



**HAL**  
open science

# Les disparités de prise d'arrêts maladie entre secteurs d'activité en France : une analyse longitudinale sur données administratives

Thomas Barnay, Sandrine Juin, Renaud Legal

## ► To cite this version:

Thomas Barnay, Sandrine Juin, Renaud Legal. Les disparités de prise d'arrêts maladie entre secteurs d'activité en France : une analyse longitudinale sur données administratives. 2013. hal-00920772

**HAL Id: hal-00920772**

**<https://hal.science/hal-00920772v1>**

Preprint submitted on 19 Dec 2013

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

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

**DOCUMENT DE TRAVAIL**

**N°6 - 2013**

Les disparités de prise d'arrêts maladie entre secteurs d'activité en France : une  
analyse longitudinale sur données administratives

Thomas Barnay, Sandrine Juin et Renaud Legal

# Les disparités de prise d'arrêts maladie entre secteurs d'activité en France : une analyse longitudinale sur données administratives<sup>1</sup>

Thomas Barnay<sup>2</sup>, Sandrine Juin<sup>3</sup> et Renaud Legal<sup>4</sup>

---

Ce document de travail n'engage pas la DREES

---

*Nature de la communication* : empirique

*Mots-clés* : Arrêts maladie, secteurs d'activité, Modèle de poisson

**Abstract:** The main objective of this study is to analyze the effect of the professional environment on sick leaves. It is important in order to identify the potential policies to implement to control health expenditures (e.g. through the improvement of working conditions). This professional context is approximated by the Business sector. The database used – Hygie (2005-2008) – allows taking into account individual heterogeneity thanks to the longitudinal dimension. Sick leave probability is estimated through an individual fixed effects logit model and the duration (number of sickness absence days) is estimated through a fixed effects Poisson model. The results show that Business sector differ in sick leave duration rather than in the occurrence. Indeed, taking into account differences in health status and wages reduces the variability in sick leave probability between sectors by half. On the other hand, the sector remains decisive in explaining sick leave durations. This residual variability may refer to unobserved differences in working conditions, in the generosity of sick pay benefits or in job insecurity. These results may call into question the financing of sick leaves, which contrary to accidents at work and professional diseases, only depends on social security contributions.

**JEL:** I13, I18, I38, J24.

---

1. Nous remercions Catherine Pollak (Drees), Benoît Rapoport (Drees), Nicolas Sirven (Irdes) et François Legendre (Upec) pour leurs remarques sur une version préliminaire de cette étude. Nous remercions également Audrey Baillot (Drees) et Julie Solard (Drees) pour leurs conseils. Cet article a aussi bénéficié de l'apport et de programmes d'Emmanuel Duguet (Upec) ainsi que des conseils des participants au séminaire de l'Erudite – notamment Thibault Brodaty (Upec) et Yann Videau (Upec) – et aux 34<sup>ème</sup> Journées des économistes de la santé français, notamment Magali Dumontet (Cermes 3).

2. Maître de conférences en sciences économiques, Erudite, Tepp, Université Paris-Est Créteil. Contact : [barnay@u-pec.fr](mailto:barnay@u-pec.fr)

3. Auteur correspondant. Erudite, Tepp, Université Paris-Est Créteil et Ined.. Contact : [sandrine.juin@ined.fr](mailto:sandrine.juin@ined.fr)

4. Chef du bureau Dépenses de santé et des relations avec l'assurance maladie, DREES, Ministère des affaires sociales et de la santé. Contact : [renaud.legal@sante.gouv.fr](mailto:renaud.legal@sante.gouv.fr)

# 1. Introduction

En France, les dépenses d'indemnités journalières maladie (IJ) versées par la Sécurité sociale au titre des arrêts maladie dans le secteur privé se sont élevées à 6,8 milliards en 2010.

Au niveau macroéconomique, les principaux moteurs de la dynamique des indemnités journalières maladie sont relativement bien connus : niveau de salaires (*effet prix*), contexte de l'emploi notamment ampleur du chômage (*effet volume*), part de séniors dans la population active (*effet santé*), ou encore intensité de la politique de contrôle des arrêts maladie mise en œuvre par les autorités.

*A contrario*, au niveau microéconomique, l'étude des déterminants est encore insuffisante, *a fortiori*, dans le cadre français alors qu'elle revêt des enjeux majeurs en termes de politiques publiques (rôle des conditions de travail, coût social de l'absentéisme, niveau optimal de couverture,...). La prise d'arrêts maladie devrait en principe relever essentiellement d'une détérioration de l'état de santé des patients (Ose, 2005). Pourtant, d'autres facteurs peuvent intervenir tels que les pratiques de prescription des médecins, des comportements d'aléa moral des salariés (Allen, 1981 ; Brown et Sessions, 1996), le rôle des conventions collectives ou encore les contraintes professionnelles pesant sur certains salariés les incitant tantôt à s'arrêter tantôt, à l'inverse, au « présentéisme » en dépit d'une santé dégradée.

Cette étude s'inscrit dans la littérature empirique sur les arrêts maladie et se propose, dans le cas français, d'en analyser finement les déterminants microéconomiques. Plus précisément, elle s'attache à estimer l'effet propre du *contexte professionnel* dans les disparités individuelles de prise et de durée d'arrêts maladie, après avoir contrôlé des effets individuels<sup>5</sup>. Il existe un enjeu important à isoler l'effet du *contexte professionnel* -qui tient aux caractéristiques de l'environnement professionnel (conditions de travail, indemnisation des arrêts maladie...) des déterminants *individuels* -qui renvoient aux caractéristiques personnelles des individus (âge, sexe, niveau de revenu, état de santé...), et des déterminants *environnementaux* -qui tiennent à l'environnement non professionnel (caractéristiques de l'offre de soins, taux de chômage...).

En effet, en termes de politiques publiques, les effets du *contexte professionnel* n'appelleront pas les mêmes réponses que des *effets individuels*. Par exemple, un secteur d'activité se distinguant par une sinistralité particulièrement importante peut appeler des mesures incitatives visant à y améliorer les conditions de travail. Inversement, une catégorie de patients donnée qui présenterait des taux d'arrêts maladie atypiques, pourrait suggérer des actions ciblées, par exemple de sensibilisation envers les médecins prescripteurs.

Par ailleurs, l'exercice permet aussi de mettre à jour des transferts entre secteurs d'activité opérés par le jeu des cotisations sociales et des indemnités journalières. En effet, en France les indemnités versées en cas d'accident du travail ou de maladie professionnelle sont financées *via* des cotisations des entreprises qui dépendent de la sinistralité de leurs secteurs d'activité pour les plus petites et de la sinistralité de l'entreprise pour les plus grandes. Au contraire, les cotisations sociales finançant les indemnités journalières versées au titre du risque maladie dépendent uniquement du niveau salaire de l'individu : les règles de financement des arrêts maladie par l'assurance maladie obligatoire ignorent donc un éventuel effet du *contexte professionnel* et incite peu les entreprises à prévenir les arrêts maladie.

---

5. Par la suite, nous nommerons ces effets individuels effets de composition.

Notons que plusieurs niveaux d'analyse sont possibles pour analyser les effets du *contexte professionnel* : l'entreprise de l'individu, le secteur d'activité... Cette étude choisit d'appréhender le contexte professionnel au niveau du secteur d'activité. Plusieurs raisons ont motivé ce choix. Tout d'abord, au-delà de la compensation obligatoire des arrêts maladie, il existe une compensation prévue par la négociation collective qui, en ce qui concerne la prévoyance, relève principalement du niveau de la branche d'activité<sup>6</sup>. Ces accords collectifs sont primordiaux dans la détermination des régimes de prévoyance des entreprises. A défaut de pouvoir observer finement les niveaux de couverture en vigueur dans les entreprises, le secteur d'activité permet alors de rendre compte des disparités de niveaux de couverture. Ensuite, le secteur d'activité permet aussi de rendre compte des écarts de conditions de travail.

L'étude s'appuie sur un panel de plus de 400 000 salariés du secteur privé pour lesquels nous disposons de nombreuses informations administratives : consommations de soins, arrêts maladie, informations rétrospectives sur la carrière etc.

Sur le plan méthodologique, il n'est pas aisé d'isoler l'effet propre du contexte professionnel, en raison des problèmes posés par l'hétérogénéité individuelle inobservée, potentiellement corrélée au contexte professionnel. Par exemple, si telle entreprise recrute des personnes à l'état de santé particulièrement fragiles, mais que l'état de santé n'est pas correctement observé, on attribuera au *contexte professionnel* ce qui relève en réalité d'*effets de composition*. Pour notre problématique, le recours à des données de panel offre alors une réponse précieuse à ces problèmes d'endogénéité. La stratégie empirique consiste à utiliser les changements de secteurs au niveau individuel pour estimer l'effet propre du contexte professionnel : elle exploite ainsi pleinement la dimension longitudinale des données. L'effet du contexte professionnel est analysée à la fois sous l'angle de l'occurrence des arrêts et sous l'angle de leurs durées.

L'article est organisé de la manière suivante : la partie 2 propose une revue critique de la littérature sur les déterminants des arrêts maladie ; la partie 3 présente la base de données et la méthodologie retenue ; la partie 4 présente les principaux résultats obtenus. Finalement, la dernière partie est consacrée à la discussion et à la conclusion.

---

6. Il existe ainsi en France plus de 700 conventions collectives de branches couvrant 15,4 millions de salariés. « (Portrait statistique des principales conventions collectives de branche en 2009 », *Dares Analyses* 2012, n°17, Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques).

## 2. Revue de la littérature empirique

Plusieurs travaux se sont attachés à étudier empiriquement les déterminants des arrêts maladie. Ces déterminants peuvent être de deux types : individuels ou contextuels.

### 2.1. Les déterminants individuels

Les caractéristiques sociodémographiques jouent un rôle important. Ainsi, les femmes s'arrêtent généralement plus longtemps et plus fréquemment que les hommes (Chaupain-Guillot et Guillot, 2007 ; Ben Halima *et al.*, 2012 ; Ben Halima et Regaert, 2013 ; Frick et Malo, 1008 ; Livanos *et al.*, 2010). Elles sont aussi plus sensibles aux incitations économiques (effet du système d'indemnisation) et réagissent davantage au taux de chômage (Henrekson et Persson, 2004 ; Ose, 2005). Par ailleurs, la durée des arrêts maladie s'accroît avec l'âge, sans pour autant qu'ils soient plus fréquents (Chaupain-Guillot et Guillot, *op. cit.* ; Lê et Raynaud, 2007 ; Missègue, 2007).

Ce résultat surprenant s'explique en partie par l'existence d'un *healthy worker effect* (« effet du travailleur sain ») : les seniors en emploi sont en meilleure santé que les inactifs (Barnay, 2010). Avoir de jeunes enfants augmente par ailleurs la probabilité d'arrêt maladie (Chaupain-Guillot et Guillot, *op. cit.*). L'éducation, rarement étudiée, semble jouer à la baisse sur les arrêts maladie : plus les individus commencent leur carrière tard (longues études, haut niveau de capital humain), plus les arrêts sont courts (Ben Halima et Regaert, 2013). Ces résultats sont cohérents avec ceux de Missègue (2007) sur les différences de comportements d'arrêt de travail entre catégories socioprofessionnelles (les ouvriers ont la plus forte probabilité de s'arrêter).

L'état de santé individuel est également un facteur déterminant. La dégradation du capital santé peut entraîner un arrêt maladie en mettant l'individu dans l'incapacité effective de travailler. Par ailleurs, une gestion attentive de son capital santé peut supposer des formes d'arrêts « préventives » destinées à prévenir de conséquences plus dommageables sur le statut d'occupation de l'individu (Grossman, 1972). Chaupain-Guillot et Guillot (*op. cit.*) ont montré qu'une personne souffrant de gênes en raison d'une maladie chronique ou d'un handicap a une probabilité plus élevée de s'arrêter. Ben Halima et Regaert (*op.cit.*) soulignent en outre qu'un individu en affection longue durée (ALD) se caractérise par une durée d'arrêt plus longue. Par ailleurs, Case et Deaton (2005) expliquent que les individus exerçant des activités manuelles se déclarent en plus mauvaise santé.

Enfin, concernant les caractéristiques individuelles liées à l'emploi, plusieurs mécanismes théoriques sous-tendent la prise d'arrêt. On peut tout d'abord analyser les IJ en référence au modèle de salaire d'efficience de Shapiro et Stiglitz (1984) dans lequel le taux de chômage constitue un mécanisme de régulation. Les individus, dont l'utilité dépend positivement du salaire et négativement de l'effort, seront d'autant moins tentés d'être volontairement absents (*shirking model*) que la probabilité de retrouver un emploi est faible. Ben Halima et Regaert (*op.cit.*) montrent une relation négative entre le salaire et la durée des arrêts maladie (le loisir est alors considéré comme un bien normal) en contrôlant les individus en ALD tandis que les résultats de Chaupain-Guillot et Guillot (*op. cit.*) indiquent que l'impact du salaire sur la probabilité d'absence des hommes est négatif corroborant le *shirking model*.

Concernant le type de contrat de travail, un contrat à durée indéterminée augmente la probabilité de retour à l'emploi (Ben Halima et Regaert, *op.cit.*) et les femmes étant en contrat à durée déterminée ont une probabilité plus faible d'absence (Chaupain-Guillot et Guillot, *op. cit.*). Dans la théorie économique, l'absentéisme découle d'un arbitrage travail-loisir dans un modèle néoclassique d'offre de travail (Allen, 1981 ; Brown et Sessions, 1996). L'arrêt maladie peut dans ce cadre traduire le différentiel entre le nombre d'heures contractuelles et le nombre d'heures désirées. Par exemple, les femmes travaillant à temps partiel (articulation facilitée entre vie de famille et vie professionnelle) ont une probabilité d'absence plus faible (Chaupain-Guillot et Guillot, *op. cit.*).

## 2.2. Les déterminants contextuels

Au niveau macroéconomique, Lê et Raynaud (*op. cit.*) soulignent une relation négative entre le taux de chômage de l'économie et les arrêts maladie courts conformément au modèle de salaire d'efficience. Cependant, cette relation n'est pas vérifiée pour les arrêts longs. En effet, en situation d'incertitude sur le marché du travail, un travailleur peut renoncer à un arrêt court. Au contraire, un arrêt maladie long caractérise un problème de santé plus important qui contraint le comportement de l'individu.

Le contexte géographique est également important. Ben Halima *et al.* (2012) soulignent que les disparités départementales d'arrêts maladie subsistent même après contrôle des caractéristiques des individus composant les départements. Ces écarts départementaux peuvent notamment renvoyer à une offre de soin inégale sur le territoire.

Les travaux économétriques ont peu introduit le secteur d'activité et cette variable n'a à notre connaissance jamais fait l'objet d'une étude dédiée sur données de panel. Toutefois, il semble exister ce que l'on pourrait appeler un « effet sectoriel ». Ainsi, la probabilité d'arrêt maladie semble plus élevée dans le secteur public que dans le privé (Chaupain-Guillot et Guillot, *op. cit.*). A un niveau plus fin, Missègue (*op. cit.*) met en évidence la spécificité de certains secteurs : les salariés du commerce s'arrêtent moins souvent mais plus longtemps que l'industrie, l'administration s'arrête plus fréquemment mais pour des durées plus courtes et l'éducation, santé, action sociale se caractérisent par des arrêts plus fréquents et plus longs. Cependant, cette étude mobilise l'Enquête décennale sur la santé (2002-2003) qui ne permet pas de distinguer les arrêts maladie des AT-MP. Plus récemment, Ben Halima et Regaert (*op. cit.*) ont exploité l'année 2005 de la base Hygie (Système d'Information sur les Indemnités Journalières) et ont montré que relativement au secteur commercial, les salariés des secteurs de la santé et de l'industrie s'arrêtent plus longtemps au contraire de ceux de l'agriculture et de l'hôtellerie-restauration.

Ces écarts intersectoriels peuvent s'expliquer par des différences de caractéristiques de l'emploi, de conditions de travail et de couverture des arrêts maladie entre secteurs. Concernant la générosité de la couverture assurantielle, il a en effet été montré qu'un système d'indemnisation généreux augmente le nombre d'arrêts maladie et leur durée (Henrekson et Persson, 2004 ; Frick et Malo, *op. cit.*). Par ailleurs, l'intensité des contrôles réalisés par l'Assurance maladie, qui vient réduire l'aléa moral, semble diminuer la probabilité de prise d'arrêt maladie, du moins à court terme (Lê et Raynaud, 2007 ; Ben Halima *et al.*, *op. cit.*). Au niveau des conditions de travail, Afsa et Givord (2009) montrent qu'une part importante de l'absentéisme chez les ouvriers en horaires irréguliers est précisément due à ces horaires. Chaupain-Guillot et Guillot (*op. cit.*) révèlent qu'une personne insatisfaite par son travail a une probabilité d'absence plus élevée. Par ailleurs, la relation positive entre taille de l'entreprise et probabilité d'absence pour maladie (Ben Halima *et al.*, *op. cit.* ; Ose, 2005) semble confirmer l'importance des conditions de travail (cette relation positive peut toutefois

également relever de différences de politiques de contrôle ou d'engagement personnel au sein de l'entreprise).

Au regard de cette courte revue de littérature, notre étude cherche à analyser les disparités intersectorielles en termes de probabilité et de durée d'arrêt. Dans quelles mesures sont-elles expliquées par des différences entre les individus composant les secteurs (nous parlerons dans ce cas d'effets individuels ou de composition) ? Quelle est la part du contexte sectoriel résiduelle ?

### **3. Etude empirique**

#### **3.1. Données**

Le panel Hygie 2005-2008 (Système d'Information sur les Indemnités Journalières) constitue la première base de données française permettant d'étudier à la fois les dimensions santé, travail et entreprise intervenant dans les arrêts de travail des salariés du secteur privé. Elle est construite à partir de l'appariement des données de l'Assurance Vieillesse et de l'Assurance Maladie. On dispose ainsi de l'identité des assurés, leurs trajectoires professionnelles, le dernier établissement dans lequel ils ont travaillé et les retraites. L'Assurance Maladie fournit des données sur les assurés, leur consommation de soins, les prestations en espèce d'indemnités journalières ainsi que des informations relatives aux accidents du travail et maladies professionnelles. L'échantillon retenu est composé de 414 185 salariés du privé (en emploi ou au chômage) âgés en 2008 de 22 à 60 ans ayant cotisé au régime général de l'assurance vieillesse au moins une fois au cours de leur vie et vivants sur l'ensemble de la période 2005-2008 (*cf.* Annexe 7.2, tableau A) pour les statistiques descriptives).

Près de 20 % des individus ont connu au moins un épisode d'arrêt maladie en 2008 et la majorité d'entre eux ne s'est arrêtée qu'une seule fois (tableau B en annexe). Ces arrêts maladie se caractérisent par un nombre médian de jours d'arrêts (jours cumulés sur l'année 2008) de 16 et par un montant médian d'IJ maladie versées de 352 €. 60 % des salariés appartiennent à cinq des seize secteurs d'activités étudiés (tableau C en annexe) : l'immobilier, location, services aux entreprises (16 % de l'échantillon) ; l'industrie manufacturière (14 %) ; le commerce (13 %) ; les services collectifs, sociaux, personnels (9 %) et la santé et l'action sociale (8 %).

#### **3.2. Variables mobilisées**

##### ***3.2.1. Le contexte sectoriel***

Le secteur d'activité constitue la variable d'intérêt de l'étude. Il est appréhendé à travers les sections de la Nomenclature d'activités française (2003) de l'Insee qui décrivent 16 secteurs d'activité. Le contexte géographique est ici contrôlé à travers la région de résidence des. Cette variable sert de contrôle pur, elle ne sera pas analysée en tant que telle. Enfin, l'hétérogénéité temporelle est prise en compte par l'introduction d'indicatrices annuelles.

##### ***3.2.2. Les effets individuels / de composition***

Les caractéristiques sociodémographiques observables sont l'âge et le genre. En revanche, les données Hygie ne renseignent pas sur la composition familiale ou le niveau d'éducation.

L'état de santé est approximé à partir du statut ALD (liste de 30 affections remboursées à 100% en raison de leur gravité) ainsi que par la consommation médicale de l'année précédente (remboursement de l'Assurance maladie obligatoire pour généralistes et spécialistes, remboursement pour médicaments et nombre de jours d'hospitalisation dans le secteur privé<sup>7</sup>). L'utilisation en outre de variables retardées liées à la consommation de soins permet d'établir un lien causal à *la Granger* et d'éviter la simultanéité de la prise d'arrêt maladie et de la consommation de soins associée<sup>8</sup>. Par ailleurs, le choix s'est porté sur le remboursement par l'assurance maladie obligatoire plutôt que sur la dépense totale afin de ne pas fausser les résultats en introduisant les dépassements d'honoraires particulièrement répandus parmi les spécialistes et rendant moins bien compte du besoin de santé. Enfin, les recours aux généralistes et spécialistes ont été sommés afin de s'affranchir des effets de complémentarité et de substitution existants entre ces deux postes<sup>9</sup>.

*A priori*, plusieurs hypothèses parfois contradictoires peuvent expliquer la relation entre consommation médicale en  $t-1$ , état de santé et arrêt maladie courants. Une consommation médicale élevée en  $t-1$  peut caractériser des individus en mauvaise santé à l'instant  $t-1$  et dont on peut supposer qu'ils demeurent en mauvaise santé en  $t$ <sup>10</sup>. Il convient de noter que ce proxy de l'état de santé demeure imparfait. Tout d'abord, il s'agit d'une variable objective qui reflète moins largement l'état de santé que des variables subjectives telles que l'état de santé perçue ou les limitations fonctionnelles. Ensuite, cette variable reflète un état de santé passé : l'idéal aurait été de disposer du recours aux soins au moment de la prise d'arrêt maladie mais les données ne le permettent pas. Enfin, il faut noter que la consommation médicale est plurifactorielle et liée en particulier aux caractéristiques socioéconomiques (revenu, couverture assurantielle, catégorie socioprofessionnelle) et à l'offre de soin (, densité). Il convient donc de contrôler ces variables par ailleurs.

Les facteurs individuels liés au travail retenus dans l'analyse sont : le quintile de salaire annuel brut plafonné en  $t-1$ , le fait de travailler à temps partiel ou à temps complet, la déclaration d'un accident du travail ou d'une maladie professionnelle (AT-MP) en  $t-1$ . Le quintile de revenu est retardé d'une période afin de prendre en compte l'impact d'un arrêt sur le salaire de l'individu. Les AT-MP sont susceptibles d'influer sur le comportement de prise d'arrêt maladie dans la mesure où ils captent un effet état de santé. De plus, le mode de tarification des AT-MP peut inciter certains établissements à ne pas les déclarer et les faire plutôt passer en tant qu'arrêts maladie. Par ailleurs, le chômage est ici introduit au niveau individuel grâce à une indicatrice signalant les individus de l'échantillon ayant connu au moins un trimestre de chômage au cours de l'année précédant l'année d'étude des comportements de prise d'arrêts maladie. La variable de chômage individuel est retardée d'une période car les données ne permettent pas de distinguer si un épisode de chômage en  $t$  a lieu avant ou après un arrêt maladie. Afin de prendre en compte le cas particulier des arrêts maladie des chômeurs, une seconde indicatrice marque les individus ayant connu un épisode de chômage en  $t$ .

---

7. La base Hygie n'offre pas de données concernant l'hospitalisation publique.

8. Les données de consommation, sommées annuellement, ne permettraient pas de distinguer les consommations ayant lieu avant et après les arrêts maladie.

9. Ces consommations médicales sont introduites à l'échelle 1:10 afin d'éviter un problème de convergence logicielle.

10. Les résultats permettront de tester cette hypothèse. Une alternative serait de considérer que les individus ayant recouru aux soins en  $t-1$  sont en meilleure santé en  $t$  que ceux n'ayant pas été suivis en  $t-1$  (comportement de prévention). Il peut cependant s'agir d'un recours à des soins spécialisés coûteux mais pas forcément essentiels (effet richesse supérieur à l'effet état de santé dégradé) d'où la nécessité de contrôler par le revenu.

### 3.3. Méthodologie

Afin d'étudier les déterminants de l'occurrence des arrêts maladie, la probabilité de connaître au moins un épisode d'arrêt maladie au cours de l'année est estimée (modèle logit en données de panel). La durée est appréhendée par le nombre cumulé de jours d'arrêt au cours de l'année (modèle de comptage de Poisson en panel). Cette estimation de la durée d'arrêt porte sur l'ensemble des individus et non uniquement sur ceux s'étant arrêtés, par conséquent il faudra lors de l'interprétation relier les résultats sur la durée d'arrêt à ceux sur la probabilité.

Cette exploitation longitudinale du panel Hygie permet de contrôler l'hétérogénéité individuelle inobservée et ainsi de ne pas attribuer au contexte sectoriel des effets individuels inobservés.

Dans l'étude de phénomènes croisés entre secteurs d'activité et prises d'arrêts maladie, il est probable que certaines caractéristiques individuelles inobservées soient corrélées à la fois à la prise d'arrêt maladie et aux variables explicatives. Nous sélectionnons alors une spécification à effets fixes plutôt qu'à effets aléatoires qui ne nécessite pas d'hypothèse d'indépendance entre les termes d'hétérogénéité individuelles  $\alpha_i$  et les variables explicatives introduites  $X_{it}$  (Wooldridge, 2002). Nous estimons donc un logit à effets fixes pour la probabilité d'arrêt maladie et un modèle de Poisson à effets fixes pour la durée.

Dans le cadre de ces modèles non linéaires à effets fixes, l'estimation par maximum de vraisemblance n'est pas convergente en raison du problème des paramètres incidents. La solution consiste à baser la fonction de vraisemblance sur une distribution conditionnelle des données qui ne dépend plus du terme d'hétérogénéité individuelle  $\alpha_i$ . Il s'agit de l'estimateur du maximum de vraisemblance conditionnelle qui utilise la distribution de  $(y_{i1}, \dots, y_{iT})$  conditionnellement à  $x_{it}, \alpha_i$  et  $\sum_t y_{it}$  (Chamberlain, 1980 pour le logit à effets fixes ; Hausman *et al.*, 1984 pour le modèle de Poisson à effets fixes).

Il convient par ailleurs de préciser que par construction la spécification à effets fixes ne permet pas d'estimer l'effet des variables fixes dans le temps pour un même individu. Par exemple, l'effet du sexe ne sera pas présent dans les résultats économétriques. Il est cependant contrôlé à travers le terme d'hétérogénéité individuelle  $\alpha_i$  qui capte toutes les variables constantes – observées ou non – dans la dimension temporelle. Cette contrainte sur les effets fixes paraît peu importante pour cette étude dans la mesure où le secteur d'activité varie au cours du temps pour certains individus (cette mobilité intersectorielle concerne environ 10 % des individus d'une année sur l'autre<sup>11</sup>).

En résumé, la stratégie d'estimation consiste donc à exploiter les changements de secteur d'activité au niveau individuel et de voir s'ils expliquent les séquences d'IJ au niveau individuel, tout en contrôlant de l'hétérogénéité individuelle inobservée fixe dans le temps (*cf.* encadré 3).

---

11. Ces proportions de mobilité intersectorielle concernent la mobilité entre secteurs dont l'intitulé est renseigné, elle est plus élevée lorsque la mobilité entre un secteur manquant et un secteur renseigné est également considérée (respectivement 15 %, 16 % et 23 %).

### Encadré 3. Les modèles

#### - La probabilité d'arrêt maladie (Logit à effets fixes)

Le modèle logit à effets fixes repose sur l'équation suivante :

$$Y_{it}^* = \alpha_i + \beta X_{it} + \gamma_{secteur_{it}} + \epsilon_{it}$$

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$P(Y_{it} = 1) = P(\epsilon_{it} > -\alpha_i - \beta X_{it} - \gamma_{secteur_{it}}) = \frac{e^{\alpha_i + \beta X_{it} + \gamma_{secteur_{it}}}}{1 + e^{\alpha_i + \beta X_{it} + \gamma_{secteur_{it}}}}$$

$Y_{it}^*$  représente la variable latente du modèle.  $Y_{it}$  est une variable binaire valant 1 si l'individu  $i$  a connu un épisode d'arrêt maladie au cours de l'année  $t$  et 0 sinon.  $X_{it}$  représente l'ensemble des variables explicatives introduites (hors secteur d'activité),  $\alpha_i$  est le terme d'hétérogénéité individuelle et  $\epsilon_{it}$  le terme d'erreur.

#### - L'espérance de durée d'arrêt (Modèle de Poisson à effets fixes)

Le modèle de Poisson repose sur l'hypothèse selon laquelle les jours d'arrêt sont indépendamment et identiquement distribués. Par ailleurs, il suppose une égalité entre espérance et variance du nombre de jours d'arrêt conditionnellement aux variables explicatives. Alors que ces hypothèses apparaissent très restrictives en coupe, elles sont moins contraignantes sur données longitudinales. En effet, l'hétérogénéité individuelle, qui s'ajoute aux autres variables explicatives, permet d'expliquer une partie de la surdispersion de la variance relativement à l'espérance ainsi qu'une part de la corrélation des résidus dans le temps.

$$P(Y_{it} = y_{it}) = \frac{e^{-\mu_{it}} \mu_{it}^{y_{it}}}{y_{it}!},$$

Le paramètre  $\mu_{it}$  de la loi de Poisson est tel que  $\ln \mu_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \gamma_{secteur_{it}}$

La variable expliquée  $Y_{it}$  correspond au nombre de jours d'arrêt maladie,  $X_{it}$  représente les variables explicatives (hors secteur d'activité) et  $\alpha_i$  le terme d'hétérogénéité individuelle.

## 4. Résultats

Cette partie propose dans un premier temps des statistiques descriptives mettant en lumière les disparités intersectorielles d'arrêts maladie ainsi que les différences entre salariés d'un secteur à l'autre. Dans un second temps, les régressions à effets fixes permettent de préciser les parts relatives dans l'explication des disparités intersectorielles i) des variables individuelles introduites (effets de composition) et ii) des différences de contexte sectoriel. Les statistiques descriptives portent sur l'ensemble des secteurs hors « pêche, aquaculture, services annexes », secteur pour lequel seules dix-sept observations sont disponibles. Les régressions à effets fixes portent sur l'ensemble des secteurs d'activité mais seulement huit secteurs seront analysés dans cet article, notamment en raison d'un faible nombre d'observations pour certains secteurs atypiques ou d'un manque d'homogénéité dans certains regroupements de secteurs<sup>12</sup>.

12. Les secteurs de la « pêche, aquaculture, services annexes », de l' « agriculture, chasse, sylviculture », des « industries extractives » et des « activités extra-territoriales » ne sont pas représentés sur le graphique car les estimations étaient trop imprécises en raison d'un faible nombre d'observations et d'une faible variabilité intra-individuelle. Ceci peut s'expliquer par le fait que ces secteurs sont généralement associés à des régimes spéciaux de sécurité sociale ou à des activités très

## **4.1. Statistiques descriptives : d'importantes disparités intersectorielles d'arrêts maladie**

Les statistiques descriptives mettent en lumière l'existence de disparités entre secteurs d'activité tant au niveau de la fréquence que de la durée d'arrêts maladie (*cf.* tableau D en annexe). La proportion d'individus ayant connu au moins un épisode d'arrêt maladie en 2008 varie ainsi de 10 % dans l'agriculture à 25 % dans l'industrie manufacturière tandis que la durée moyenne d'arrêt (nombre cumulé de jours d'arrêt en 2008) s'échelonne de 3 jours pour les activités extraterritoriales et l'« agriculture, chasse, sylviculture » à 12 jours dans le secteur de la santé et du social. Outre ces écarts absolus, certains secteurs atypiques se démarquent par exemple dans le secteur de la santé et de l'action sociale, les arrêts semblent à la fois très probables et plus longs.

Cependant, ces disparités sectorielles peuvent relever à la fois de différences de caractéristiques individuelles et du contexte sectoriel entre salariés des différents secteurs<sup>13</sup> (caractéristiques sociodémographiques, état de santé, facteurs individuels liés au travail). La proportion de femmes est, par exemple, particulièrement élevée dans la santé et l'action sociale (78 %). L'âge médian varie de 34 ans dans l'immobilier, la location et les services aux entreprises à 42 ans dans l'industrie extractive.

Le remboursement en médecine de ville médian de l'assurance maladie obligatoire en 2007 varie entre 31 euros pour l'agriculture et 107 euros pour la santé, action sociale.

Concernant les variables liées au travail, en 2007 23 % des salariés rattachés aux secteurs de l'immobilier, l'éducation et les services collectifs, sociaux et personnels ont connu un épisode de chômage alors que dans l'industrie extractive et les activités financières, cette proportion est respectivement de 4 % et 6 %. Le temps partiel est répandu dans l'hôtellerie-restauration (24 %) et la santé-action sociale (31 %) tandis qu'il est plus rare dans les secteurs de la construction (4,5 %) et de l'industrie extractive (3 %).

Enfin, le niveau de salaire fluctue sensiblement selon le secteur. Certains secteurs tels que la construction et l'immobilier versent à la fois de bas salaires (salaires bruts annuels plafonnés) et des hauts salaires. D'autres secteurs semblent regrouper les hauts salaires de l'échantillon (industrie, activités financières, production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau) ou au contraire les bas revenus (hôtellerie et restauration, éducation).

## **4.2. Les disparités intersectorielles d'arrêts maladie s'estompent après prise en compte des effets de composition**

Le graphique I *infra* permet de comparer les disparités intersectorielles de probabilité et de durée d'arrêt maladie i) en statistiques brutes et ii) issues des régressions à effets fixes contrôlant des effets de composition, du contexte géographique et du contexte macroéconomique.

---

*particulières. En outre, les secteurs de « l'éducation », de « l'administration publique », de la « production et distribution d'électricité, de gaz, d'eau » pour lesquels l'on dispose encore de peu d'éléments d'interprétation ; et celui des « services collectifs, sociaux et personnels » au sein duquel il n'existe qu'une homogénéité relative, ne sont pas commentés.*

*13. Statistiques non intégrées ici, disponibles sur demande.*

La durée et la probabilité d'arrêt maladie sont basées à 100 pour l'industrie manufacturière. Cette normalisation permet de raisonner en pourcentages et sur un ordre de grandeur similaire pour les variations de probabilités et de durée.

Seuls les secteurs de la construction, de l'hôtellerie-restauration et de l'immobilier se distinguent significativement des autres au regard de leur impact sur la probabilité individuelle de prise d'arrêt maladie, toutes choses égales par ailleurs. La prise en compte des effets individuels (ou effets de composition), macroéconomiques et géographiques permet donc de très sensiblement diminuer les écarts intersectoriels en termes de probabilité d'arrêt.

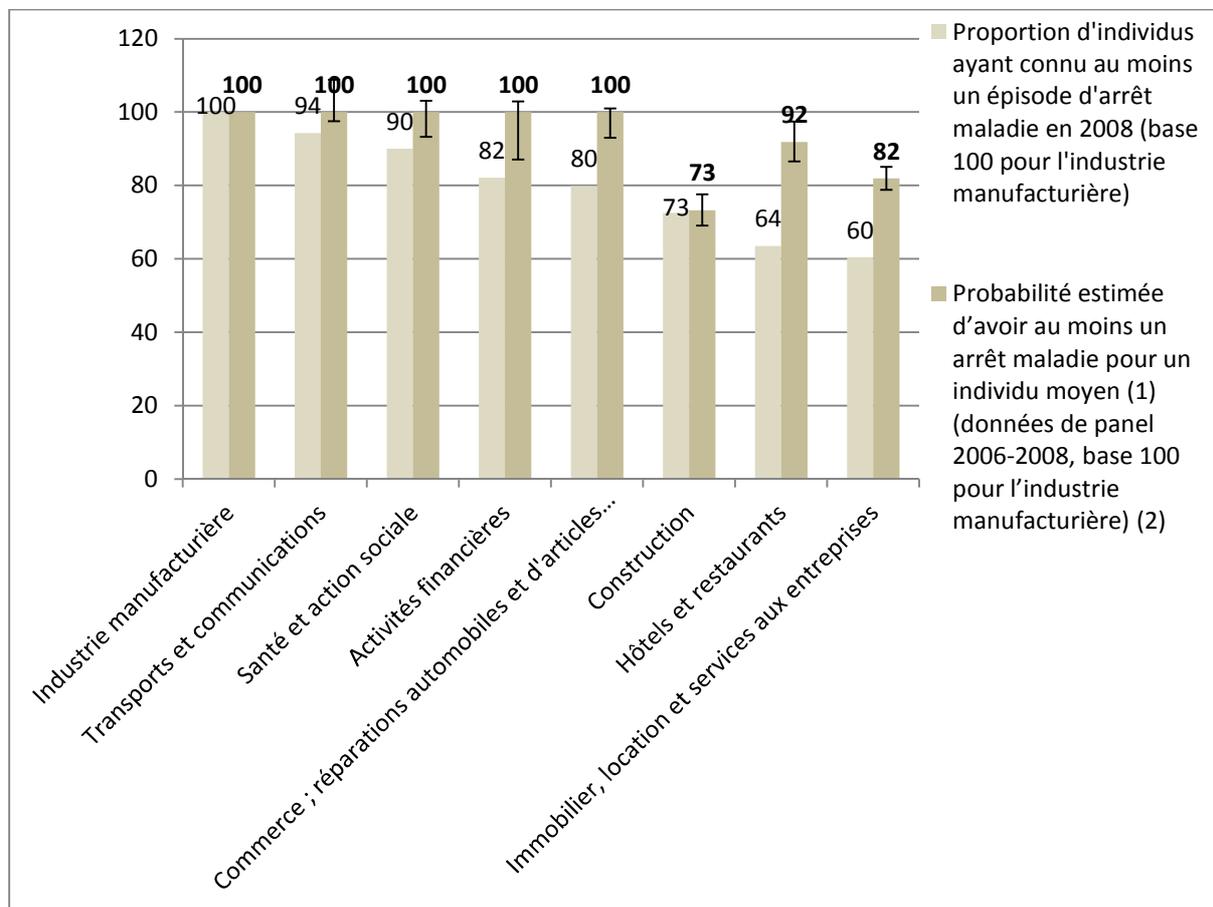
En revanche, bien qu'ils se réduisent, les écarts de durée d'arrêt maladie restent significatifs. Ainsi, les effets individuels semblent prépondérants dans le choix de s'arrêter ou non tandis que le contexte sectoriel (couverture des arrêts et caractéristiques de l'emploi et conditions de travail) semble prépondérant dans la durée des arrêts maladie<sup>14</sup>.

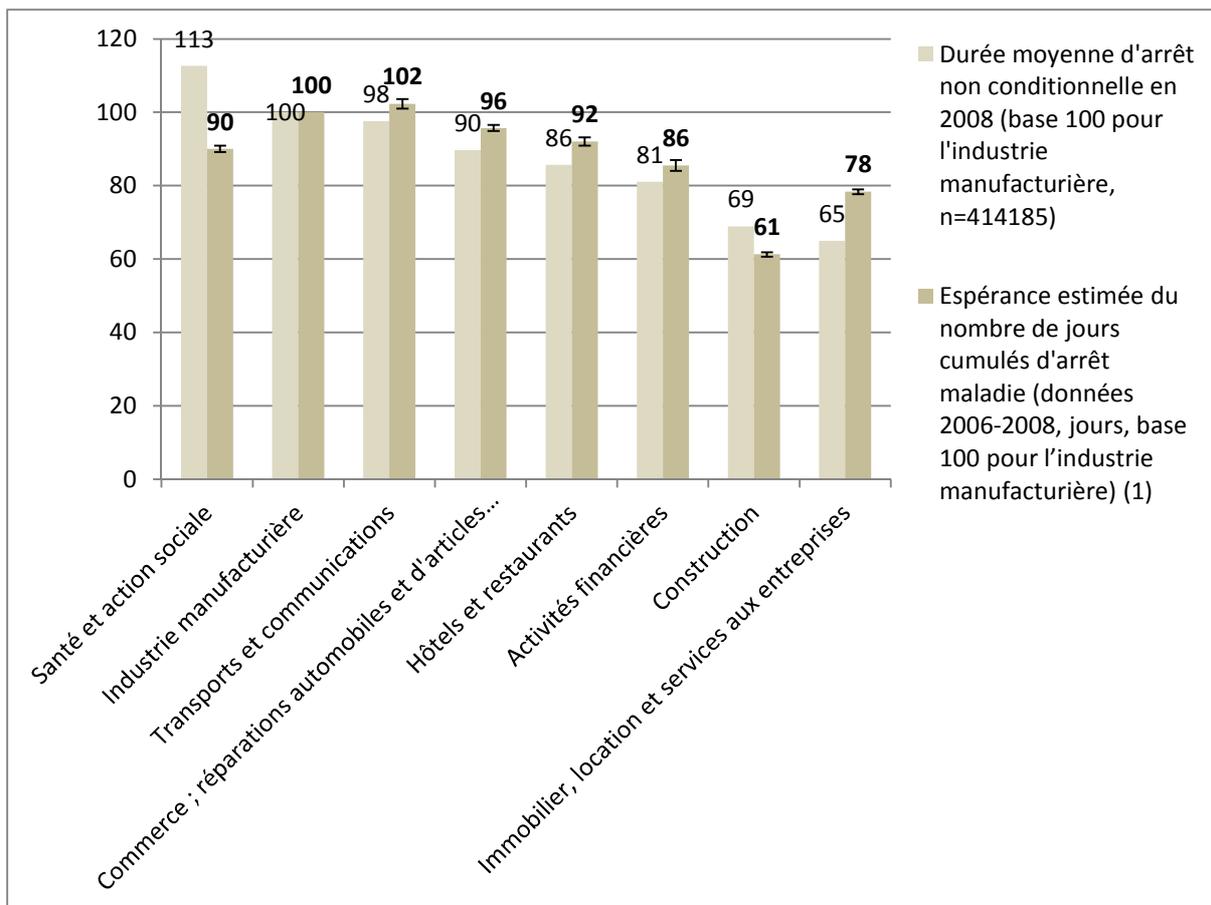
Afin de quantifier la part des effets individuels et du contexte sectoriel dans les disparités brutes d'arrêts maladie entre secteurs, il est intéressant de comparer la variance brute de la variance après régression à la fois pour la probabilité et la durée d'arrêt. Initialement, la variance entre les huit secteurs représentés graphiquement est plus élevée pour la durée que pour la proportion d'arrêts : 224 contre 177. Après contrôle dans les régressions des caractéristiques individuelles, du contexte macroéconomique et géographique, la variance intersectorielle au niveau de la durée d'arrêt passe à 155 et celle associée à la probabilité d'arrêt se réduit à 95. Les variables introduites dans notre modèle permettent de réduire de près de moitié la variabilité intersectorielle de probabilité d'arrêt maladie (réduction de la variance de 46 % précisément) et de près d'un tiers la variabilité entre secteurs en termes de durée d'arrêt (réduction de la variance de 31 % précisément). La part restante de variabilité est imputable au contexte sectoriel.

---

<sup>14</sup> Notons ici que les estimations sur la durée d'arrêt portent sur l'ensemble des individus qu'ils s'arrêtent ou non ; elles peuvent donc masquer un écart de probabilité d'arrêt. Cependant, le fait que la plupart des secteurs ne diffèrent pas significativement les uns des autres en termes de probabilité d'arrêt laisse penser que les disparités de durée mises en lumière par le modèle de poisson relèvent d'un effet "durée d'arrêt en cas d'arrêt" plutôt que d'un effet prise d'arrêt.

**Graphique I – Disparités intersectorielles d'arrêts maladie : comparaison entre statistiques descriptives (2008) et estimations contrôlées en panel (2006-2008)**





Lecture : les régressions à effets fixes indiquent que le fait de travailler dans le secteur de la construction diminue la probabilité d'arrêt maladie de 27 % et la durée d'arrêt de 39 % relativement au secteur de l'industrie manufacturière.

(1) Certains secteurs ne sont pas représentés ici en raison d'une trop grande imprécision des estimations (manque d'observations et de variabilité intra-individuelle). Se référer pour ces secteurs au tableau 1 de la partie 4.2 qui fournit l'ensemble des estimations et aux graphiques A et B en annexe.

(2) Pour la probabilité d'arrêt, il est nécessaire de fixer un individu type afin de comparer les secteurs d'activité entre eux. L'individu retenu travaille à temps complet, n'a pas connu de période de chômage en  $t-1$  ni en  $t$ , n'a pas eu d'AT-MP en  $t-1$  et ne souffre pas d'ALD. Son salaire annuel se situe dans le troisième quintile de l'échantillon, sa consommation médicale est égale à la médiane de l'échantillon et il réside dans la région Pays de la Loire.

(3) Pour la durée d'arrêt, les comparaisons entre secteurs sont indépendantes du choix de l'individu type.

Champs : personnes actives du secteur privé, 23-60 ans, années 2006-2008.

Source : Base Hygiène (données Cnamts et Cnav).

Au niveau de la probabilité d'arrêt, connaître un arrêt AT-MP, être en ALD, un niveau de salaire élevé et ne pas avoir connu de période de chômage dans l'année courante (ou passée) semblent favoriser la prise d'arrêt. Conformément à la littérature empirique, l'âge n'a pas d'impact significatif sur la probabilité d'arrêt. La dégradation de la santé à la date courante ou à la date passée joue un rôle déterminant sur la durée d'arrêt. Les ALD, une consommation médicale élevée en  $t-1$ , la survenue d'un accident du travail ou d'une maladie professionnelle en  $t-1$  favorisent l'augmentation de la durée d'arrêt. Souffrir d'un ALD multiplie par exemple par quatre la durée de l'arrêt. (Cf. résultats des estimations en panel, annexe 7.3).

## 5. Conclusion

Le propos de cette étude était de cerner l'effet propre du *contexte professionnel*, appréhendé au niveau du secteur d'activité, dans les disparités individuelles de prise d'arrêts maladie.

Préalablement rappelons que cette étude ne permet pas de juger du bien fondé des arrêts-maladies. Plus généralement, la mesure de l'efficacité des dépenses d'indemnités journalières est délicate à analyser. En effet, les arrêts maladie peuvent être « volontaires » ou « involontaires » (liés auquel cas à l'état de santé individuel et aux conditions de travail ; Ose, 2005). Distinguer les premiers des seconds est extrêmement compliqué puisque le niveau d'effort du salarié et ses comportements de prévention face par exemple à l'occurrence d'un accident de travail ne sont observables ni par l'employeur ni par l'assureur. De la même façon, le niveau de prévention face aux risques professionnels ou de promotion de la santé au travail (adaptation des postes de travail, environnement pénible) mis en œuvre par l'employeur sont imparfaitement observables.

Nos résultats indiquent que parmi les nombreux déterminants microéconomiques des arrêts de travail, les effets du *contexte professionnel* sont massifs : ils expliqueraient à eux seuls la moitié des disparités intersectorielles en termes d'occurrence des arrêts, et deux tiers les disparités intersectorielles en termes de durée. Par ailleurs, les écarts intersectoriels en termes d'arrêts maladie restent élevés – surtout lorsqu'il s'agit d'estimer la durée d'arrêt – et ce en dépit des variables de contrôle individuelles, macroéconomiques et géographiques.

Au regard de l'occurrence des arrêts maladies, trois secteurs la *Construction*, *Hôtels et restaurants* et *Immobilier* restent sujets à des arrêts maladie significativement moins nombreux<sup>15</sup>. Autrement dit, les salariés du secteur de la Construction, notamment, ne semblent pas bénéficier d'un égal accès aux arrêts maladie, à caractéristiques individuelles données. Potentiellement, une meilleure sécurisation des salariés (conditions de travail, couverture,...) pourrait conduire à limiter ces disparités d'accès aux IJ.

De larges disparités intersectorielles demeurent sur la durée d'arrêts maladie avec une hiérarchie similaire. Là encore il nous semble que l'approfondissement de caractéristiques sectorielles pourrait préciser ces écarts résiduels. La structure de la taille des entreprises selon le secteur constitue sans doute une variable clé. Des secteurs caractérisés par des entreprises de grande taille peuvent proposer des couvertures de meilleure qualité et une sécurisation de l'emploi plus organisée. L'atomicité du secteur de l'immobilier pourrait par exemple expliquer des arrêts maladie plus courts dans ce secteur.

Toutefois, l'importance du contexte professionnel mise en évidence par notre étude interpelle sur les règles actuelles de financement des arrêts maladie qui ignorent actuellement l'effet du *contexte professionnel*.

Premièrement, dans le contexte réglementaire français (cf. annexe 7.1), l'exercice permet de mettre à jour, le cas échéant, des transferts entre secteurs d'activité opérés par le jeu des cotisations sociales et des indemnités journalières.

Ensuite les indemnités versées en cas d'accident du travail ou de maladie professionnelle sont financées *via* des cotisations des entreprises qui dépendent de la sinistralité de leurs secteurs

---

<sup>15</sup> Implicitement à condition que les abus soient également répartis selon le secteur.

d'activité pour les plus petites et de la sinistralité de l'entreprise pour les plus grandes. Au contraire, les cotisations sociales finançant les indemnités journalières versées au titre du risque maladie dépendent uniquement du niveau salaire de l'individu : les règles de financement des arrêts maladie par l'assurance maladie obligatoire ignorent donc l'effet du *contexte professionnel*<sup>16</sup>. Par ailleurs le régime obligatoire intervient dès le quatrième jour et les entreprises ne sont légalement pas tenues par la loi de mensualisation de prendre en charge le délai de carence de trois jours<sup>17</sup> (même si en pratique la majorité le font). Au final, les incitations reposant sur les entreprises pour faire baisser les arrêts courts sont maigres en France.

Nos résultats invitent à poursuivre la réflexion lancée notamment par le Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie sur un éventuel transfert de l'indemnisation des premiers jours vers les entreprises. Ce transfert serait *a priori* de nature à associer les entreprises à la régulation des arrêts maladie, en créant des incitations à l'amélioration des conditions de travail. Cependant, il aurait très probablement de nombreuses conséquences (parmi lesquelles vraisemblablement des incitations au présentéisme) qu'il est difficile d'appréhender *ex ante*, si bien que l'opportunité de son introduction requerrait une analyse très approfondie à laquelle la présente étude ne répond pas.

---

17. Excepté les entreprises situées en Alsace Moselle, régime d'exception dont les dispositions du régime obligatoire diffèrent de celles qui prévalent dans les autres régions : taux de remboursement des soins plus élevés, pas de délais de carence pour le versement des IJ...

## 6. Bibliographie

**Afsa C. et Givord P. (2009)**, "Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie : le cas des horaires irréguliers ", *Économie et Prévision*, n°187. p. 83-103

**Allen SG. (1981)**, « An empirical model of work attendance », *The Review of Economics and Statistics*, 63-1, pp. 77-87.

**Barnay T. (2010)**, « In which ways do unhealthy people older than 50 exit the Labour Market in France? », *European Journal of Health Economics*, vol.11, n°2, pp. 127-140.

**Brown, S. and Sessions, J.G. (1996)**, « The Economics of Absence: Theory and Evidence », *Journal of Economic Surveys*, vol. 10, pp. 23–53.

**Ben Halima MA, Regaert C. (2011)**, “Duration of Sick Leave, Income and Health Insurance: Evidence from French French linked employer-employee data”, *Economics Bulletin*, vol. 33, n°1, 2013, 46-55.

**Ben Halima MA., Debrand T. and Regaert C. (2012)**, « Sick Leaves: Understanding Disparities Between French Departments”, *Working papers*, DT n°50, Irdes.

**Case A. and A. Deaton (2005)**: « Broken Down by Work and Sex: How our Health Declines », in D. Wise (ed.), *Analyses in the Economics of Aging*, University of Chicago Press.

**Chamberlain G. (1980)**, « Analysis of Covariance with Qualitative Data », *Review of Economic Studies*, vol. 47, pp. 225-238.

**Chaupain-Guillot S. et Guillot O. (2007)**, « Les absences au travail : une analyse à partir des données françaises du Panel européen des ménages », *Economie et Statistique*, 408-409.

**Frick B., and Malo MA. (2008)**, « Labor market institutions and individual absenteeism in the European Union: the relative importance of sickness benefit systems and employment protection legislation », *Industrial Relations*, 47-4.

**Grossman M. (1972)**, « On the Concept of Health Capital and the Demand for Health », *The Journal of Political Economy*, vol. 80, n°2, pp. 223-255.

**Hausman J., Hall BH., Griliches Z. (1984)**, « Econometric Models for Count Data with an Application to the Patent-R&D Relationship », *Econometrica*, vol. 52, No. 4.

**Henrekson M., and Persson M. (2004)**, « The effects on sick leave of changes in the Sickness Insurance system », *Journal of Labor Economics*, 22-1.

**Karasek R. and Theorell, T. (1990)**. « Healthy work: stress, productivity, and the reconstruction of working life ». New York, NY: Basic. Books, pp. 89-103.

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

**Missègue N. (2007)**, « Les arrêts de travail des séniors en emploi », *Dossiers Solidarité et Santé*, 2 (Drees).

**Ose SO. (2005)**, « Working conditions, compensation and absenteeism », *Journal of Health Economics*, 24, pp. 161-188.

**Shapiro C., and Stiglitz JE. (1984)**, « Equilibrium unemployment as a worker discipline device », *The American Economic Review*, 74-3, pp. 433-444.

**Wooldridge JM. (2002)**, « Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data », Cambridge, MA: MIT Press.

## 7. Annexes

### 7.1. Assurance maladie et arrêts de travail en France

#### Sécurité sociale et assurance maladie :

Le système de **Sécurité Sociale** français – constitué par les branches maladie, famille, AT-MP, retraite et recouvrement – est financé à travers les cotisations des employeurs et des employés et, plus récemment, par l'impôt suite à l'introduction de la cotisation sociale généralisée (CSG) en 1991 et de la contribution pour le remboursement de la dette sociale (CRDS) en 1996. Nous nous intéressons ici à la **branche maladie** qui couvre les risques maladie, maternité, invalidité, décès et plus spécifiquement aux arrêts maladie.

L'assurance maladie, originellement réservée aux salariés et à leur famille s'est élargie à l'ensemble de la population suite à l'instauration de la couverture maladie universelle (CMU) en 2000. Depuis 1996 les dépenses de cette branche sont régulées, le Parlement vote annuellement l'objectif national des dépenses d'assurance maladie (Ondam) dans le cadre du projet de loi de financement de la sécurité sociale.

Il existe trois principaux régimes d'assurance maladie, le Régime général (Assurance Maladie), le Régime agricole (MSA) et le Régime social indépendant (RSI) à côté desquels existe un ensemble de régimes spécifiques. Notre étude porte sur les salariés du **Régime général (Assurance Maladie)**, assureur de quatre personnes sur cinq en France et financeur de 75 % des dépenses de santé.

#### Prise en charge des arrêts de travail par le Régime général :

En cas d'**arrêt maladie**, l'assuré perçoit une indemnité journalière à partir du 4<sup>ème</sup> jour d'incapacité de travail (les trois premiers jours constituent le délai de carence) et pour trois années au maximum s'il a travaillé un nombre minimum d'heures ou cotisé un salaire suffisant durant la période précédant l'arrêt (cette condition se durcit pour les arrêts de plus de 6 mois).

L'IJ correspond à une fraction du salaire journalier de base calculé sur la moyenne des salaires bruts des trois mois précédant l'arrêt (12 derniers mois en cas d'activité saisonnière ou discontinue) et dans la limite du plafond de la Sécurité Sociale (2 574,40 euros au 1<sup>er</sup> janvier 2013). Cette fraction s'élève à 50 % pour l'IJ normale et est majorée à 66,66 % à partir du 31<sup>ème</sup> jour d'arrêt pour les salariés ayant plus de trois enfants à charge. En cas de chômage, l'assuré peut également recevoir des IJ maladie. Les prestations chômage sont alors interrompues et différées d'autant de jours que la durée de l'arrêt.

Outre les IJ versées par le régime général de la Sécurité sociale, la loi de mensualisation de 1978 – modifiée par la loi du marché du travail de 2008 – fixe l'obligation pour l'employeur de verser un complément de salaire aux salariés en arrêt de travail ayant plus d'un an d'ancienneté. Le montant et la durée de ce versement sont également liés à l'ancienneté.

Concernant les **accidents du travail et maladies professionnelles** un salarié est en droit de percevoir dès son embauche une IJ à partir du premier jour suivant l'arrêt du travail. Cette IJ correspond à une fraction du salaire journalier calculé à partir du dernier salaire brut (dans la limite de 0,834 % du plafond de la sécurité sociale). Cette fraction s'élève à 60 % les vingt-huit premiers jours puis à 80 % à partir du vingt-neuvième jour d'arrêt. Par ailleurs, en cas d'incapacité permanente, le salarié perçoit une indemnité en capital (si incapacité inférieure à 10 %) ou une rente (si incapacité supérieure à 10 %). En cas d'incapacité temporaire, il reçoit une indemnité temporaire d'inaptitude égale au montant de l'IJ versé durant l'arrêt de travail pendant un mois maximum.

Les entreprises cotisent auprès de la branche AT-MP de la Sécurité Sociale pour permettre la prise en charge de leurs salariés en cas de sinistre. Il existe trois formes de cotisations selon la taille de l'entreprise :

- Petites entreprises (1 à 9 salariés avant la réforme de 2010, 1 à 19 depuis) : tarification collective.

Selon son activité, l'entreprise est rattachée à une classe de risque particulière et cotise le taux propre à cette catégorie. Ce taux collectif dépend de la sinistralité passée des entreprises constituant la classe de risque. Il existe plus de 600 classes de risques pouvant être regroupées en 9 grands secteurs d'activités (les Comités Techniques Nationaux ou CTN).

- Grandes entreprises (à partir de 200 salariés avant la réforme, à partir de 150 depuis) : tarification individuelle.

Le taux de cotisation de l'entreprise est totalement individualisé. Avant la réforme de 2010, ce taux dépendait du coût des sinistres passés de l'entreprise. La nouvelle réforme instaure une tarification au coût moyen. Ainsi, chaque sinistre est classé selon sa gravité (incapacité temporaire ou permanente, durée de l'arrêt, taux d'incapacité) et on lui attribue le coût moyen des sinistres de gravité équivalente du secteur d'activité (CTN) auquel l'entreprise appartient.

- Moyennes entreprises (entre 10 et 200 salariés avant la réforme, entre 20 et 150 depuis) : tarification mixte.

Le taux de cotisation de l'entreprise est à la fois collectif et individualisé. La part individualisée augmente avec l'effectif salarié.

## 7.2. Statistiques descriptives générales (2008)

**Tableau A – Caractéristiques individuelles, facteurs liés au travail, état de santé et lieu de résidence de l'échantillon (N=414 185)**

<i>Caractéristiques individuelles</i>		
Age moyen en 2008 (ans)	40,8	
Proportion de femmes (%)	48,8	
<i>Facteurs liés au travail</i>		
Proportion d'individus ayant connu au moins un trimestre de chômage en t-1 (%)	14,7	
Salaire annuel plafonné (€) en t-1 (2007)	Valeur quintile 1 <sup>er</sup>	6509
	Valeur quintile 2 <sup>nd</sup>	15790
	Valeur quintile 3 <sup>ième</sup>	21271
	Valeur quintile 4 <sup>ième</sup>	29554
Proportion de travailleurs (%) selon le type de contrat	Temps complet	69,9
	Temps partiel	16,8
	Non renseigné	13,3
Proportion d'individus ayant connu un AT-MP en t-1	3,3	
<i>Etat de santé</i>		
Proportion d'individus en ALD (%)	8,7	
Recours à un généraliste et/ou spécialiste (%) en t-1	83,8	
Remboursement AMO pour généraliste et/ou spécialiste (€) en t-1 parmi les recourants	Valeur quartile 1 <sup>er</sup>	42,5
	Valeur quartile 2 <sup>nd</sup>	104,9
	Valeur quartile 3 <sup>ième</sup>	234,0
	Moyenne	202,1
Consommateurs de médicaments (%) en t-1	82,2	
Remboursement AMO pour médicaments (€) en t-1 parmi les recourants	Valeur quartile 1 <sup>er</sup>	21,1
	Valeur quartile 2 <sup>nd</sup>	60,8
	Valeur quartile 3 <sup>ième</sup>	178,3
	Moyenne	242,0
Recours à l'hospitalisation dans le privé (%) en t-1	6,4	
Nombre de jours d'hospitalisation dans le privé en t-1 parmi les recourants	Valeur quartile 1 <sup>er</sup>	1
	Valeur quartile 2 <sup>nd</sup>	1
	Valeur quartile 3 <sup>ième</sup>	1
	Moyenne	4,4
<i>Région de résidence (en pourcentage de l'échantillon)</i>		
Alsace	2,9	
Aquitaine	4,7	
Auvergne	2,1	
Bourgogne	2,4	

Bretagne	4,6
Centre	3,9
Champagne-Ardenne	2,0
Corse	0,4
Franche-Comté	1,8
Ile-de-France	20,7
Languedoc-Roussillon	3,7
Limousin	1,0
Midi-Pyrénées	4,2
Nord-Pas-de-Calais	6,3
Basse-Normandie	2,2
Haute-Normandie	3,0
Pays de la Loire	5,6
Picardie	3,1
Poitou-Charentes	2,5
Lorraine	3,4
Provence-Alpes-Côte d'Azur	7,4
Rhône-Alpes	10,0
Etranger	0,01
Dom-Tom	2,3
Région non renseignée	0,1

Champs : personnes actives du secteur privé, 25-60 ans, année 2008.

Source : base Hygie (Cnamts, Cnav).

**Tableau B – Arrêts maladie sur l'ensemble de l'échantillon (N=414 185)**

Proportion d'individus ayant connu au moins un épisode d'arrêt maladie au cours de l'année 2008 (%)	18,57			
Nombre d'épisodes parmi les individus ayant connu au moins un arrêt maladie en 2008	Quart1	Quart2	Quart3	Moyenne
	1	1	2	1,4
Nombre total de jours d'arrêt en 2008 parmi les individus s'étant arrêté au moins une fois	Quart1	Quart2	Quart3	Moyenne
	7	16	45	45,5
Montant d'IJ versé aux individus s'étant arrêtés en 2008 (€)	Quart1	Quart2	Quart3	Moyenne
	104,2	352,8	1253,0	1430,6

Champs : personnes actives du secteur privé, 25-60 ans, année 2008.

Source : base Hygie (données Cnamts et Cnav).

**Tableau C – Répartition de l'échantillon (%) par secteurs d'activités (N=414 185)**

Agriculture, chasse, sylviculture	0,07
Pêche, aquaculture, services annexes	0 (17 individus)
Industries extractives	0,12
Industrie manufacturière	14,43
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	0,29
Construction	4,58
Commerce ; réparations automobiles et d'articles domestiques	13,34
Hôtels et restaurants	3,68
Transports et communications	4,76
Activités financières	2,73
Immobilier, location et services aux entreprises	15,93
Administration publique	7,76
Education	1,96
Santé et action sociale	8,45
Services collectifs, sociaux et personnels	8,77
Activités extraterritoriales	0,03

Non renseigné	19,08
Total	100

Lecture : 14,43% des individus de l'échantillon travaillent dans le secteur de l'industrie manufacturière.

Champs : personnes actives du secteur privé, 25-60 ans, année 2008.

Source : base Hygie (données Cnamts et Cnav).

**Tableau D – Proportion et durée d'arrêts maladie par secteur d'activité**

<i>Secteur d'activité</i>	<i>Proportion d'individus ayant connu au moins un épisode d'arrêt maladie en 2008 (% , N=414 185)</i>	<i>Durée moyenne d'arrêt pour l'ensemble des individus du secteur (N=414 185)</i>
Agriculture, chasse, sylviculture	10,3	3,0
Industries extractives	21,1	8,5
Industrie manufacturière	25,2	10,4
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	20,1	7,7
Construction	18,3	7,2
Commerce ; réparations automobiles et d'articles domestiques	20,2	9,3
Hôtels et restaurants	16,0	8,9
Transports et communications	23,8	10,1
Activités financières	20,7	8,4
Immobilier, location et services aux entreprises	15,3	6,7
Administration publique	15,6	7,8
Education	13,8	6,4
Santé et action sociale	22,7	11,7
Services collectifs, sociaux et personnels	14,5	7,0
Activités extraterritoriales	11,6	3,2

Lecture : en 2008, 25,2% des individus travaillant dans l'industrie manufacturière ont connu au moins un arrêt maladie ; parmi ces individus le nombre total moyen de jours d'arrêt est de 41.

Champs : personnes actives du secteur privé, 25-60 ans, année 2008.

Source : base Hygie (données Cnamts et Cnav).

### 7.3. Estimations en panel

	<i>Modèle Logit conditionnel (effets fixes individuels)</i>	<i>Modèle de Poisson conditionnel (effets fixes individuels)</i>
	Probabilité de connaître au moins un épisode d'arrêt maladie au cours de l'année (coefficients marginaux).	Espérance de la durée d'arrêt (nombre cumulé de jours d'arrêt) ; notation en incidence rate ratio.
<b>Age (réf. Catégorie des ]20 ; 30 ans])</b>		
]30 ; 40 ans]	-0,003	1,007***
]40 ; 50 ans]	-0,025	1,022***
]50 ; 60 ans]	-0,003	1,003
<b>Facteurs liés au travail</b>		
<b>Salaire annuel plafonné en t-1 (réf. 5<sup>ième</sup> quintile)</b>		
1 <sup>er</sup> quintile	-1,263***	0,384***
2 <sup>nd</sup> quintile	-0,769***	0,587***
3 <sup>ième</sup> quintile	-0,409***	0,748***
4 <sup>ième</sup> quintile	-0,190***	0,875***
Temps partiel (réf. Temps complet)	-0,009	0,987***
Accident du travail ou maladie professionnelle en t-1 (réf. Aucun AT-MP)	0,048***	1,107***
<b>Chômage</b>		
Chômage en t-1 (réf. Aucun trimestre de chômage)	-0,442***	0,768***
Chômage en t (réf. Aucun trimestre de chômage)	-0,641***	0,520***
<b>Proxy de l'état de santé</b>		
ALD (réf. Pas d'ALD)	1,539***	4,112***
Remboursement AMO généralistes et spécialistes en t-1 (échelle 1/10)	-0,004***	1,0006***
Remboursement AMO médicaments en t-1 (échelle 1/10)	-0,0002**	1,0002***
<b>Lieu de résidence (réf. Pays de la Loire)</b>		
Alsace	-0,001	0,977
Aquitaine	0,199	1,144***
Auvergne	-0,128	1,333***
Bourgogne	0,030	1,150***
Bretagne	0,156	1,191***
Centre	0,078	1,058***
Champagne-Ardenne	0,17	1,066**
Corse	-0,684	0,925*
Franche-Comté	-0,216	0,787***
Ile-de-France	0,186*	1,038***
Languedoc-Roussillon	-0,180	1,051***
Limousin	0,101	1,145***
Lorraine	-0,168	0,918***
Midi-Pyrénées	0,169	0,981

Nord-Pas-de-Calais	0,128	0,975
Basse-Normandie	-0,247	0,854***
Haute-Normandie	0,138	1,031
Picardie	0,287*	1,064***
Poitou-Charentes	0,169	1,096***
Provence-Alpes-Côte d'Azur	0,222*	1,113***
Rhône-Alpes	0,194	0,933***
Etranger	-0,011	1,261***
Dom-Tom	-0,299	0,582***
<b>Secteur d'activité (réf. Industrie manufacturière)</b>		
-Agriculture, chasse, sylviculture	0,225	0,971
-Pêche, aquaculture, services annexes	-0,047	2,112**
-Industries extractives	0,310	1,609***
-Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	-0,426**	0,435***
-Construction	-0,470***	0,613***
-Commerce ; réparations automobile et d'articles domestiques	-0,050	0,957***
-Hôtels et restaurants	-0,136***	0,920***
-Transports et communications	0,051	1,023***
-Activités financières	-0,085	0,855***
-Immobilier, location et services aux entreprises	-0,309***	0,784***
-Administration publique	0,172***	1,036***
-Education	-0,183***	0,689***
-Santé et action sociale	-0,031	0,900***
-Services collectifs, sociaux et personnels	-0,149***	0,819***
-Activités extraterritoriales	-0,542	0,168***
<b>Année (réf. 2006)</b>		
2007	0,016**	1,029***
2008	0,043***	1,111***
- Nombre d'individus utilisés	135 914	153 007
- Nombre d'observations utilisées	407 722	459 001
Log vraisemblance	-141 252,45	-5 730 128,8

Lecture :

- \*\*\* : significatif au seuil de 1% ; \*\* : significatif au seuil de 5% ; \* : significatif au seuil de 10%.

- Interprétation des coefficients en incidence rate ratio : « le fait d'être en affection longue durée multiplie la durée d'arrêt maladie par 4 ».