant pas cotisé 4 trimestres (1,5 % de notre échantillon)

pour les femmes ; 5687 € pour les hommes), la variation moyenne de salaire entre $(t + 1)$ et (t) est de 9,9 % (11,2 % pour les femmes ; 7,9 % pour les hommes). Les bénéficiaires étant dans le premier quartile ont une variation de salaire négative (-2,3 %). L'indice de progression salariale annuel moyen est de 6,7 % (6,3 % pour les femmes ; 6,8 % pour les hommes).

Analyse non paramétrique de la durée de l'arrêt de travail

Dans notre analyse, la durée d'arrêt de travail est mesurée depuis un événement initial commun à tous les individus. L'événement initial correspond à la date de déclaration d'arrêt de travail pour l'ensemble des individus de notre échantillon. L'événement de sortie correspond à la date de fin de cet arrêt de travail. L'analyse de la durée d'arrêt de travail menée sur l'échantillon global à partir du calcul du taux de survie dans l'état de maladie (*cf.* tableau 6) montre que 96,8% survivent jusqu'au 4^e jour et presque la moitié des individus (49,7 %) a des durées d'arrêts de travail supérieures à 9 jours. Au-delà d'un mois d'arrêt de travail, seuls 15% des individus le restent. La majorité des durées d'arrêt maladie sont donc courtes et les longues représentent une faible part dans notre échantillon.

Pour compléter cette analyse descriptive de l'échantillon, nous avons estimé la fonction de survie ⁶ dans l'état d'arrêt de travail en appliquant l'analyse non paramétrique proposée par l'estimateur de Kaplan-Meier selon plusieurs variables individuelles : genre, temps de travail, avoir une ALD, régimes assurantiels (Alsace Moselle et autres).

L'estimation de la fonction de survie indique la probabilité de survie en arrêt de travail pour les hommes et les femmes (*cf.* figure 1). Les deux estimations non paramétriques montrent que plus la durée de l'arrêt de travail est longue, plus la probabilité que cette durée s'allonge est faible pour les hommes et les femmes. Les fonctions de survie pour les deux sexes subissent une forte décroissance : 75 % des femmes et 85 % des hommes ont une probabilité d'avoir un épisode d'arrêt de travail supérieur à 5 jours. La fonction de survie des femmes est toujours située au-dessus de celle des hommes⁷. Cependant, la probabilité de survie des hommes et des femmes est presque égale pour les 3 premiers jours, mais au-delà, ce sont les femmes qui survivent plus longtemps dans l'arrêt de travail que les hommes ⁸.

⁶La distribution des probabilités de durées T peut être spécifiée par la fonction de répartition $F(t) = P(T < t)$ elle représente la probabilité que la durée d'arrêt de travail dure au moins de t périodes. La fonction de survie est définie par : $S(t) = 1 - F(t) = P(T \geq t)$; $S(t)$ désigne la probabilité que T ne soit pas encore achevée après t unités de temps.

⁷Un test de Wilcoxon a été réalisé aussi pour tester l'égalité des deux fonctions de survie (hommes / femmes). La valeur du test $chi2(1) = 305.48$ permet de rejeter l'hypothèse nulle et l'acceptation de la différence significative entre les deux fonctions de survie.

⁸Un test d'homogénéité de ces deux distributions revient à un test de comparaison de variance entre les deux distributions des hommes et des femmes. Ce test revient donc à calculer le ratio d'homogénéité $R = Var[Homme]/Var[Femme]$ sous les hypothèses $H_0 : R = 1$ contre $H_1 : R \neq 1$. Ce ratio suit une loi de Fisher de degrés de liberté $N_{Homme} - 1$ et $N_{Femme} - 1$. D'après ce test de comparaison de variance, on rejette l'hypothèse d'égalité de variance au seuil de 5 %. Donc, les différences observées dans les estimations non paramétriques entre les hommes et les femmes sont bien significatives.

Les individus travaillant à temps partiel ont une fonction de survie nettement supérieure à celle des travailleurs à temps complet. Ces derniers ont 50 % de probabilités en plus de connaître un épisode d'arrêt de travail supérieur à 7 jours, tandis que pour les travailleurs à temps partiel, l'épisode médian est de 10 jours (*cf.* figure 2). Pour les individus ayant une ALD, leur fonction de survie est toujours située au-dessus de ceux n'étant pas en ALD. L'épisode médian pour les individus en ALD est de 12 jours contre 9 jours pour ceux qui ne le sont pas. L'analyse graphique montre aussi que les individus en ALD ont 25 % de probabilités en plus de connaître un épisode d'arrêt de travail supérieur à 26 jours contre uniquement 18 jours pour ceux n'étant pas en ALD (*cf.* figure 3). La figure 4 compare la fonction de survie des salariés bénéficiant du régime de l'Alsace Moselle à ceux bénéficiant du régime de l'Assurance maladie du reste de la France. Les résultats montrent que les salariés d'Alsace Moselle ont une fonction de survie située en dessous de celle des salariés du reste de la France. Les travailleurs d'Alsace Moselle ont pourtant une perte monétaire moins importante que les autres salariés. Ils enregistrent des épisodes plus courts. L'épisode médian d'arrêt de travail est de 8 jours pour les salariés d'Alsace Moselle contre un épisode plus long de 9 jours pour les salariés du reste de la France. Cette différence existe toujours en ce qui concerne les arrêts plus longs : les travailleurs d'Alsace Moselle ont 25 % de probabilités en plus de connaître un épisode d'arrêt de travail supérieur à 15 jours, tandis que la durée est de 20 jours pour le reste des travailleurs.

Les tests de Wilcoxon réalisés pour tester l'égalité des deux fonctions de survie ainsi que les tests d'homogénéité de ces différentes distributions (temps complet / temps partiel ; ALD / non ALD ; Alsace Moselle / Autre) montrent tout d'abord que la différence entre les deux fonctions de survie est significative et qu'on rejette l'hypothèse d'égalité de variance entre les différentes distributions.

Afin d'étudier le résultat du modèle théorique montrant qu'il existe une indétermination de l'effet du salaire sur la durée d'arrêt de travail, nous procédons à une première analyse non paramétrique des fonctions de survie selon des variables salariales en retenant deux classes extrêmes : le premier et le quatrième quartile. Quatre variables salariales ont été mobilisées : le salaire trimestriel de l'individu, le salaire d'efficience ou relatif, la progression salariale depuis le début de la carrière, et la progression salariale sur les deux dernières années⁹

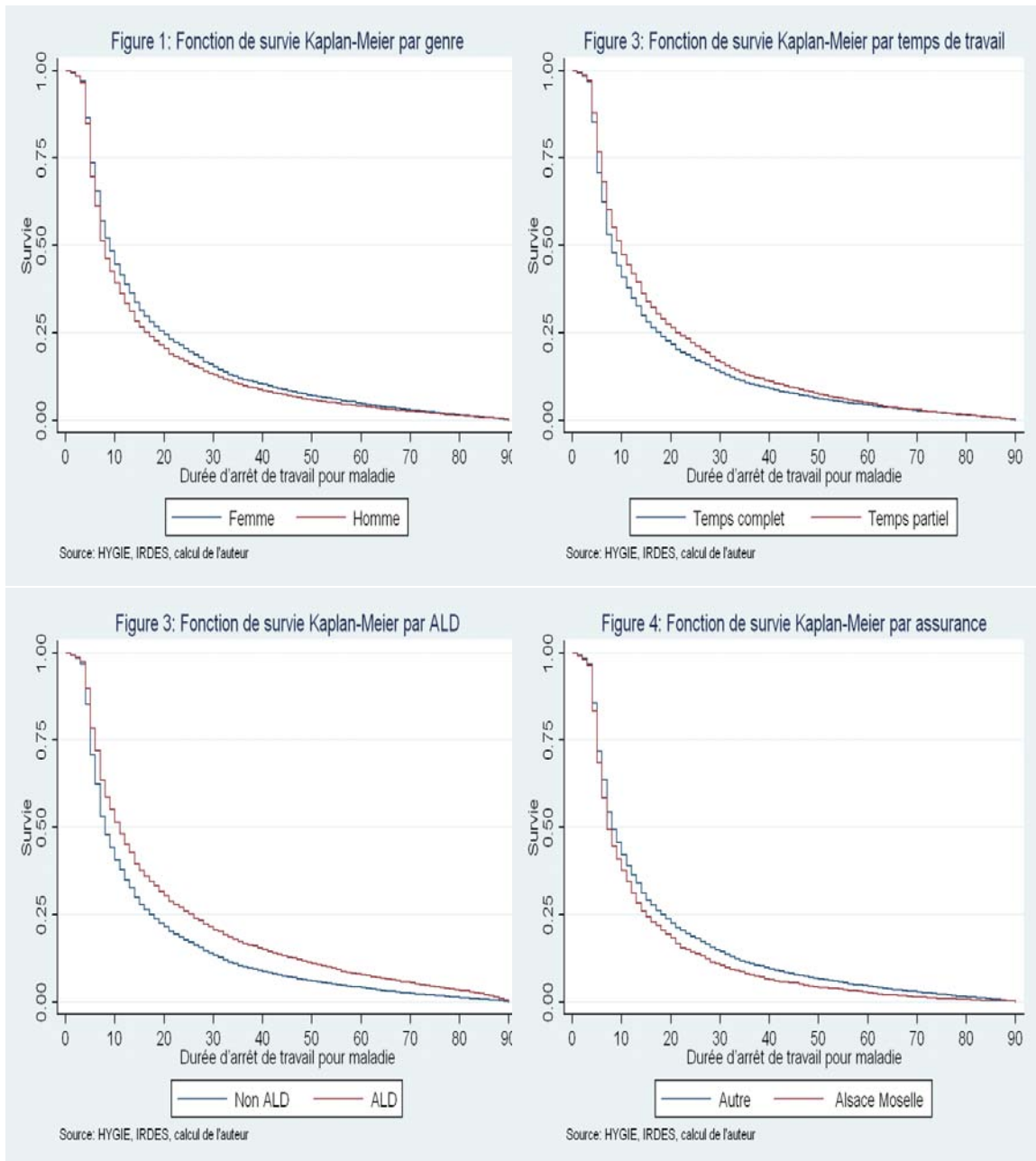
La fonction de survie selon le niveau de salaire actuel montre que les individus mieux rémunérés et ayant des salaires appartenant au quatrième quartile des salaires de notre échantillon, ont une fonction de survie nettement inférieure à celles des individus à bas salaire appartenant au premier quartile des salaires. Ce résultat confirme que les individus mieux rémunérés ont tendance à moins survivre dans l'épisode d'arrêt de travail. L'épisode médian d'arrêt de travail est de 7 jours pour les individus à haut salaire contre un épisode significativement plus long de 12 jours pour les individus à bas salaire. Cet écart se creuse d'autant plus que la durée d'arrêt de travail s'allonge. En effet, les indi-

⁹Les tests de Wilcoxon réalisés pour tester l'égalité des deux fonctions de survie (figures 5, 6, 7, 8) ainsi que les tests d'homogénéité montrent tout d'abord que la différence entre les deux fonctions de survie est significative et qu'on rejette l'hypothèse d'égalité de variance entre les différentes distributions.

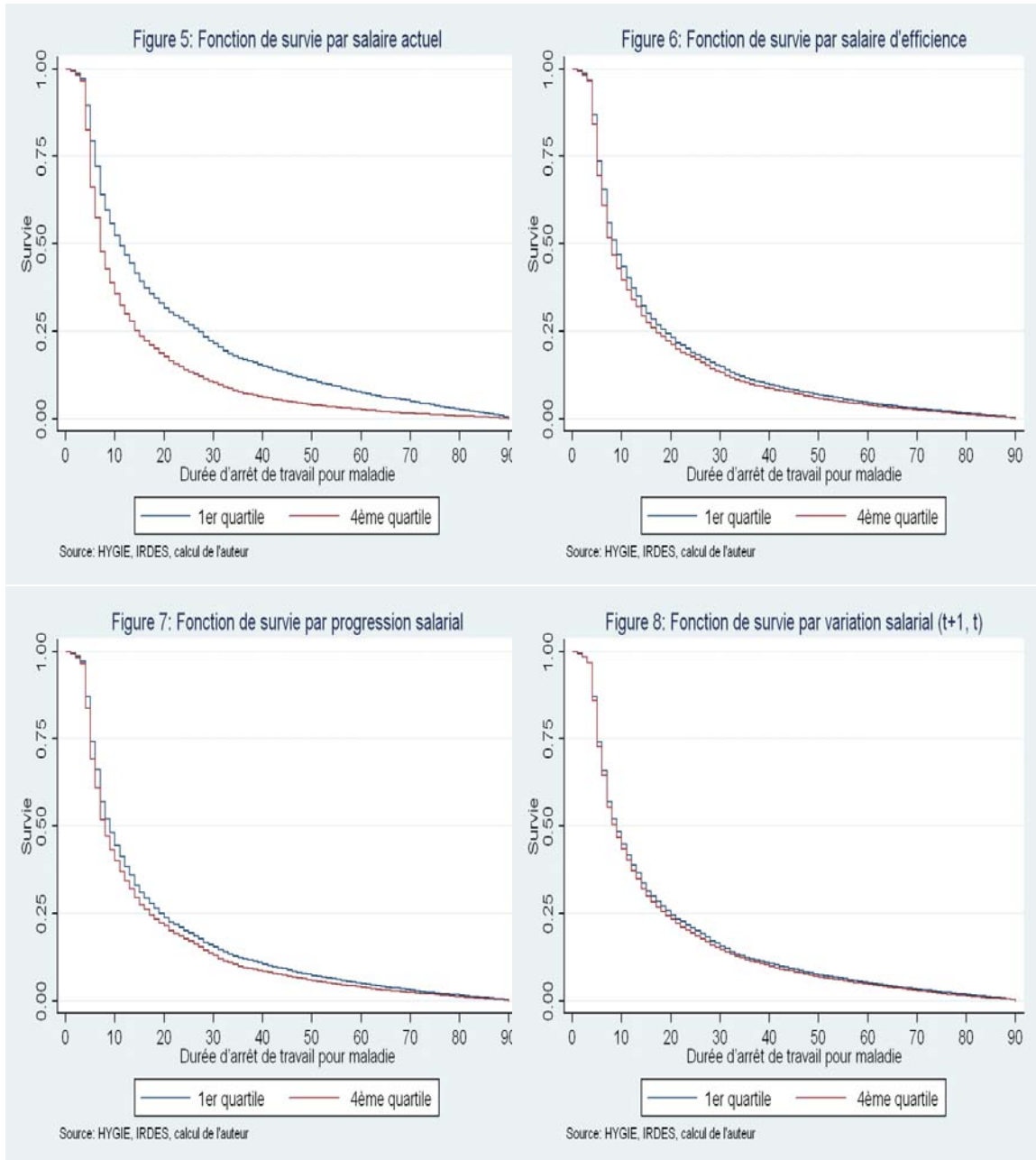
vidus à haut salaire ont 25 % de probabilités en plus de connaître un épisode d'arrêt de travail supérieur à 15 jours, contre 27 jours pour les individus avec un bas salaire. L'écart observé entre les fonctions de survie de la figure 5 est nettement supérieur à l'écart des fonctions de survie selon le premier et le dernier quartile des autres variables salariales (figures 6, 7, 8). Toutefois, les différences entre ces fonctions de survie restent significativement non nulles. Les individus ayant un indicateur de salaire d'efficience élevé (quatrième quartile) et un salaire moyen supérieur à celui des individus des entreprises équivalentes ont une fonction de survie située toujours en dessous de celle des individus à faible indicateur de salaire d'efficience (premier quartile) (*cf.* figure 6).

Concernant le taux d'évolution depuis le début de la carrière salariale (*cf.* figure 7) et la progression sur les deux dernières années (*cf.* figure 8), les individus ayant une forte progression salariale (quatrième quartile) de court ou long terme quittent rapidement la situation d'arrêt de travail pour maladie. Leurs fonctions de survie sont situées en dessous quelle que soit l'étendue de la durée d'arrêt de travail. Il existe un faible écart entre les épisodes médians pour les deux indicateurs de progression salariale de court terme (pour Q1=9 jours, pour Q4=8 jours) et de long terme (pour Q1=10 jours, pour Q4=8 jours).

Fonction de survie par l'estimateur de Kaplan-Meier de la durée de l'arrêt de travail pour maladie



Fonction de survie par l'estimateur de Kaplan-Meier de la durée de l'arrêt de travail pour maladie



Modélisation économétrique

Pour l'analyse économétrique, nous spécifions un modèle à hasard proportionnel à temps discret en se basant sur la formulation proposée par Allison (1982). Ce même cadre économétrique a été utilisé par Jenkins (1995), Alba-Ramirez (1998), Guell et Petrongolo (2007), et Arranz *et al.* (2007). Pour spécifier le hasard de base, nous adoptons une approche semi-paramétrique (hasard constant par morceaux) en définissant des termes représentant la dépendance de la durée de l'arrêt de travail.

Dans le phénomène de la prise d'arrêt de travail, les individus sont hétérogènes les uns par rapport aux autres. Cette hétérogénéité contient une part observable (caractéristiques individuelles et histoire passée sur le marché du travail) et une part non observable¹⁰.

Cette hétérogénéité conduit les individus à avoir des risques de sortie de l'épisode d'arrêt de travail inégaux. Dans ce contexte, l'étude des déterminants de la durée de l'arrêt de travail ne peut pas être dissociée de la prise en compte d'éléments d'hétérogénéité observée et non observée. Cette difficulté est à l'origine de nombreux développements dans la littérature économétrique des modèles de durée (Lancaster, 1979 ; Heckman et Singer, 1984). La modélisation du risque de sortie de l'état (ici, l'état de l'arrêt de travail) peut être complètement paramétrique ; dans ce cas, il convient de choisir la loi de probabilité suivie par le risque commun à tous les individus, appelée aussi risque de base. Cette approche oblige l'économètre à spécifier une loi paramétrique pour le hasard de base. Un mauvais choix de cette loi aboutira à des estimateurs biaisés. Une solution alternative est de considérer l'intervalle de temps au cours duquel l'individu a quitté l'arrêt de travail (si l'agent se déclare en arrêt de travail au temps $t - 1$, et en emploi de nouveau au temps t , alors on sait qu'il a quitté l'épisode d'arrêt de travail durant l'intervalle $[t - 1, t)$). Dans ce cas, nous faisons référence aux modèles semi-paramétriques qui ont l'avantage de ne pas imposer de loi sur le hasard, autorisant donc une plus grande flexibilité¹¹.

Dans le cadre des modèles à hasard proportionnel, il est possible de prendre en compte le caractère discret des données - tout en conservant la continuité de la durée - et de s'affranchir de l'hypothèse paramétrique concernant la distribution de la durée. On obtient donc un modèle dit " semi-paramétrique ". Prentice et Gloeckler (1978) introduisent une méthode d'analyse pour ces données " groupées " en se basant sur le modèle en temps continu de Cox (1972). Meyer (1990) étend la méthode d'analyse en introduisant de l'hétérogénéité paramétrique ou non-paramétrique, et Han et Hausman (1990) la généralisent aux modèles à risque concurrents.

Nous nous plaçons dans le cadre des modèles à hasard proportionnel dans lesquels le taux de hasard pour l'individu i à l'instant $t > 0$ s'écrit :

$$\lambda_{it} = \lambda_0(t) \exp(X'_{it}\beta) \quad (14)$$

¹⁰La quantité d'informations non observées pourrait être réduite à l'aide d'enquêtes plus détaillées ; à l'inverse, il subsistera toujours une fraction inobservable.

¹¹Les modèles semi-paramétriques facilitent l'inclusion de variables explicatives variant avec le temps.

Soit t la durée de l'épisode d'arrêt de travail, $\lambda_0(t)$ est le hasard " de base ", X_{it} est le vecteur des caractéristiques individuelles pour la personne i et β est le vecteur des paramètres à estimer. La reprise du travail suite à l'arrêt de travail n'est observée que dans des intervalles de temps disjoints $j = [a_{j-1}, a_j)$. La probabilité de sortie de l'arrêt de travail durant le j^{e} intervalle s'écrit :

$$\text{prob}(T \in [a_{j-1}, a_j]) = \text{prob}(T \geq a_{j-1}) - \text{prob}(T \geq a_j) \quad (15)$$

La fonction de survie au début du j^{e} intervalle s'écrit :

$$\text{prob}(T \geq a_{j-1}) = S(a_{j-1}; X_{it}) \quad (16)$$

La probabilité de quitter l'arrêt de travail durant le j^{e} intervalle pour l'individu i s'écrit donc :

$$\text{prob}(T \in [a_{j-1}, a_j]) = S(a_{j-1}; X_{it}) - S(a_j; X_{it}) \quad (17)$$

Le taux de hasard durant l'intervalle j , c'est-à-dire la probabilité de sortie au cours du j^{e} intervalle, sachant que l'on n'était pas sorti précédemment, s'écrit :

$$\begin{aligned} h_j(X_{it}) &= \text{prob}(T \in [a_{j-1}, a_j] / T \geq a_{j-1}) = \frac{S(a_{j-1}; X_{it}) - S(a_j; X_{it})}{S(a_{j-1}; X_{it})} \\ &= 1 - \frac{S(a_j; X_{it})}{S(a_{j-1}; X_{it})} \end{aligned} \quad (18)$$

Etant donné la supposition d'un hasard proportionnel, la fonction de survie peut être présentée dans le cas discret sous la forme suivante :

$$S(a_j; X_{it}) = \exp \left[- \int_0^{a_j} \lambda(\tau, X_{it}) d\tau \right] = \exp [-\exp(X'_{it}\beta + \delta_j)] \quad (19)$$

avec $\delta_j = \log(H_t)$ pour $j = 1, \dots, k$

Les δ_j représentent les paramètres de dépendance temporelle définissant le hasard de base. Ils sont traités comme des paramètres à estimer directement et s'interprètent comme le logarithme du hasard intégré sur le j^{e} intervalle.

$$H_t = \int_0^t \lambda_0(\tau) d\tau \quad (20)$$

Si les intervalles ont une durée de 1 jour, alors la durée enregistrée pour chaque personne correspond à l'intervalle $[t_i - 1, t_i)$. Nous définissons aussi un indicateur de censure c_i . Ce dernier prend la valeur 1 si l'épisode d'arrêt de travail est complet, et 0 sinon. La log-vraisemblance de l'échantillon s'écrit donc :

$$\text{Log}L(\beta, \delta) = \sum_{i=1}^n \{c_i \log[S(t_{i-1}; X_{it}) - S(t_i; X_{it})] - (1 - c_i) \log S(t_i; X_{it})\} \quad (21)$$

Le hasard en temps discret au j^e intervalle s'écrit :

$$h_j(X_{ij}) = 1 - \exp[-\exp(X'_{ij}\beta + \gamma_j)] \text{ avec } \gamma_j = \log \int_{a_{j-1}}^{a_j} \lambda_0(\tau) d\tau \quad (22)$$

Etant donne les expressions (21) et (22), la log-vraisemblance en fonction du hasard devient :

$$\text{Log}L = \sum_{i=1}^n \left\{ c_i \log \left\{ h_i(X_{it}) \prod_{s=1}^{t_i-1} [1 - h_s(X_{is})] \right\} + (1 - c_i) \log \left\{ \prod_{s=1}^{t_i} [1 - h_s(X_{is})] \right\} \right\} \quad (23)$$

Soit la variable indicatrice $y_{it} = 1$ si l'individu i quitte l'arrêt de travail pour maladie durant l'intervalle $[t - 1, t]$, et $y_{it} = 0$ sinon. Alors, la log-vraisemblance de l'équation (21) devient :

$$\text{Log}L(\beta, \delta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} \{ y_{ij} \log [h_j(X_{ij})] + (1 - y_{ij}) \log [1 - h_j(X_{ij})] \} \quad (24)$$

L'expression (24) représente la log-vraisemblance de la première version du modèle final. Cette première version ne tient pas compte de l'hétérogénéité inobservée entre les individus et suppose implicitement que toute l'hétérogénéité des agents était mesurée et intégrée dans X_i .

Or, il est fort probable que de nombreuses variables (telles que l'aléa moral et la sélection adverse des individus par exemple) soient inconnues de l'économètre bien qu'elles influencent le processus de sortie de l'arrêt de travail. La non prise en compte de cette hétérogénéité inobservée peut entraîner un biais négatif dans l'estimation du paramètre de dépendance temporelle. Ce biais, dû au phénomène dit du "*mover-stayer*", peut être schématisé comme suit : si la population étudiée se compose de groupes homogènes ayant des hasards de base constants mais différents, alors la structure de la population restant en arrêt de travail se modifiera avec le temps, elle comportera de plus en plus d'individus ayant un taux de hasard faible (*stayers*), et de moins en moins d'individus ayant un taux de hasard élevé (*movers*). En conséquence, les paramètres de dépendance temporelle, au lieu d'indiquer un taux de hasard constant, indiqueront que celui-ci est décroissant du temps passé en arrêt de travail. Afin de prendre en compte cette hétérogénéité inobservée des agents, nous introduisons dans l'équation du hasard un terme multiplicatif ϵ_i distribué selon une loi Gamma de moyenne 1 et de variance $\sigma^2 \equiv v$ (Lancaster (1979), Han and Hausman (1990), Dolton and O'Neill (1996) et Stewart (1996). Le taux de hasard instantané de l'équation (14) est spécifié maintenant sous la forme suivante :

$$\lambda_{it} = \lambda_0(t) \epsilon_i \exp(X'_{it}\beta) = \lambda_0(t) \exp(X'_{it}\beta + \log(\epsilon_i)) \quad (25)$$

La fonction de hasard en temps discret correspondante à l'équation (25) s'écrit :

$$h_j(X_{ij}) = 1 - \exp[-\exp(X'_{ij}\beta + \gamma_j + \log(\epsilon_i))] \quad (26)$$

La log-vraisemblance de la deuxième version du modèle s'écrit (Meyer 1990, Jenkins 1997) :

$$\begin{aligned} \text{Log}L &= \sum_{i=1}^N \log \{(1 - c_i) \cdot A_i + c_i \cdot B_i\} & (27) \\ A_i &= \left[1 + v \sum_{j=1}^{t_i} \exp(X'_{ij}\beta + \theta(j)) \right]^{-\frac{1}{v}} \\ B_i &= \begin{cases} \left[1 + v \sum_{j=1}^{t_i-1} \exp(X'_{ij}\beta + \theta(j)) \right]^{-\frac{1}{v}} - A_i & \text{si } t_i > 1 \\ 1 - A_i & \text{si } t_i = 1 \end{cases} \end{aligned}$$

Résultats

Cette section est consacrée à l'analyse des résultats des différentes estimations réalisées pour les échantillons des hommes (*cf.* tableau 7) et des femmes (*cf.* tableau 8) en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée ¹².

A travers différents modèles, nous analysons particulièrement l'influence des caractéristiques individuelles et de l'entreprise où travaille l'individu sur la durée d'arrêt de travail (Modèle 1, tableaux 7 et 8). Ensuite, afin de lever l'indétermination de l'effet du salaire sur la durée d'arrêt de travail, nous estimons 4 modèles (Modèles 2 à 5, tableaux 7 et 8) pour les hommes et les femmes en introduisant séparément les quatre variables salariales : le niveau actuel du salaire, l'indice de progression salariale de long terme, représentant le taux d'évolution depuis le début de la carrière salariale, la progression sur les deux dernières années et le salaire d'efficience. Les dernières estimations, pour les deux sous-échantillons, regroupent l'ensemble des variables : individuelles, sectorielles, et salariales.

La spécification du hasard de base constant par morceaux retenue ici a un hasard de base constant dans des intervalles de trois jours du 1^{er} au 9^e jour ($\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$), ensuite des intervalles de 10 jours du 10^e au 29^e jour (γ_4, γ_5), puis des intervalles de 15 jours du 30^e au 59^e jour (γ_6, γ_7), et enfin un dernier intervalle jusqu'au 90^e jour (γ_8) (*cf.* Jenkins, 1995). Les variables γ_1 à γ_8 sont des dummies temporelles définissant le hasard de base¹³.

La prise en compte de la dépendance du risque de sortie vis-à-vis de la durée d'arrêt de travail a pour objectif d'identifier les dates de sorties de cet état. Les termes de hasard

¹²Le taux de sortie de l'arrêt de travail est affecté non seulement par les caractéristiques observées du travailleur, mais aussi par les caractéristiques non observées telles que l'aléa moral et la sélection adverse. Le contrôle de l'effet de l'hétérogénéité inobservable est représenté par le facteur *Gamma*. L'effet positif et significatif de la variance de la distribution *Gamma*, pour les hommes et les femmes, montre qu'il existe des facteurs inobservables influençant positivement le taux de sortie de l'arrêt de travail.

¹³La constante n'a pas été incluse pour éviter la colinéarité parfaite avec les dummies temporelles (Jenkins, 1995).

de base ayant une durée courte comprise entre 1 et 3 jours exercent un effet négatif et significatif sur le taux instantané de sortie de l'arrêt de travail. En revanche, cette tendance s'inverse pour des durées d'arrêt de travail plus longues, comprises entre 4 et 9 jours pour les femmes et entre 7 et 9 jours pour les hommes, dont les termes de hasard de base respectifs ont un effet positif et significatif. Ceci tend à réduire la durée d'arrêt de travail et par conséquent augmente les chances du retour au travail. Pour des durées plus longues, jusqu'à deux mois, le hasard de base a un effet négatif sur le taux de sortie et augmente ainsi significativement la durée d'arrêt de travail pendant ces périodes. Les effets ne changent pas, que l'on considère l'échantillon des hommes ou celui des femmes.

Effets des caractéristiques individuelles

Concernant l'âge, pour les hommes, il existe une relation croissante entre l'âge et la durée d'arrêt de travail : par rapport aux hommes de la classe d'âge (25-34 ans), les hommes de plus de 34 ans ont des durées significativement plus longues (effet négatif et significatif des coefficients, ce qui correspond à une réduction du taux de sortie de l'arrêt de travail). L'importance de cet effet croît avec l'âge, plus l'individu est âgé, plus son taux de sortie de l'arrêt de travail diminue. Pour les femmes, les corrélations semblent moins nettes. Toutefois, les travailleuses les plus âgées (de 55 à 65 ans) ont des durées d'arrêt de travail plus longues (Modèle 1-6, tableau 8). Deux raisons principales peuvent expliquer cette relation entre âge et durée : premièrement, il existe une corrélation entre âge et état de santé, dès lors une durée plus grande correspond à un état de santé plus dégradé. Deuxièmement, l'arrêt de travail pour maladie, en France comme dans nombre de pays occidentaux, peut être une des voies de sorties du marché du travail pour les salariés âgés (Behagel, Blanchet *et alii*, 2011). Les durées plus longues apparaissent donc comme la conséquence d'un choix plus au moins contraint des salariés concernant leur participation au marché du travail. Cet effet existe aussi sur la probabilité d'être ou pas en arrêt de travail pour maladie (Ben Halima, Debrand et Regaert, 2011).

Comparés aux jeunes de moins de 18 ans entrant sur le marché du travail, ceux entrant tardivement sur le marché du travail ont des durées d'arrêt de travail significativement moins longues. En effet, les hommes et les femmes entrant entre 19 et 26 ans ont un impact positif et significatif sur le taux de hasard correspondant à des durées moins courtes d'arrêt de travail. Par contre, on observe chez les hommes entrant sur le marché du travail à plus de 18 ans un effet significatif et positif. Cette variable peut être considérée comme un *proxy* de l'âge de fin d'étude. Dès lors, les jeunes entrant tôt sur le marché du travail sont principalement caractérisés par un faible niveau de capital humain. Ainsi, ils occupent, en probabilité, des emplois nécessitant de plus faibles compétences et caractérisés par de plus de mauvaises conditions de travail. A l'inverse, les derniers entrants sur le marché du travail, présentant des durées d'arrêt de travail significativement plus courtes, sont généralement des individus au niveau d'éducation plus élevé, qui occupent ainsi des emplois avec plus de responsabilité, d'autonomie et de récompense et présentant de meilleures conditions de travail. Ces caractéristiques de l'emploi sont des déterminants importants de la santé des travailleurs et donc de leur participation au marché du travail (Ose, 2005). De plus, les contraintes de présence sont

certainement plus importantes pour les cadres que pour les autres salariés.

Les épisodes d'arrêts de travail durant le parcours professionnel influencent significativement le comportement d'absentéisme pour maladie. En effet, le salarié qui a eu des épisodes d'arrêts de travail l'année précédente a tendance à avoir des arrêts de travail plus longs. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les hommes et les femmes ayant un épisode d'arrêt de travail en 2004 réduisent leurs probabilités de sortir d'un nouvel épisode d'arrêt de travail respectivement de 24 % et de 14 % ¹⁴(Modèle 1, tableaux 7 et 8). Cette corrélation met en évidence un phénomène de cumul et de gravité. Albouy, Davezies et Debrand (2010) montrent l'existence d'un tel phénomène sur la durée des hospitalisations. En effet, cette durée dépend du nombre d'épisodes d'hospitalisations constatés les années précédentes.

Effets des caractéristiques de l'emploi

Concernant les caractéristiques présentes de l'emploi, le temps de travail des individus a une influence significative sur le taux instantané de sortie de l'arrêt de travail selon l'état de sortie considéré. Les hommes et les femmes à temps complet ont, toutes choses égales par ailleurs, 11 % de chances de plus de quitter l'état d'arrêt de travail que ceux travaillant à temps partiel. Ce résultat est en contradiction avec les résultats de la statique comparative de notre modèle montrant que l'augmentation du temps de travail contractuel a pour effet d'accroître le temps d'absence. Toutefois, les caractéristiques des individus travaillant à temps complet ou à temps partiel sont très différentes, il ne s'agit donc pas d'une augmentation marginale du temps de travail, même d'un changement complet de relation au travail. De plus, le temps partiel est souvent un temps contraint pour des emplois peu qualifiés. Il est possible de penser que cette corrélation met en évidence des effets " conditions de travail " et " relation intra-familiale ".

La durée des arrêts de travail est corrélée positivement avec la taille de l'entreprise. Pour les hommes, le taux instantané de sortie de l'arrêt de travail est croissant avec la taille de l'entreprise. Les travailleurs appartenant à des entreprises de taille comprise entre 10 et 49 salariés ont une probabilité supérieure de 15 % d'avoir des durées d'arrêts de travail plus courtes que ceux travaillant dans les plus petites entreprises (Modèle 1, tableau 7). Cette probabilité croît de manière continue jusqu'à 35 % pour les travailleurs dans les entreprises comportant plus de 500 salariés. Les effets ne changent pas, que l'on considère l'échantillon des hommes ou celui des femmes. Deux raisons peuvent principalement expliquer cette relation. La première est que, dans les grandes entreprises, le contrôle individuel des salariés est moins fort et le sentiment d'être " indispensable " est moins important. De plus, un phénomène assurantiel intervient probablement. Le fait que l'individu soit couvert par un contrat d'assurance complémentaire croît fortement avec la taille de l'entreprise (Guillaume et Rochereau, 2010). Ainsi la *quasi* totalité des grandes entreprises françaises propose des contrats collectifs d'assurance complémentaire santé qui prennent en charge des délais de carence et la perte salariale due à la différence entre le salaire avant maladie et le remboursement proposé par le régime général d'assurance maladie.

¹⁴24% = $1 - \exp(-0.270)$, 14% = $1 - \exp(-0.150)$.

Concernant les hommes (Modèle 1, tableau 7), par rapport au secteur du commerce, les secteurs industriels et de la santé ont des effets positifs et significatifs sur le taux de sortie de l'arrêt de travail. Les effets sont inversés pour les individus travaillant dans les secteurs de l'agriculture et de la pêche, de l'hôtellerie et de la restauration, et de l'immobilier. Ces tendances changent en considérant l'échantillon des femmes (Modèle 1, tableau 8). Cependant, l'ensemble des travailleurs des secteurs de l'industrie et des services a des durées d'arrêt de travail significativement moins longues. De même que pour la taille de l'entreprise, l'existence d'accords de branches et de secteurs plus favorables que d'autres peut expliquer ces différences. Il peut aussi exister des phénomènes de sélection des travailleurs sur le marché du travail qui orientent les salariés les plus malades, les plus fragiles, voire les plus enclins à prendre des arrêts de travail vers tel ou tel secteur. Cette analyse sectorielle devra être prolongée dans d'autres études pour tenter de dissocier les effets individuels correspondant aux salariés des effets liés à l'entreprise et à ceux du secteur de production.

Effets des variables salariales et assurantielles

Concernant les quatre variables de salaires que nous avons retenues (le salaire trimestriel de l'individu, le salaire d'efficience ou relatif, la progression salariale depuis le début de la carrière, et la progression salariale sur les deux dernières années), les effets sont contrastés

Ainsi pour les hommes comme pour les femmes, il existe une corrélation négative entre le montant du salaire et la durée des arrêts de travail. Cela signifie que le bien loisir est considéré comme un bien normal (*cf.* équation 8). Pour les hommes, nous retrouvons cet effet négatif concernant la progression salariale depuis le début de carrière et inversement pour les femmes. Les autres variables n'influent pas sur la durée de l'arrêt de travail pour les hommes. Pour les femmes, la variable de salaire relatif est corrélée positivement avec la durée d'arrêt. Ce résultat est contradictoire avec la théorie du salaire d'efficience. En effet, les femmes qui ont des salaires supérieurs relativement aux autres femmes travaillant dans le même secteur et dans le même département ont des arrêts plus longs. Toutefois, cet indicateur correspond peut-être à un effet de protection sociale. Si l'on admet l'hypothèse selon laquelle la couverture complémentaire est complémentaire au niveau de salaire (hypothèse de secteurs duals dans l'économie : un secteur bien protégé dans lequel les rémunérations sont élevées et un secteur moins bien protégé avec des salaires plus faibles), alors il n'est pas illogique d'avoir un lien positif entre la durée d'arrêt de travail et le salaire relatif. Contrairement à ce que nous aurions pu attendre, nous n'arrivons pas à mettre en évidence un effet de la progression salariale de court terme sur la durée.

Toutes choses égales par ailleurs, les hommes et les femmes affectés d'une ALD (Modèle 1, tableaux 7 et 8) ont respectivement 31% et 22% de probabilités en plus d'avoir des épisodes d'arrêts de travail plus longs et de survivre plus longtemps dans cet état par rapport à ceux non affectés d'une ALD. Cet effet correspond certainement à un effet besoin de santé mais aussi à un effet couverture assurantielle. Ce système n'a pas d'impact direct sur la compensation salariale suite à un arrêt de travail. Toutefois, indirectement, si l'arrêt de travail est la conséquence de la maladie reconnue, alors les dépenses de santé

afférentes sont remboursées à 100%. Dès lors, le coût relatif de la maladie est moins important¹⁵. Mais il ne faut pas oublier que les individus en ALD sont en plus mauvais état de santé que ceux qui ne le sont pas. Aussi, ces durées plus longues sont-elles la conséquence d'un état de santé plus dégradé.

Pour les hommes comme pour les femmes, le fait d'être couvert par le régime d'assurance maladie d'Alsace Moselle réduit la durée des arrêts de travail (Modèles 1-6, tableaux 7 et 8). En effet, le régime d'Alsace Moselle étant plus généreux en termes de couverture de la perte financière, cela devrait normalement être corrélé positivement avec une durée plus longue. Ceci confirme que la générosité du régime d'Alsace Moselle incite les individus à prendre des arrêts de travail répétitifs mais avec des durées plus courtes (Ben Halima, Debrand et Regaert, 2011). Les spécificités du régime d'Alsace Moselle ne se résument pas uniquement aux différences liées à l'Assurance maladie (Chemin et Wasmer, 2008). Pour mieux apprécier ces différences régionales, dès que la base de données Hygie sera devenue un panel, il est envisageable de répliquer la méthodologie d'Ichino et Maggi (2000), c'est-à-dire de mesurer les effets des caractéristiques du régime d'Alsace Moselle en les identifiants grâce aux *movers* et aux *stayers*.

Conclusion

L'objectif de cet article était de mettre en évidence la relation entre la durée d'arrêt de travail, les salaires et l'Assurance maladie. Pour ce faire, nous sommes repartis du modèle théorique développé par Allen (1981) en tenant compte des spécificités du modèle français. Les propriétés d'équilibre du modèle montrent qu'il existe une indétermination de l'effet du salaire sur la durée de l'arrêt de travail et que les règles de l'Assurance maladie modifient aussi la durée d'arrêt de travail.

Notre étude repose sur des données provenant de la fusion de deux fichiers administratifs, c'est-à-dire un fichier des données issues de l'Assurance maladie (Cnamts) et l'autre de l'Assurance vieillesse (Cnav). Nous disposons ainsi d'une base de données ayant des informations sur les bénéficiaires, leurs carrières professionnelles, leurs consommations médicales, leurs arrêts de travail, leur contexte professionnel, ainsi que quelques caractéristiques sur des établissements qui les emploient. Grâce à cette base (nommée Hygie), nous pouvons étudier les relations entre la santé, le travail, la carrière professionnelle et les caractéristiques de l'entreprise. Afin de lever l'indétermination sur le salaire, quatre niveaux sont mobilisés : le niveau actuel du salaire, le taux d'évolution depuis le début de la carrière salariale (rendement de l'éducation), la progression sur les deux dernières années (récompense monétaire) et le salaire d'efficience. Pour prendre en considération les caractéristiques assurantielles du système français, nous prendrons en considération une variable individuelle (être ou pas en ALD), une variable caractérisant les entreprises (taille de l'établissement) et une variable différenciant le régime d'Alsace Moselle du régime général.

¹⁵Par exemple, la visite chez le médecin qui déclenche l'arrêt de travail et les dépenses de santé liées seront couverts à 100% pour un patient en ALD si l'arrêt de travail est une conséquence de cette ALD. Ce n'est pas le cas pour les salariés qui ne sont pas en ALD

Nous avons estimé un modèle à hasard proportionnel à temps discret en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée sur l'échantillon des hommes et des femmes. Les résultats d'estimations montrent que le salaire actuel a un effet négatif sur la durée d'arrêt de travail. En revanche, une forte progression salariale de long terme tend à réduire la durée d'arrêt de travail pour les hommes et à la rallonger pour les femmes. De plus, les différentes modalités de l'Assurance maladie semblent modifier les comportements des salariés concernant les arrêts de travail.

Bibliographie

- [1] Abowd J., Kramarz F. et S. Woodcock (2008): Econometric Analyses of Linked Employer-Employee Data, in *The Econometrics of Panel Data*, Matyas et Sevestre (eds.), pp. 727-760.
- [2] Afsa C., Givord P. (2009) : Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie : le cas des horaires irréguliers, *Économie et Prévision*, n° 187, pp. 83-103.
- [3] Alba-Ramirez, A., (1998): Re-employment Probabilities of Young Workers in Spain. *Investigaciones Económicas* 22 (2), pp.201-224.
- [4] Albouy V., Davezies L. et Debrand T. (2010): Health Expenditure Models: a Comparison Using Panel Data, *Economic Modelling*, 27 (4), 791-803
- [5] Allen S.G. (1981): An empirical Model of Work Attendance, *Review of Economics and Statistics*, 63, pp. 77-87.
- [6] Allen S.G. (1983): How Much Does Absenteeism Cost?, *Journal of Human Resources*, 18 (3), pp. 379-393.
- [7] Allison, P.A., (1982): Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. In: Leinhardt, S. (Ed.), *Sociological Methodology*. Jossey-Bass Publishers, San Francisco, pp. 61-98.
- [8] Barmby T., Orme C. et Treble J. (1995): Worker Absence Histories: a Panel Data Study, *Labour Economics*, 2, pp. 53-65.
- [9] Barmby T., Sessions J., Treble J. (1994): Absenteeism Efficiency Wages and Shirking, *The Scandinavian Journal of Economics*, 96 (4), pp. 561- 566.
- [10] Barmby, T. et Stephan, G. (2000): Worker Absenteeism: Why Firm Size May Matter, *Manchester School*, 68(5), pp. 568-77.
- [11] Behaghel L., Blanchet D. et *alii* ; Disability and Social Security Reforms : the French Case, working paper, NBER.
- [12] Ben Halima M.A., Debrand T., et Regaert C. (2011): Arrêts de travail : comprendre les disparités départementales, Document de Travail IRDES No 39, Février.
- [13] Bound J. (1991): Self-Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models, *Journal of Human Resources*, 26 (1), pp. 106-138.
- [14] Bridges S. et Mumford K. (2001): Absenteeism in the UK: A Comparison across Genders, *Manchester School*, 69(3), pp. 276-284.
- [15] Brown S., Sessions J. (1996): The Economics of Absence : Theory and Evidence, *Journal of Economic Surveys*, 10 (1)

- [16] Browning M., Dano A.M., et Heinesen E. (2006): Job Displacement and Stress-Related Health Outcomes, *Health Economics*, 15(10), pp. 1061-1075.
- [17] Case A. et Deaton A. (2003): Broken Down by Work and Sex: How our Health Declines, NBER Working Paper 982.
- [18] Cahuc P., Zylberberg A. (2001); Le marché du travail, De Boeck Université.
- [19] Chaupain-Guillot S. et Guillot O.(2010): Les déterminants individuels des absences au travail : une comparaison européenne, Working Paper.
- [20] Chemin M., Wasmer E.(2008): Regional Difference-in-Differences in France Using the German Annexation of Alsace-Moselle in 1870-1918, NBER working paper.
- [21] Cox, D. R. (1972): Regression Models and Life Tables (Methodological), *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 34, No. 2, pp. 187-220.
- [22] Dolton, P and O'NEILL D. (1996): The Restart Effect and the Return to Full-Time Stable Employment, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 159 (2), pp. 275-288.
- [23] Dionne D., Dostie B.(2008): New Evidence on the Determinants of Absenteeism Using Linked Employer-Employee Data, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 61, No. 1.
- [24] Grignon M. et Renaud T. (2007): Sickness and Injury Leave in France: Moral Hazard or Strain, IRDES Document de Travail n°4.
- [25] Guell M. et Petrongolo (2007): How Binding Are Legal Limits? Transitions from Temporary to Permanent Work in Spain, *Labour Economics*, vol. 14, n° 2, pp. 153-183.
- [26] Guillaume S. et Rochereau T. (2010): La protection sociale complémentaire collective: des situations diverses selon les entreprises, *Questions d'économie de la santé Irdes* n° 155.
- [27] Haltiwanger J., Lane J., Spletzer J. et Troske K. (1999): The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data, North-Holland.
- [28] Han A. et Hausman J. A. (1990). Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models. *Journal of Applied Econometrics* 5(1): 1-28.
- [29] Heckman, J. and Singer, B. (1984): A method for minimizing the distributional assumptions in econometric models for duration data, *Econometrica*, vol. 52, pp. 271-320.
- [30] Ichino A. et Maggi G. (2000): Work environment and individual background: explaining regional shirking differentials in a large Italian firm, *The Quarterly Journal of Economics*, 115 (3), pp. 1057-1090.

- [31] Jenkins, S., (1995): Easy Estimation Methods for Discrete Time Duration Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57 (1), pp. 129- 137.
- [32] Kuhn A., Lalive R. et Zweimüller J. (2009): The public health costs of job loss, *Journal of Health Economics*, 28(6), pp. 1099-1115.
- [33] Lancaster, T. (1979): *Econometric Methods for the Duration of Unemployment*. *Econometrica*, vol. 47, pp. 939-956.
- [34] Leigh P. (1991): Employee and job attributes as predictors of absenteeism in a national sample of workers: the importance of health and dangerous working conditions, *Social Science and Medicine*, 33 (2), pp. 127-137.
- [35] Meyer B. (1990): Unemployment Insurance and Unemployment Spells, *Econometrica*, vol. 58, juillet 1990, pp. 757-782.
- [36] Obrecht O. (2009): Forces et faiblesses du régime des ALD, dans *Le bouclier sanitaire : Renforcement ou rupture du pacte de 1945 ?* (eds Tabuteau), Acte du colloque chaire Santé.
- [37] Ose S. (2005): Working conditions, compensation and absenteeism, *Journal of Health Economics*, 24, pp. 161-188.
- [38] Païta M, Weill A. (2008). " Les personnes en affection de longue durée au 31 décembre 2007 ". Points de repère. Cnamts. n° 20.
- [39] Païta M, Weill A. (2009). " Les personnes en affection de longue durée au 31 décembre 2008 ". Points de repère. Cnamts. n° 27.
- [40] Prentice, R., et L. Gloeckler. (1978): Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data, *Biometrics*, vol. 34, pp. 57-67.
- [41] Shapiro C. et Stiglitz J. (1984): Equilibrium unemployment as a worker discipline device, *The American Economic Review*, 74 (3), pp.433-444.
- [42] Stewart, M.B. (1996): Heterogeneity Specification in Unemployment Duration Models, Department of Economics, University of Warwick, Coventry, UK.
- [43] Strauss J. et Thomas D. (1998): Health, Nutrition, and Economic Development, *Journal of Economic Literature*, 36 (2), pp. 766-817.
- [44] Valssenko E. et Willard J-C. (1984): Absentéisme: le poids des facteurs collectifs, *Economie et Statistique*, 164 (1), pp. 39-51.

Table 2: Statistiques descriptives: échantillon global, genre

Variable	Global (%)	Hommes (%)	Femmes (%)
Age			
[25, 34]	33,8	31,2	36,3
[35, 44]	31,0	32,4	29,7
[45, 54]	25,8	26,6	24,9
[55, 65]	9,5	9,9	9,1
Age d'entrée sur le marché du travail			
Moins de 18 ans	28,3	32,5	24,2
19-22 ans	47,0	44,9	49,1
23-26 ans	17,9	15,7	20,1
Plus de 27 ans	6,8	6,9	6,6
Temps de travail			
Temps complet	77,5	87,2	68,3
Temps partiel	22,5	12,8	31,7
Taille de l'entreprise			
[1, 9]	15,3	14,9	15,8
[10, 49]	24,2	24,8	24,2
[50, 199]	26,2	27,6	26,8
[200, 499]	17,3	14,8	15,9
[500, +]	17,0	17,9	17,3
Secteur d'activité			
Agriculture, Pêche	0,0	0,0	0,1
Industries extractives	0,2	0,3	0,1
Industrie manufacturière	27,0	35,5	18,8
Production d'électricité, de gaz et d'eau	0,3	0,5	0,1
Construction	5,0	9,1	1,1
Commerce	14,3	12,6	15,8
Hôtels et restaurants	2,9	2,1	3,7
Transports et communications	5,2	7,4	3,2
Activités financières	3,4	1,9	5,0
Immobilier, location et services aux entreprises	15,6	13,9	17,3
Administration publique	6,7	6,0	7,3
Education	1,6	0,8	2,4
Santé et action sociale	11,1	4,4	17,6
Services collectifs, sociaux et personnels	4,1	3,6	4,7
Activités extra-territoriales	0,0	0,0	0,0
Episode d'arrêts de travail en 2004	6,7	5,2	8,1
Régime Alsace Moselle	5,5	5,7	5,2
Avoir une Affectation Longue Durée (ALD)	10,3	11,7	9,0

Table 3: Statistiques descriptives des variables continues: échantillon global

Variable	Moyenne	Q1	Q3
Durée d'arrêt de travail	14,8	5	17
Taux de chômage annuel moyen	9,8	8,5	10,9
Taux de natalité	12,7	11,5	13,9
Salaire trimestriel	4948	3232	6030
Indice de Progression salarial de long terme	0,067	0,033	0,085
Indicateur de salaire d'efficience	1,121	0,854	1,275
Variation de salaire entre $(t + 1)$ et (t)	0,099	-0,023	0,099

Table 4: Statistiques descriptives des variables continues: Femmes

Variable	Moyenne	Q1	Q3
Durée d'arrêt de travail	15,6	5	19
Taux de chômage annuel moyen	9,8	8,5	10,9
Taux de natalité	12,9	11,6	13,9
Salaire trimestriel	4716	3066	5759
Indice de Progression salarial de long terme	0,063	0,030	0,082
Indicateur de salaire d'efficience	1,170	0,863	1,297
Variation de salaire entre $(t + 1)$ et (t)	0,112	-0,024	0,115

Table 5: Statistiques descriptives des variables continues: Hommes

Variable	Moyenne	Q1	Q3
Durée d'arrêt de travail	14	5	16
Taux de chômage annuel moyen	9,8	8,5	10,9
Taux de natalité	12,6	11,5	13,6
Salaire trimestriel	5687	4087	6586
Indice de Progression salarial de long terme	0,068	0,037	0,086
Indicateur de salaire d'efficience	1,106	0,868	1,283
Variation de salaire entre $(t + 1)$ et (t)	0,079	-0,022	0,083

Table 6: Durée d'arrêt de travail: entrée, sortie, taux de survie

Intervalle d'arrêt de travail	Nombre de survivants	Nombre de sorties	Taux de Survie	Ecart type	Intervalle de confiance
1 - 2	73818	434	0.9941	0.0003	[0.9935 - 0.9946]
2 - 3	73370	656	0.9852	0.0004	[0.9843 - 0.9861]
3 - 4	72694	1268	0.9680	0.0006	[0.9667 - 0.9693]
4 - 5	71390	8017	0.8592	0.0013	[0.8566 - 0.8617]
5 - 6	63171	10048	0.7222	0.0017	[0.7190 - 0.7254]
6 - 7	52852	5993	0.6402	0.0018	[0.6367 - 0.6437]
7 - 8	46682	6708	0.5480	0.0018	[0.5444 - 0.5516]
8 - 9	39744	3646	0.4976	0.0019	[0.4940 - 0.5012]
9 - 10	35971	2741	0.4596	0.0018	[0.4560 - 0.4633]
10 -11	33128	2548	0.4242	0.0018	[0.4206 - 0.4278]
11 - 12	30453	2222	0.3932	0.0018	[0.3897 - 0.3968]
12 - 13	28138	2012	0.3651	0.0018	[0.3615 - 0.3686]
13 - 14	26010	1667	0.3416	0.0018	[0.3382 - 0.3451]
14 - 15	24281	2038	0.3129	0.0017	[0.3095 - 0.3163]
15 - 16	22130	1386	0.2932	0.0017	[0.2899 - 0.2966]
16 - 17	20595	1109	0.2774	0.0017	[0.2741 - 0.2807]
17 - 18	19405	994	0.2632	0.0016	[0.2600 - 0.2664]
18 - 19	18344	907	0.2501	0.0016	[0.2470 - 0.2533]
19 - 20	17383	861	0.2377	0.0016	[0.2346 - 0.2409]
20 - 21	16459	749	0.2269	0.0016	[0.2238 - 0.2300]
21 - 22	15661	905	0.2138	0.0015	[0.2108 - 0.2168]
22 - 23	14711	565	0.2055	0.0015	[0.2026 - 0.2085]
23 - 24	14109	528	0.1978	0.0015	[0.1949 - 0.2008]
24 - 25	13544	564	0.1896	0.0015	[0.1867 - 0.1925]
25 - 26	12941	538	0.1817	0.0015	[0.1789 - 0.1845]
26 - 27	12361	517	0.1741	0.0014	[0.1713 - 0.1769]
27 - 28	11802	494	0.1668	0.0014	[0.1640 - 0.1695]
28 - 29	11261	677	0.1567	0.0014	[0.1541 - 0.1594]
29 - 30	10556	438	0.1502	0.0014	[0.1476 - 0.1529]
30 - 31	10054	374	0.1446	0.0013	[0.1420 - 0.1472]
31 - 45	9650	3946	0.0840	0.0011	[0.0819 - 0.0861]
45 - 60	5218	2116	0.0488	0.0009	[0.0472 - 0.0505]
60 - 70	2777	976	0.0311	0.0007	[0.0298 - 0.0325]
70 - 80	1630	710	0.0168	0.0005	[0.0158 - 0.0179]
80 - 90	748	524	0.0037	0.0003	[0.0032 - 0.0043]
90 - .	72	58	0.0004	0.0001	[0.0002 - 0.0008]

Table 7 : Déterminants de la durée d'arrêt de travail: Hommes

	Modèles					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Terme de risque de base						
γ_1 [1, 3]	-2.660***	-2.652***	-2.661***	-2.660***	-2.660***	-2.651***
γ_2 [4, 6]	0.035	0.043	0.034	0.035	0.035	0.043
γ_3 [7, 9]	0.068**	0.073**	0.068**	0.068**	0.068**	0.074**
γ_4 [10, 19]	-0.249***	-0.249***	-0.249***	-0.249***	-0.249***	-0.249***
γ_5 [20, 29]	-0.340***	-0.343***	-0.339***	-0.340***	-0.340***	-0.343***
γ_6 [30, 44]	-0.234***	-0.241***	-0.233***	-0.234***	-0.234***	-0.241***
γ_7 [45, 59]	-0.093	-0.103*	-0.091	-0.093	-0.092	-0.104*
γ_8 [60, 90]	0.657***	0.640***	0.658***	0.656***	0.657***	0.639***
Age (Ref: [25, 34])						
[35, 44]	-0.107***	-0.135***	-0.098***	-0.106***	-0.106***	-0.140***
[45, 54]	-0.242***	-0.288***	-0.231***	-0.241***	-0.242***	-0.297***
[55, 65]	-0.394***	-0.447***	-0.382***	-0.392***	-0.393***	-0.455***
Age d'entrée sur le marché du travail (Ref: Moins de 18 ans)						
19-22 ans	0.054***	0.04**	0.054***	0.054***	0.054***	0.039**
23-26 ans	0.106***	0.069***	0.104***	0.107***	0.106***	0.069***
Plus de 27 ans	0.138***	0.137***	0.136***	0.138***	0.137***	0.135***
Temps de travail (Ref: Temps partiel)						
Temps complet	0.093***	0.041	0.093***	0.091***	0.094***	0.036
Episode d'arrêts de travail en 2004	-0.270***	-0.245***	-0.264***	-0.270***	-0.268***	-0.249***
Régime Alsace Moselle	0.165***	0.155***	0.165***	0.165***	0.165***	0.155***
Avoir une Affectation Longue Durée (ALD)	-0.376***	-0.357***	-0.374***	-0.376***	-0.376***	-0.358***
Taille de l'entreprise (Ref: [1, 9])						
[10, 49]	0.140***	0.119***	0.139***	0.143***	0.140***	0.123***
[50, 199]	0.222***	0.205***	0.221***	0.226***	0.222***	0.210***
[200, 499]	0.266***	0.235***	0.265***	0.270***	0.266***	0.239***
[500, +]	0.307***	0.250***	0.304***	0.312***	0.307***	0.257***
Secteur d'activité (Ref: Commerce)						
Agriculture, Pêche	-0.869*	-0.792	-0.876*	-0.869*	-0.870*	-0.781
Industries extractives	0.238	0.212	0.236	0.237	0.238	0.213
Industrie manufacturière	0.120***	0.113***	0.120***	0.120***	0.120***	0.112***
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	0.141	0.143	0.141	0.141	0.141	0.141
Construction	0.032	0.088***	0.034	0.033	0.032	0.090***

Suite page suivante...

... Suite du tableau 7

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Hôtels et restaurants	-0.281***	-0.243***	-0.280***	-0.280***	-0.281***	-0.242***
Transports et communications	-0.013	-0.001	-0.012	-0.013	-0.013	-0.002
Activités financières	0.136**	0.067	0.131**	0.135**	0.137**	0.067
Immobilier, location et services aux entreprises	-0.034	-0.017	-0.034	-0.034	-0.034	-0.016
Administration publique	0.088**	0.131***	0.089**	0.079*	0.088**	0.122***
Education	0.046	0.051	0.046	0.047	0.047	0.051
Santé et action sociale	0.200***	0.255***	0.203***	0.197***	0.200***	0.250***
Services collectifs, sociaux et personnels	0.059	0.100**	0.059	0.060	0.058	0.102**
Activités extra-territoriales	-1.758	-1.784	-1.750	-1.743	-1.757	-1.775
Taux de chômage annuel moyen	0.002	0.004	0.002	0.002	0.002	0.004
Taux de natalité	0.034***	0.028***	0.033***	0.034***	0.034***	0.028***
Variables salariales						
log (Salaire)		0.186***				0.194***
Indice de Progression salariale de long terme			0.283*			0.441***
Indicateur de salaire d'efficience				-0.012		-0.013
Variation de salaire entre $(t + 1)$ et (t)					0.008	0.015
Variance d'hétérogénéité Gamma	0.449***	0.436***	0.450***	0.448***	0.449***	0.435***
Nombre d'observations	449978	449978	449978	449978	449978	449978
Nombre d'épisodes	31987	31987	31987	31987	31987	31987
Log-Likelihood	-102985.7	-102893.2	-102984.1	-102984.3	-102984.8	-102886.8
LR Gamma χ^2 (01)	258.199***	254.1***	259.852***	258.237***	258.462***	250.88***

Seuil de Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

Table 8: Déterminants de la durée d'arrêt de travail: Femmes

	Modèles					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Terme de risque de base						
γ_1 [1, 3]	-2.429***	-2.429***	-2.430***	-2.430***	-2.429***	-2.431***
γ_2 [4, 6]	0.224***	0.225***	0.223***	0.223***	0.224***	0.223***
γ_3 [7, 9]	0.136***	0.138***	0.135***	0.135***	0.136***	0.137***
γ_4 [10, 19]	-0.180***	-0.178***	-0.179***	-0.180***	-0.180***	-0.177***
γ_5 [20, 29]	-0.276***	-0.276***	-0.276***	-0.276***	-0.276***	-0.274***
γ_6 [30, 44]	-0.220***	-0.223***	-0.219***	-0.219***	-0.219***	-0.223***
γ_7 [45, 59]	-0.137***	-0.144***	-0.137***	-0.136***	-0.137***	-0.145***
γ_8 [60, 90]	0.599***	0.581***	0.599***	0.600***	0.599***	0.579***
Age (Ref: [25, 34])						
[35, 44]	0.047**	-0.028	0.038*	0.048**	0.047**	-0.064***
[45, 54]	0.035	-0.073***	0.024	0.035	0.035	-0.120***
[55, 65]	-0.056*	-0.166***	-0.066**	-0.055*	-0.056*	-0.211***
Age d'entrée sur le marché du travail (Ref: Moins de 18 ans)						
19-22 ans	0.085***	0.033	0.085***	0.086***	0.085***	0.033
23-26 ans	0.119***	0.021	0.123***	0.121***	0.118***	0.032
Plus de 27 ans	-0.005	-0.034	0.0009	-0.005	-0.005	-0.014
Temps de travail (Ref: Temps partiel)						
Temps complet	0.096***	-0.014	0.099***	0.096***	0.096***	-0.013
Episode d'arrêts de travail en 2004	-0.150***	-0.121***	-0.158***	-0.150***	-0.148***	-0.148***
Régime Alsace Moselle	0.237***	0.214***	0.238***	0.237***	0.238***	0.216***
Avoir une Affectation Longue Durée (ALD)	-0.244***	-0.198***	-0.246***	-0.245***	-0.245***	-0.201***
Taille de l'entreprise (Ref: [1, 9])						
[10, 49]	0.129***	0.101***	0.129***	0.129***	0.129***	0.100***
[50, 199]	0.182***	0.151***	0.182***	0.184***	0.182***	0.153***
[200, 499]	0.183***	0.138***	0.183***	0.184***	0.183***	0.136***
[500, +]	0.213***	0.120***	0.215***	0.215***	0.213***	0.124***
Secteur d'activité (Ref: Commerce)						
Agriculture, Pêche	0.274	0.254	0.275	0.274	0.274	0.261
Industries extractives	0.508*	0.401	0.514*	0.510*	0.508*	0.414
Industrie manufacturière	0.127***	0.093***	0.128***	0.128***	0.127***	0.093***
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	0.126	0.054	0.133	0.126	0.126	0.070
Construction	0.126*	0.136*	0.127*	0.128*	0.126*	0.145**

Suite page suivante...

... Suite du tableau 8

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Hôtels et restaurants	-0.083*	-0.033	-0.084*	-0.082*	-0.082*	-0.033
Transports et communications	0.240***	0.215***	0.241***	0.240***	0.240***	0.217***
Activités financières	0.221***	0.107***	0.224***	0.22***	0.221***	0.107***
Immobilier, location et services aux entreprises	0.097***	0.082***	0.099***	0.098***	0.097***	0.09***
Administration publique	0.308***	0.287***	0.308***	0.313***	0.308***	0.293***
Education	0.291***	0.318***	0.291***	0.291***	0.291***	0.319***
Santé et action sociale	0.058**	0.072***	0.058**	0.057**	0.057**	0.073***
Services collectifs, sociaux et personnels	0.116***	0.109***	0.117***	0.117***	0.116***	0.109***
Activités extra-territoriales	1.582***	1.397**	1.606**	1.581**	1.582***	1.467**
Taux de chômage annuel moyen	0.000	0.004	0.000	0.000	0.000	0.004
Taux de natalité	0.033***	0.018***	0.033***	0.033***	0.033***	0.02***
Variables salariales						
log (Salaire)		0.325***				0.356***
Indice de Progression salariale de long terme			-0.274**			-0.998***
Indicateur de salaire d'efficience				-0.011**		-0.021***
Variation de salaire entre $(t + 1)$ et (t)					0.004	0.008
Variance d'hétérogénéité Gamma	0.336***	0.313***	0.336***	0.336***	0.336***	0.311***
Nombre d'observations	468265	468265	468265	468265	468265	468265
Nombre d'épisodes	29918	29918	29918	29918	29918	29918
Log-Likelihood	-100585.5	-100326.8	-100583.2	-100583.2	-100585.2	-100289.7
LR Gamma χ^2 (01)	123.6***	128.95***	124.578***	124.399***	123.833***	132.626***

Seuil de Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

Documents de travail de l'Irdes

- **L'influence des conditions de travail sur les dépenses de santé/** Debrand T.
Document de travail Irdes n° 41, mars 2011.
- **Social Capital and Health of Olders Europeans From Reverse Causality to Health Inequalities/** Sirven N., Debrand T.
Document de travail Irdes n° 40, février 2011.
- **Arrêts maladie : comprendre les disparités départementales/** Ben Halima M.A., Debrand T., Regaert C.
Document de travail Irdes n° 39, février 2011.
- **Disability and Social Security Reforms: The French Case/** Behaghel L., Blanchet D., Debrand T., Roger M.
Document de travail Irdes n° 38, février 2011.
- **Disparities in Regular Health Care Utilisation in Europe/** Sirven N., Or Z.
Document de travail Irdes n° 37, décembre 2010.
- **Le recours à l'Aide complémentaire santé : les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille/** Guthmuller S., Jusot F., Wittwer J., Després C.
Document de travail Irdes n° 36, décembre 2010.
- **Subscribing to Supplemental Health Insurance in France: A Dynamic Analysis of Adverse Selection/** Franc C., Perronnin M., Pierre A.
Document de travail Irdes n° 35, décembre 2010.
- **Out-of-Pocket Maximum Rules under a Compulsory Health Care Insurance Scheme: A Choice between Equality and Equity/** Debrand T., Sorasith C.
Document de travail Irdes n° 34, novembre 2010.
- **Effort or Circumstances: Does the Correlation Matter for Inequality of Opportunity in Health?/** Jusot F., Tubeuf S., Trannoy A.
Document de travail Irdes n° 33, juillet 2010.
- **Bouclier sanitaire : choisir entre égalité et équité ? Une analyse à partir du modèle ARAMMIS/** Debrand T., Sorasith C.
Document de travail Irdes n° 32, juin 2010.
- **Monitoring Health Inequalities in France: A Short Tool for Routine Health Survey to Account for LifeLong Adverse Experiences/** Cambois E. (Ined), Jusot F. (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos, Ined, Irdes)
Document de travail Irdes n° 30, mars 2010.
- **Effect of a French Experiment of Team Work between General Practitioners and Nurses on Efficacy and Cost of Type 2 Diabetes Patients Care/** Mousquès J. (Irdes, Prospere), Bourgueil Y. (Irdes, Prospere), Le Fur P. (Irdes, Prospere), Yilmaz E. (Drees)
Document de travail IRDES n° 29, January 2010.
- **What are the Motivations of Pathways to Retirement in Europe: Individual, Familial, Professional Situation or Social Protection Systems?/** Debrand T. (Irdes), Sirven N. (Irdes)
Document de travail Irdes n° 28, octobre 2009.
- **Are Health Problems Systemic? Politics of Access and Choice under Beveridge and Bismarck Systems/** Or Z. (Irdes), Cases C. (Irdes), Lisac M. (Bertelsmann Stiftung), Vrangbaek K. (University of Copenhagen), Winblad U. (Uppsala University), Bevan G. (London School of Economics)
Document de travail Irdes n° 27, septembre 2009.
- **Quelles sont les motivations des départs à la retraite en Europe : situation personnelle, familiale, professionnelle, ou rôle de la protection sociale ?/** Debrand T., Sirven N.
Document de travail Irdes n° 26, juin 2009.
- **Les écarts des coûts hospitaliers sont-ils justifiables ? Réflexions sur une convergence tarifaire entre les secteurs public et privé en France/** Or Z., Renaud T., Com-Ruelle L.
Document de travail Irdes n° 25, mai 2009.
- **Income and the Demand for Complementary Health Insurance in France/** Grignon M., Kambia-Chopin B.
Document de travail Irdes n° 24, avril 2009.
- **Principes et enjeux de la tarification à l'activité à l'Hôpital (T2A). Enseignements de la théorie économique et des expériences étrangères/** Or Z., Renaud T.
Document de travail Irdes n° 23, mars 2009.

Autres publications de l'Irdes

Rapports

- **Les distances d'accès aux soins en France métropolitaine au 1er janvier 2007 : Annexes méthodologiques /** Coldefy M., Com-Ruelle L., Lucas-Gabrielli V., Marcoux L.
Rapport Irdes, Juin 2011, 135 pages. Prix : 30 €.
- **Les distances d'accès aux soins en France métropolitaine au 1er janvier 2007 en France en 2006 : prévalence, contrôle et déterminants/** Coldefy M., Com-Ruelle L., Lucas-Gabrielli V., Marcoux L.
Rapport Irdes, Juin 2011, 121 pages. Prix : 40 €.
- **L'asthme en France en 2006 : prévalence, contrôle et déterminants/** Afrite A., Allonier C., Com-Ruelle L., Le-Guen N.
Rapport Irdes, Janvier 2011, 118 pages. Prix : 26 €.

Questions d'économie de la santé

- **Récompense au travail ressentie et santé des seniors/** Lengagne P.
Questions d'économie de la santé Irdes n° 166, juin 2011.
- **Les personnes recourant aux 21 centres de santé de l'étude Epidaur-CDS sont-elles plus précaires ? /** Afrite A., Bourgueil Y., Dufournet M., Mousquès J.
Questions d'économie de la santé Irdes n° 165, mai 2011.
- **Distances et temps d'accès aux soins en France métropolitaine /** Coldefy M., Com-Ruelle L., Lucas-Gabrielli V.
Questions d'économie de la santé Irdes n° 164, avril 2011.

Durée d'arrêt de travail, salaire et Assurance maladie : application microéconomique à partir de la base Hygie

Mohamed Ali Ben Halima, Thierry Debrand (Irdes)

L'objectif de cet article est de mettre en évidence la relation entre la durée d'arrêt de travail, les salaires et l'Assurance maladie. Nous présentons une réécriture du modèle développé par Allen (1981), en tenant compte des spécificités du modèle français.

Les propriétés d'équilibre du modèle montrent qu'il existe une indétermination de l'effet du salaire sur la durée de l'arrêt de travail et que les règles de l'Assurance maladie modifient aussi la durée d'arrêt de travail. Cette propriété est soumise à estimation économétrique en utilisant la base de données Hygie, construite à partir de la fusion de différents fichiers administratifs de salariés du secteur privé en France en 2005, qui permet de prendre en considération : les relations « employeurs/employés », l'impact des caractéristiques des entreprises sur la santé de leurs employés mais aussi les interactions entre la santé et le travail.

Nous estimons un modèle à hasard proportionnel à temps discret en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée sur l'échantillon des hommes et des femmes. Afin de lever l'indétermination du salaire sur la durée d'arrêt de travail, quatre niveaux sont mobilisés : le niveau actuel du salaire, le taux d'évolution depuis le début de la carrière salariale (rendement de l'éducation), la progression sur les deux dernières années (récompense monétaire) et le salaire d'efficience. Les résultats des estimations montrent que le salaire actuel a un effet négatif sur la durée d'arrêt de travail. En revanche, une forte progression salariale de long terme tend à réduire la durée d'arrêt de travail pour les hommes et à la rallonger pour les femmes. De plus, les différentes modalités de l'Assurance maladie semblent modifier les comportements des salariés concernant les arrêts de travail.

Duration of Sick Leaves, Income and Health Insurance : A Microeconometric Application from Database Hygie

Mohamed Ali Ben Halima, Thierry Debrand (Irdes)

The aim of this article is to establish the relationship between the duration of sick leaves, income and health insurance. The analysis is based on a modified version of the model developed by Allen (1981), taking into account the specificity of the French model.

The model's equilibrium properties indicate an indeterminate effect of wages on the duration of sick leaves, and that National Health Insurance rules equally modify their duration.

This property was subject to an econometric estimation using the Hygie database, constructed from the merger of different administrative files concerning private sector employees in France in 2005. It allows the employer/employee relationship to be taken into consideration, together with the impact of company characteristics on the health of their employees and the interactions between work and health.

Estimations are carried out using a discrete time proportional hazard model allowing for unobserved heterogeneity in the male and female samples. In order to remove the indeterminate wage effect on the duration of duration of sick leaves, four levels are taken into account: the current wage level, wage progression since the beginning of the career (return on education), wage increases over the last two years (monetary recompense) and the efficiency wage. Estimation results show that current wage has a negative effect on the duration of sick leaves. On the contrary, high wage increases over the long-term tends to reduce the duration of sick leaves among men and to increase them among women. Moreover, the different Health Insurance modalities appear to modify employee behaviours concerning work absences.