

Reproduction sur d'autres sites interdite  
mais lien vers le document accepté :

*Any reproduction is prohibited but  
direct links to the document are allowed:*

<http://www.irdes.fr/recherche/documents-de-travail/066-quel-est-l-impact-du-systeme-d-indemnisation-maladie-sur-la-duree-des-arrets-de-travail-pour-maladie.pdf>



**Document de travail**  
*Working paper*

## **Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?**

**Mohamed Ali Ben Halima** (Irdes, CEE)

**Virginie Hyafil-Solelhac** (Insee)

**Malik Koubi** (Insee)

**Camille Regaert** (Irdes)

**DT n° 66**

**Avril 2015**

**Institut de recherche et documentation en économie de la santé**

Irdes - 117bis, rue Manin - 75019 Paris - Tél. : 01 53 93 43 00 - Fax : 01 53 93 43 50 - [www.irdes.fr](http://www.irdes.fr)

Ce document est co-édité par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) et l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes).

La collection des documents de travail de l'Irdes est un support de diffusion de prépublications scientifiques. Cette collection a pour vocation de stimuler la réflexion et la discussion en matière d'analyse et de méthode économiques appliquées aux champs de la santé, de la protection sociale ainsi que dans le domaine de l'évaluation des politiques publiques. Les points de vue exprimés dans les documents de travail ne reflètent que ceux de leurs auteurs. Les lecteurs des Documents de travail sont encouragés à contacter les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

\* \* \*

IRDES Working Papers collection is established as a means of ensuring quick dissemination of research results and prepublished versions of scientific articles. The papers aim to stimulate reflection and discussion with regard to analysis and methods applied in health economics and public policy assessment. The work presented in IRDES Working papers collection may not always represent the final results and sometimes should be treated as work in progress. The opinions expressed are uniquely those of the authors and should not be interpreted as representing the collective views of IRDES or its research funders. Readers are encouraged to email authors with comments, critics and suggestions.

**IRDES** INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ  
117bis, rue Manin 75019 Paris • Tel. : 01 53 93 43 06 • Fax : 01 53 93 43 07  
www.irdes.fr • E-mail : publications@irdes.fr

- **Directeur de publication / Director of publication** Yann Bourgueil
- **Secrétariat général d'édition / Publisher** Anne Evans
- **Relecteur / Reviewer** Sylvain Pichetti
- **Maquettiste / Lay-out artist** Franck-Séverin Clérembault
- **Assistant à la mise en page / Lay-out assistant** Damien Le Torrec
- **Diffusion / Diffusion** Sandrine Béquignon, Suzanne Chriqui
- **Imprimé par / Printed by** Sprint Copy (Paris) • **Dépôt légal** : avril 2015
- **ISBN** : 978-2-87812-406-4 • **ISSN papier** : 2101-5902 • **ISSN électronique** : 2101-6386

## Sommaire

Résumé.....	5
Abstract.....	6
<b>1. Introduction.....</b>	<b>7</b>
<b>2. Littérature .....</b>	<b>9</b>
<b>3. Une source originale et détaillée sur les arrêts de travail .....</b>	<b>10</b>
<b>4. Les trois étages du système d'indemnisation français des arrêts maladie .....</b>	<b>11</b>
<b>5. Cinq paramètres décrivent les dispositifs d'indemnisation (deux premiers étages) .....</b>	<b>12</b>
<b>6. Les dispositifs d'indemnisation des conventions collectives offrent des prises en charge différenciées sauf entre le 11<sup>e</sup> et le 40<sup>e</sup> jour .....</b>	<b>15</b>
<b>7. Ces disparités de prise en charge sont par ailleurs corrélées à la fréquence et à la longueur des arrêts maladie .....</b>	<b>16</b>
<b>8. La modélisation des durées .....</b>	<b>20</b>
8.1. Modèle à hasard proportionnel à temps discret.....	20
8.2. Modèle simplifié sans prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée .....	21
8.3. Prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée sous forme paramétrique .....	22
<b>9. Résultats concernant les variables de contrôle .....</b>	<b>23</b>
9.1. Effets des caractéristiques individuelles .....	23
9.2. Effets des caractéristiques de l'emploi .....	25
9.3. Effets de l'état de santé .....	25
9.4. Effets du contexte économique.....	26
9.5. Effets jour férié et jour de la semaine du début de l'arrêt maladie.....	26
<b>10. Effet global de l'indemnisation.....</b>	<b>26</b>
<b>11. Effets du niveau d'indemnisation par intervalle de temps .....</b>	<b>29</b>
11.1. Variation dans la durée du hasard de base .....	29
11.2. Croisement du hasard de base avec le taux de remplacement moyen de chaque arrêt ( $t_{moy}$ ).....	29
11.3. Croisement du hasard de base avec les taux de remplacement moyens par intervalle de durée .....	31
11.4. Un effet différencié selon la catégorie socioprofessionnelle.....	31
<b>12. Discussion et conclusion.....</b>	<b>33</b>

<b>13. Bibliographie</b> .....	<b>35</b>
<b>Annexe 1</b> : Réglementation des indemnités journalières au titre de la maladie du régime général.....	<b>37</b>
<b>Annexe 2</b> : Informations collectées et indicateurs calculés sur les conventions collectives.....	<b>38</b>
<b>Annexe 3</b> : Un exemple de texte analysé (extraits).....	<b>41</b>
<b>Annexe 4</b> : Caractéristiques moyennes du sous-échantillon utilisé.....	<b>43</b>

## **Remerciements**

Nous tenons à remercier les participants aux séminaires du Département des études économiques de l'Insee et, en particulier, Navahina Rakotoarisoa qui nous a aidés à rassembler les informations sur les conventions collectives.

Ce travail a également bénéficié des remarques faites par les participants au séminaire de recherche sur les arrêts de travail du 20 mai 2014 organisé par l'Irdes et la Drees. Nous remercions également Paul Dourgnon, Laurent Davezies, Corinne Prost, Sébastien Roux et Eve Caroli pour leurs commentaires et suggestions qui ont aidé à enrichir ce travail, ainsi également pour leurs remarques multiples les participants au colloque TEPP 2014, au colloque SOLE 2014 et EALE 2014. Nous restons évidemment seuls responsables d'éventuelles erreurs ou imprécisions qui subsisteraient.



## Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?

Mohamed Ali Ben Halima<sup>a</sup> (Irdes, CEE), Virginie Hyafil-Solelhac (Insee),  
Malik Koubi (Insee), Camille Regaert (Irdes)

**RÉSUMÉ :** En France, les indemnités journalières versées à un salarié en cas d'absence au travail pour maladie sont financées par un système à trois étages. Le premier étage est constitué des indemnités journalières versées par l'Assurance maladie. Le deuxième étage dépend des dispositions de la convention collective dont le salarié relève. Le troisième étage, facultatif pour les employeurs, est négocié au niveau de chaque entreprise, et permet de bénéficier d'indemnité en sus des obligations des accords de branche. Ce troisième étage n'est pas abordé ici. Le deuxième étage offre des prestations qui peuvent aller bien au-delà de la prestation minimale obligatoire, avec de grandes disparités selon la convention collective et la catégorie dont relève le salarié.

Nous utilisons dans cette étude une description très fine des paramètres d'indemnisation relatifs aux 46 conventions collectives les plus représentatives, ainsi que de la base Hygie, une base de données micro-économiques sur les arrêts maladie, enrichie de ces paramètres d'indemnisation conventionnels afin d'analyser la durée des épisodes d'arrêt. Les estimations empiriques réalisées permettent d'étudier l'impact des différents niveaux d'indemnisations complémentaires sur la fréquence des arrêts (modèle logit à effets fixes), le nombre de jours d'arrêt par an (modèle binomial négatif à effets fixes), la durée d'arrêt maladie (modèle de durée à hasard proportionnel constant par morceaux). La simple présence d'une convention collective a un effet positif sur la probabilité d'avoir un arrêt maladie dans l'année, sur le nombre de jours d'absence et sur la longueur des arrêts. Une augmentation du taux de remplacement de 1 % pendant le délai de carence (trois premiers jours) réduit le taux de sortie de l'arrêt maladie de 5 % et allonge donc la durée. Les taux de remplacement par sous-périodes ont également un effet globalement positif. Les effets trouvés sont plus marqués pour les non-cadres que pour les cadres.

**CODES JEL :** I18, J22, J31, C41.

**MOTS CLÉS :** Absentéisme, Conventions collectives, Indemnités journalières.

<sup>a</sup> Auteur pour correspondance : Mohamed Ali BEN HALIMA, 10 rue Vauvenargues, 75018 Paris. Email : [benhalima@irdes.fr](mailto:benhalima@irdes.fr)

## The Effects of the Complementary Sickness Benefits (CSB) on Sick Leave Duration: an Approach Based on Collective Bargaining Agreements

Mohamed Ali Ben Halima<sup>a</sup> (Irdes, CEE), Virginie Hyafil-Solelhac (Insee),  
Malik Koubi (Insee), Camille Regaert (Irdes)

**ABSTRACT:** In France, wage-replacement benefits that cover employee absences due to illness are financed via a three-tier system. The first tier includes per diem sickness benefits paid by the National Health Insurance scheme. The second tier consists of complementary private insurance coverage provided by the employer with respect to collective bargaining agreements. The third tier is managed at the firm level and will not be addressed in this paper.

This study is the first to examine the effects of the second tier. It aims at empirically estimating the effects of the level of complementary sickness benefits on the duration of sick leave spells. This level provides employees with complementary coverage that can significantly exceed basic benefit rates, but there are wide disparities between employee categories that can affect waiting times, benefit duration or even wage replacement rates. We use first an extremely detailed description of the allowance parameters for the 46 most representative collective agreements and second, the HYGIE database, a unique source of individual information on sick leaves, enriched with collective agreement allowance parameters. A piecewise constant discrete time proportional hazard model is estimated for all individuals in the sample according to socio-professional category, taking into account unobserved individual heterogeneity in order to test the effects of both the global level of allowance and its day by day marginal effects. The estimations confirm the effect of individual variables previously studied: gender, age, health status, "department" (sub-region), and year of establishment. Besides, the level of collective agreement provisions has a very significant and negative effect on the likelihood of leaving the sickness absence state. This effect varies according to the sub-period of sickness absence taken into account. It is also stronger among non-executive employees than among executives.

**JEL CODES:** I18, J22, J31, C41.

**KEYWORDS:** Absenteeism, Collective agreements, Daily allowances.

<sup>a</sup> Institute for Research and Information in Health Economics. Paris, France

## 1. Introduction

Chaque année en France, près d'un salarié sur cinq connaît un arrêt de travail pour maladie. Les arrêts maladie représentent en 2012 une dépense de 6,2 milliards d'euros pour l'Assurance maladie, contre 5,4 milliards en 2007. La couverture des arrêts maladie joue un rôle sanitaire et économique important dans la mesure où elle permet aux individus de disposer de temps pour recevoir des soins et recouvrer un bon état de santé, tout en bénéficiant des ressources nécessaires pour satisfaire tout ou partie des besoins non médicaux essentiels. La couverture maladie est donc un facteur fondamental d'accès aux soins et de réduction des inégalités de santé et de revenu liés à la maladie. Notre objectif ici est d'évaluer son effet sur la prise d'arrêts maladie. En réduisant le coût financier supporté par le salarié en cas d'arrêts, la couverture maladie est susceptible de réduire l'offre de travail des salariés (autrement dit d'accroître la prise d'arrêt) : ce comportement peut résulter de la prise d'arrêts sans lesquels les individus ne pourraient pas recouvrer un bon état de santé ; mais il peut également correspondre à la prise d'arrêts d'individus peu ou pas malades, facilitée par le fait qu'il est impossible de contrôler l'ensemble des arrêts et de juger de leur bien-fondé. Si le premier effet est souhaitable, le second, souvent qualifié de risque moral, représente un coût indu pour l'Assurance maladie et les entreprises. L'indemnisation des arrêts maladie et son impact sur l'offre de travail des salariés constituent dès lors une problématique importante pour les politiques publiques, de par ses conséquences en termes d'équité et d'efficacité.

L'indemnisation des arrêts maladie et son impact sur les arrêts sont fortement liés au contexte institutionnel, en particulier les niveaux de protection des salariés et d'indemnisation des arrêts. Frick et Malo (2005) montrent que le nombre de jours d'arrêt moyen par salarié diffère fortement entre des pays européens aux caractéristiques socio-économiques pourtant comparables et qu'une grande partie de ces écarts tient au niveau de protection des salariés. Ce résultat est obtenu par une analyse en panel pays, à partir d'indicateurs institutionnels au niveau de chaque pays. Ce type d'analyse peut souffrir de biais liés à la simplification dans la représentation des institutions. Il est préférable de consolider ces résultats avec des analyses au niveau des pays.

Notre étude propose une estimation empirique, sur la France, de l'effet de l'indemnisation des arrêts de travail pour maladie sur l'occurrence et la durée des arrêts. Son apport spécifique par rapport aux études précédentes est double. D'une part, nous documentons un élément quantitativement important de l'indemnisation des arrêts maladie qui n'a jamais été pris en compte en France jusqu'ici. Il s'agit de l'indemnisation complémentaire mise en œuvre par l'employeur au titre de la *convention collective* dont il dépend<sup>1</sup>. Ici, les conventions collectives sont entendues au sens large comme un échelon juridique reposant sur des accords interprofessionnels : il peut s'agir d'accords nationaux (comme

---

<sup>1</sup> La Cour des comptes (2012) note que malgré l'ampleur des dépenses en jeu, et des fluctuations conjoncturelles marquées, peu d'études se sont intéressées au rôle économique de la prise en charge des arrêts maladie. En particulier, les informations disponibles sont très parcellaires en ce qui concerne la prise en charge au-delà du dispositif de la Sécurité sociale. Ce constat est également pointé dans le dernier rapport de l'Assemblée nationale de 2013, qui souligne le manque d'information disponible sur le sujet. Il note qu'actuellement, en France, le montant des indemnités journalières complémentaires versées par les entreprises dans le cadre de l'Accord national interprofessionnel (Ani) sur la mensualisation est inconnu et qu'il n'existe pas de ressources statistiques permettant de recenser et de détailler les dispositions relatives à la couverture complémentaire des indemnités journalières versées par les entreprises.

pour les intérimaires) ou de statuts particuliers (comme pour les salariés relevant des différentes fonctions publiques). Ce niveau complémentaire modifie substantiellement l'indemnisation obligatoire de base. De plus, nous montrons qu'il induit de fortes disparités de prise en charge entre les salariés.

D'autre part, l'analyse détaillée des textes des principales conventions collectives, couvrant 60 % des salariés, nous permet de décrire la variation du taux d'indemnisation jour par jour au cours de chaque arrêt. Nous montrons que ce profil d'indemnisation joue sur la probabilité instantanée d'interrompre l'arrêt et donc, *in fine*, sur la durée de l'arrêt et le nombre de jours total d'arrêt sur l'année. Contrairement aux sources de données d'enquête habituellement utilisées, les informations disponibles dans la base Hygie incluent la description détaillée de chaque arrêt (date de début, date de fin).

Nous adoptons pour cela une modélisation de la durée assez souple qui différencie les taux de sortie relatifs à chaque instant de l'arrêt. Des modélisations alternatives (modèle logistique à effets fixes pour la probabilité annuelle d'arrêt et modèle binomial négatif à effets fixes pour le nombre de jours d'arrêt par an) sont également proposées en complément afin de prendre en compte d'autres aspects que la durée, en particulier la fréquence des arrêts.

La section 2 passe en revue la littérature sur les arrêts maladie et leur indemnisation, introduit la problématique et rappelle les principaux résultats obtenus dans la littérature économique. Les sections 3, 4 et 5 décrivent les données utilisées dans l'étude, présentent le système français d'indemnisation des arrêts maladie et le rôle des conventions collectives dans cette indemnisation. Dans les sections 6 et 7 sont présentées les statistiques sur le niveau d'indemnisation d'un ensemble de conventions collectives couvrant 60 % des salariés du secteur privé dont les textes ont été analysés de manière détaillée. La section 7 montre en particulier la corrélation entre le niveau d'indemnisation d'une part, la fréquence, la durée des arrêts maladie et le nombre de jours d'arrêt par an, d'autre part. La section 8 présente en détail la modélisation des durées utilisées dans l'étude, qui permet à la fois de mesurer l'effet de l'indemnisation de manière globale et par intervalle de temps. Cette modélisation à temps discret et hasard de base constant par morceaux permet en particulier de mesurer les variations de la probabilité de sortie de l'arrêt maladie en fonction des variations jour par jour du taux d'indemnisation de l'arrêt. Les sections 9, 10 et 11 commentent les différents résultats obtenus dans une approche globale (section 10) et par intervalles de temps (section 11). Les variables caractérisant le niveau d'indemnisation des différentes conventions collectives ont un effet significatif à tous les moments de l'arrêt maladie, sauf pour les cadres pour lesquels les effets de l'indemnisation sont de manière générale moins significatifs. Le taux d'indemnisation de chaque sous-période affecte pour sa part de manière significative les sorties au moment correspondant. Il en résulte que le système d'indemnisation a un effet non seulement sur le volume global des arrêts (fréquence, nombre de jours global) mais également sur la modulation par durée de ces arrêts.

Les modèles estimés mesurent des différences de comportements liés à l'indemnisation mais ne permettent pas de trancher entre deux interprétations polaires des résultats : la thèse de l'« absentéisme » d'une part, selon laquelle un taux d'indemnisation élevé conduirait à un volume trop important de jours d'arrêt (au regard d'un objectif de performance économique, par exemple), celle du « présentéisme » d'autre part, selon laquelle un taux d'indemnisation trop faible conduirait à un retour prématuré du salarié

au travail au détriment de sa santé (objectif de santé publique ainsi que de performance économique à plus long terme). Seules des études de plus long terme examinant les conséquences à la fois en termes d'état de santé du salarié et de performance économique pourraient évaluer l'ampleur de ces différents mécanismes, objectif hors de portée de la présente étude.

## 2. Littérature

L'indemnisation des arrêts maladie constitue une assurance visant à remplacer au moins partiellement la rémunération du salarié lorsque celui-ci est dans l'impossibilité de travailler pour des raisons de santé. Les économistes ont remarqué de longue date un lien entre cette couverture assurantielle et les comportements d'offre d'emploi des salariés (Buzzard et Shaw, 1952), mais ce thème a été paradoxalement beaucoup moins traité dans la littérature que d'autres comme celui de l'assurance chômage (Karlsson, Ziebarth 2010), pour laquelle le lien entre théorie et approches empiriques est plus direct. Cela tient peut-être à l'absence, pour la modélisation des arrêts maladie, d'un cadre théorique unifié qui prendrait en compte la diversité des déterminants qui ont été mis en évidence dans la littérature empirique (Brown et Sessions, 1996).

Les déterminants des arrêts de travail pour maladie sont en effet potentiellement nombreux et varient d'une étude à l'autre : état de santé, sexe, niveau de revenu, conditions de travail (y compris temps de travail) et niveau d'indemnisation. Les différentes recherches économiques traitant de l'absence au travail peuvent être regroupées en trois grands groupes (Afsa et Givord, 2009). Le premier ensemble s'inscrit dans les travaux classiques autour du modèle d'arbitrage travail-loisir (Allen, 1981). Les salariés sont supposés maximiser leur utilité sous contrainte budgétaire et ajustent par conséquent leur temps d'absence en fonction de leur perte salariale ou de la sanction financière associée à l'absence. Ce résultat théorique est conforté par une étude empirique à partir des données médico-administratives françaises montrant que le salaire actuel a un effet négatif sur la durée d'arrêt de travail et qu'une forte progression salariale de long terme tend à réduire la durée d'arrêt de travail, au moins pour les hommes (Ben Halima et Regaert, 2013). Le modèle a l'avantage de la simplicité mais l'inconvénient de prendre en compte seulement un nombre limité de déterminants des arrêts.

Le second ensemble d'études met l'accent sur le caractère inobservable de l'effort du salarié, dont la présence au travail constitue une modalité, dans la lignée du modèle proposé par Shapiro et Stiglitz (1984). 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 versant de la littérature économique réintroduit la notion d'état de santé comme variable décisive dans la prise d'arrêts de travail. Sans être totalement absent des deux premiers courants (Allen, 1981 ; Barmby, Sessions et Treble, 1995), cette dimension n'est pas au cœur de leur paradigme. L'absence pour raisons de maladie cesse d'être un choix lié purement à des coûts et des bénéfices non sanitaires des individus (arbi-

trage 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 dégradées<sup>2</sup> (Ose, 2005). Des travaux récents (Afsa et Givord, 2009 ; Dares, 2013) ont en effet souligné le rôle important des conditions de travail dans l'absentéisme des salariés. Grignon et Renaud (2007) proposent de faire la part des arrêts de travail qui résultent d'un choix des salariés (aléa moral *ex post*) de ceux imputables aux conditions de travail, donc de la responsabilité de l'employeur, en contrôlant par l'état de santé (aléa moral *ex ante*).

Dans cette étude, nous nous intéressons en premier lieu au lien entre indemnisation et durée des arrêts maladie, en incluant l'intervention du premier étage d'indemnisation (Sécurité sociale et part obligatoire de l'employeur) et, contrairement aux études précédentes, également celle du deuxième niveau (contribution de l'employeur au titre de la convention collective). L'indemnisation est appréhendée par le taux de remplacement du salaire, ratio entre le montant de l'indemnité et le niveau de salaire avant l'arrêt. Ce taux journalier varie généralement durant l'arrêt de travail et les données dont nous disposons nous permettent de calculer le taux de remplacement pour chaque jour de chaque arrêt maladie.

Outre la durée des arrêts, nous nous intéressons également de manière complémentaire à l'impact de l'indemnisation sur d'autres indicateurs tels que la fréquence des arrêts et le nombre total annuel de jours d'arrêt par salarié. Les données que nous utilisons incluent par ailleurs un large ensemble de variables individuelles et d'établissements qui couvrent les déterminants mis en avant dans la littérature, hormis les conditions de travail, qui ne sont qu'imparfaitement prises en compte par les variables d'établissement (taille, secteur).

Plusieurs travaux empiriques ont mis en évidence la corrélation entre, d'une part, les taux d'absence pour arrêt maladie observés au sein de l'Union européenne et, d'autre part, les niveaux d'indemnisation proposés par les différents systèmes nationaux. Les résultats empiriques montrent que le niveau d'indemnisation est positivement lié au taux d'absence (Frick et Malo, 2005 ; Bonato et Lusinyan, 2004 ; Chaupain-Guillot et Guillot, 2009), au nombre de jours d'absence pour maladie (Osterkamp et Röhn, 2007 ; Malo, 2005) ou à la durée d'arrêt maladie (Johansson et Palme, 2005, Ben Halima et Regaert, 2012, Galizzi et Boden, 2003, Spierdijk *et al.*, 2009).

En France, en raison de la complexité du système d'indemnisation, l'ensemble des études réalisées ne prennent en compte que la partie légale de l'indemnisation. Notre étude intègre une partie de l'indemnisation complémentaire des arrêts maladie à travers les conventions collectives.

### 3. Une source originale et détaillée sur les arrêts de travail

Dans cette étude, les données concernant les arrêts maladie sont connues grâce à la base Hygie. Cette base, utilisée dans plusieurs études, décrit de manière détaillée sur la période 2005-2008 les épisodes d'arrêts maladie pour un échantillon représentatif issu du Régime général de la Sécurité sociale. Elle comprend, pour chaque salarié de l'échantillon, des informations sur son poste, l'entreprise à laquelle il appartient, ainsi que ses consommations médicales.

---

<sup>2</sup> Ces conditions de travail peuvent être compensées par une rémunération plus importante (Rosen, 1974).

C'est une source unique qui a pour origine un questionnement autour des mécanismes des arrêts de travail des salariés du privé. Le projet de création d'une base spécifique aux indemnités journalières a été mis en place à la suite de l'appel d'offre lancé par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) du ministère de la Santé. L'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes) a été chargé de la réalisation de cette étude. Pour mener à bien ce travail de recherche, l'Irdes a construit une base de données contenant des informations à la fois sur les arrêts de travail et les consommations de soins associées, sur le contexte individuel et professionnel du salarié ainsi que sur quelques caractéristiques des établissements qui les emploient.

Les données Hygie 2005-2008 sont issues des bases administratives de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) et de la Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés (Cnamts). Plus spécifiquement, les fichiers ont été extraits du Système national de gestion des carrières (SNGC) qui regroupe l'ensemble des salariés du secteur privé en France et du Système national statistiques prestataires (SNSP) qui regroupe l'ensemble des retraités du secteur privé en France, puis appariés aux données de prestations d'assurance maladie tirées du Système d'information inter-régimes de l'Assurance maladie (Sniir-am). Les données de la Cnav constituent le point d'entrée avec un échantillon aléatoire de bénéficiaires âgés de 22 à 70 ans ayant cotisé au moins une fois au Régime général de retraite au cours de leur vie. Les données de la Cnamts portent sur les assurés ouvrants droit ou ayants droit du Régime général d'assurance maladie pour lesquels l'Assurance maladie a enregistré au moins une prestation sur l'année 2004 et/ou 2005. L'appariement des données Cnav et Cnamts a permis de construire le panel de la base Hygie composé de 538 870 bénéficiaires de 2005 à 2008. La base Hygie dispose par ailleurs des principales variables qui ont été utilisées dans la littérature pour décrire la fréquence et la longueur des arrêts maladie. En particulier, nous disposons des consommations médicales en grands postes (généralistes, spécialistes et dépenses hospitalières pour chaque individu et chaque année). Cette base est de plus enrichie à l'occasion de cette étude des paramètres d'indemnisation issus de la base sur les conventions collectives, qui nous permettent de reconstituer le taux d'indemnisation jour par jour de chaque arrêt maladie. La base Hygie ne contient en revanche pas d'information détaillée sur les conditions de travail de chaque salarié, si ce n'est de manière indirecte, par la prise en compte du secteur et de la taille de l'entreprise.

#### **4. Les trois étages du système d'indemnisation français des arrêts maladie**

En France, le système d'indemnisation des arrêts maladie comprend plusieurs composantes qui peuvent être regroupées schématiquement en trois étages. Cette organisation tient à des raisons essentiellement historiques. Les régimes de protection sociale se sont en effet souvent constitués sur une base professionnelle et la généralisation et l'uniformisation de la couverture sociale se sont opérées en assurant une protection minimale universelle, tout en préservant la spécificité des protections complémentaires décidées sur une base professionnelle.

**Le premier étage**, obligatoire et uniforme, constitue une garantie minimale universelle. Elle comprend les indemnités de la Sécurité sociale ainsi que l'indemnité complémentaire minimale de l'employeur. La Sécurité sociale prend en charge le remplacement du salaire, sous certaines conditions à hauteur de 50 %, dans la limite de 1/720<sup>e</sup> du plafond annuel de la Sécurité sociale, après un délai de carence de 3 jours (annexe 1). L'employeur est tenu pour sa part, toujours sous certaines conditions, de verser une indemnité complémentaire à partir du 11<sup>e</sup> jour d'arrêt (pour la période étudiée)<sup>3</sup> de manière à atteindre un taux global de remplacement de 90 % pendant 30 jours, puis de 66,6 % pendant 30 autres jours (annexe 1).

**Le deuxième étage** est constitué des dispositions particulières prévues par la convention collective dont dépend éventuellement le salarié. L'employeur est contraint d'appliquer au minimum les dispositions prévues par la convention collective dont le salarié relève. Ce niveau est très hétérogène car les dispositions prévues, négociées entre les employeurs et les salariés au niveau de la branche, diffèrent fortement d'une convention collective à l'autre.

**Le troisième étage**, facultatif et hétérogène, y compris au sein des branches, offre une rente supplémentaire lorsque la couverture liée aux deux premiers étages est incomplète. Il est négocié à l'échelon de l'entreprise et peut faire partie des prestations d'un éventuel régime complémentaire de prévoyance souscrit par l'employeur.

Le troisième niveau n'est pas traité dans cette étude, faute de données adéquates. Les deux premiers niveaux fournissent donc *a priori*, une borne inférieure des conditions réelles d'indemnisation du salarié. En réalité, ils fournissent la plupart du temps le niveau exact de couverture du salarié. En effet, l'assurance complémentaire d'entreprise a souvent pour rôle d'assurer la couverture des arrêts longs, de plus de six mois, lorsque la couverture de la Sécurité sociale cesse et que le salarié bascule dans un régime de prévoyance, un risque qualitativement différent de l'arrêt maladie classique.

## 5. Cinq paramètres décrivent les dispositifs d'indemnisation (deux premiers étages)

Les conventions collectives présentent en France un paysage morcelé, elles couvrent en particulier des champs d'étendues très différentes. Selon le ministère du Travail, sur le millier environ de conventions existantes, seules un peu moins de 250 couvrent plus de 5 000 salariés. La convention collective détermine le dispositif d'indemnisation qui s'applique à chaque salarié. Ce dispositif peut dépendre de la catégorie du salarié, de sorte qu'une convention collective englobe en général plusieurs dispositifs différents (4 au maximum, correspondant aux catégories de salariés : cadres, agents de maîtrise, employés, ouvriers). L'ancienneté joue également un rôle, bien que moindre, sur les durées d'indemnisation.

Nous avons analysé les 46 conventions collectives les plus représentatives qui correspondent à 80 dispositifs d'indemnisation différents et couvrent environ 60 % des salariés du secteur privé. Ce travail d'analyse textuelle n'avait jamais été réalisé auparavant. La difficulté de cette tâche tient dans l'extrême diversité des formats dans lesquels se

---

<sup>3</sup> Le 8<sup>e</sup> jour d'arrêt depuis le 20 juillet 2008.

présentent les textes des conventions collectives pour lesquels il n'existe pas de modèle de présentation unique. De plus, le texte initial de la convention collective, souvent ancien, a la plupart du temps fait l'objet de multiples avenants dont il s'agit de reconstituer l'historique. Ces avenants modifient le plus souvent les dispositions des conventions collectives sans qu'un nouveau texte synthétique ne soit la plupart du temps établi (annexes 2 et 3).

Chacun de ces dispositifs d'indemnisation est caractérisé par cinq paramètres-clés :

Un délai de carence de durée  $D_0$ , au plus 10 jours, pendant lequel l'employeur n'est pas légalement contraint de contribuer à la prise en charge des arrêts maladie.

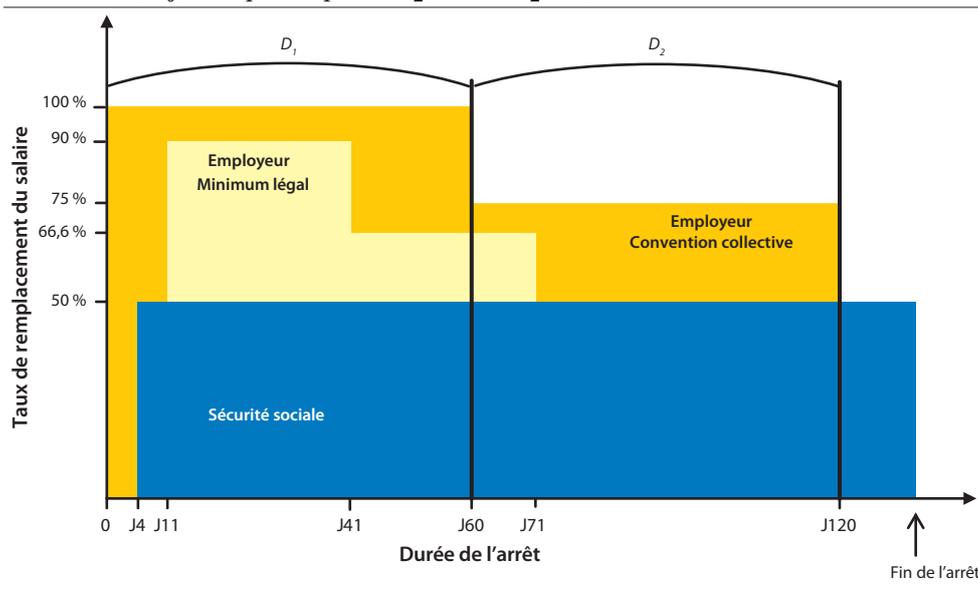
Une période favorable de durée  $D_1$  durant laquelle l'employeur complète la part de la Sécurité sociale pour atteindre un taux  $R_1$ .

Une période moins favorable de durée  $D_2$ , avec un taux de remplacement  $R_2 < R_1$ .

Ce quintuplet de paramètres ( $D_0, D_1, R_1, D_2, R_2$ ) permet de reconstituer la série de taux de remplacement du salaire jour par jour, série indicée par le rang du jour d'arrêt. Le graphique suivant (figure 1) présente le cas d'un dispositif assez généreux.

L'échantillon global initial  $E_1$  de la base Hygie est composé de 403 428 épisodes d'arrêts de travail pour 167 416 individus, dont 0,9 % sont censurés à droite, autrement dit la date de fin de l'épisode est inconnue car située hors de la période d'observation. La codification des 46 conventions collectives les plus représentatives nous a par ailleurs permis d'attribuer un quintuplet de paramètres d'indemnisation ( $D_0, D_1, R_1, D_2, R_2$ ) pour un sous-échantillon  $E_2$  de la base comprenant 233 352 épisodes d'arrêts de travail pour 103 295 individus, dont 0,85 % sont censurés à droite. C'est désormais sur ce sous-

**Figure 1. Un exemple de dispositif d'indemnisation**  
( $D_0=0, R_1=1, D_1=60, R_2=0,75, D_2=60$ )



Lecture : Schéma d'indemnisation d'un cadre ayant une ancienneté de un an au 1<sup>er</sup> jour de son arrêt de travail d'origine non professionnelle et relevant de la convention collective IDCC 493 (Convention collective nationale des vins, cidres, jus de fruits, sirops, spiritueux et liqueurs de France).

échantillon que nous travaillons. L'échantillon initial et le sous-échantillon utilisé sont proches du point de vue statistique. Le premier échantillon ( $E_1$ ) comporte l'ensemble des individus ayant un arrêt de travail pour maladie durant la période de 2005-2008. Le second échantillon ( $E_2$ ) est composé uniquement des individus pour lesquels nous disposons de l'information sur la convention collective<sup>4</sup>. Dans la suite, l'ensemble des estimations seront effectuées à partir de l'échantillon ( $E_2$ ). Des statistiques détaillées sont données en annexe 4.

Une proportion non négligeable de salariés ne sont couverts par aucune convention collective. Ces salariés représentent 13,5% des salariés de l'échantillon  $E_1$ , mais seulement 10,7 % de ceux qui prennent un arrêt maladie dans l'année. Ils sont intégralement retenus dans l'échantillon  $E_2$  (18,6 % de l'échantillon  $E_2$ , 15,9 % en se restreignant aux seuls salariés qui prennent un arrêt).

La durée moyenne d'un arrêt de travail est de 15,6 jours dans l'échantillon  $E_1$  (15,7 jours dans  $E_2$ ), l'année 2005 enregistre une durée moyenne de 15,1 jours (15,1 jours) et l'année 2008 une durée moyenne de 15,8 jours (16,1 jours). L'analyse selon le genre montre que les femmes ont une durée moyenne d'arrêt de travail de 16,3 jours (16,4 jours) contre 14,7 jours (14,8 jours) pour les hommes. L'analyse de la durée de l'arrêt de travail pour maladie selon la pyramide des âges des salariés du secteur privé en France fait apparaître que les individus appartenant à la classe d'âge 55-65 ans ont les durées moyennes d'arrêt maladie les plus élevées, soit 18,2 jours (18,1 jours).

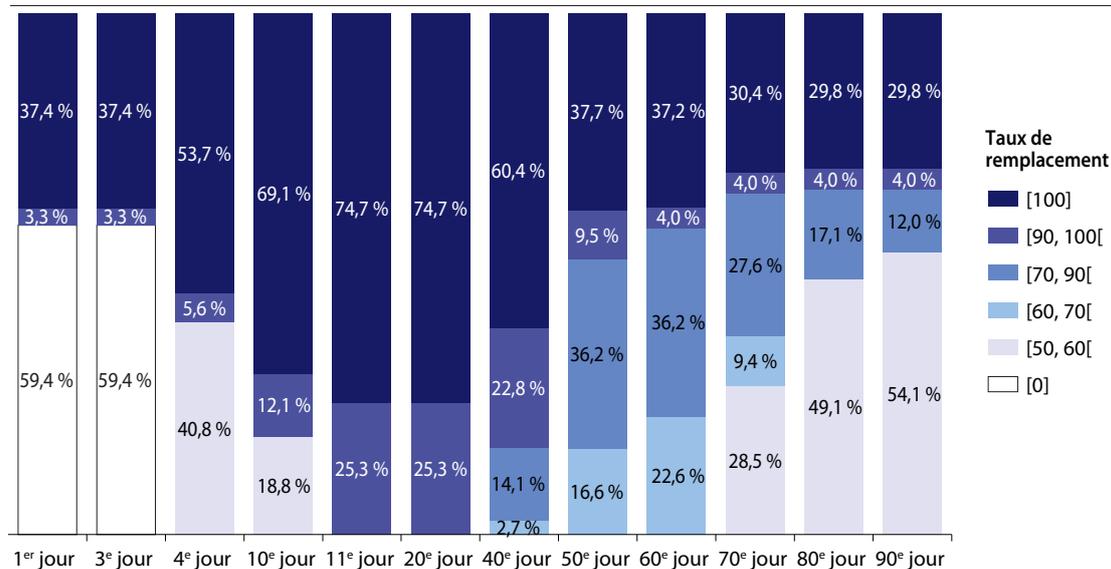
Les individus travaillant à temps partiel ont une durée moyenne d'arrêt maladie plus longue que les travailleurs à temps complet (17,2 jours (17 jours) contre 15,1 jours (15,3 jours)). Ce résultat est également vrai pour les sous-populations des hommes et des femmes considérées séparément. La distribution des durées d'arrêt maladie selon le secteur d'activité montre de fortes disparités. Les individus travaillant dans le secteur de l'industrie manufacturière présentent la moyenne la plus faible de 13,5 jours (13,2 jours), contre 18,2 jours (18,3 jours) pour le secteur des transports et communications. La durée de l'arrêt de travail pour maladie est en moyenne décroissante avec la taille de l'entreprise. En effet, les entreprises de grande taille (plus de mille salariés) enregistrent une durée moyenne de 14,3 jours (14,9 jours) contre une durée de 19,7 jours (18,4 jours) pour les entreprises de petite taille (inférieure à dix salariés). La région du Sud enregistre la durée moyenne d'arrêts de travail pour maladie la plus élevée de 16,8 jours (16,7 ours). En revanche, la région du Nord enregistre la durée moyenne d'arrêt de travail pour maladie la plus faible avec 14,5 jours (14,6 jours).

Les durées d'arrêt sont sujettes à une saisonnalité marquée. Ainsi, les arrêts débutant le dimanche, pour les hommes et les femmes, sont les arrêts les plus longs avec une moyenne de 22,6 jours (22,2 jours) pour les femmes et 22,8 jours (22,5 jours) pour les hommes. En revanche, les arrêts les moins longs sont des arrêts de travail pour maladie qui ont débuté le mardi avec une moyenne de 14,9 jours (15 jours) pour les femmes et de 13 jours (13 jours) pour les hommes.

---

<sup>4</sup> La base des conventions collectives construite actuellement nous permet de disposer de l'information des taux de remplacement journalier pour 58 % des individus de l'échantillon initial. Des estimations séparées ont été réalisées sur les deux échantillons  $E_1$  et  $E_2$  afin de comparer la stabilité des coefficients des différents modèles estimés.

Figure 2. Distribution du taux de remplacement selon le rang du jour d'arrêt



Lecture : Les trois premiers jours d'arrêt ne sont pas pris en charge pour 59,4 % des salariés de l'échantillon. Le taux de remplacement au 20<sup>e</sup> jour d'arrêt varie entre 90 et 99 % pour 25 % des salariés et est de 100 % pour les 75 % restants.

Source : Base Hygie 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes).

Champ : Salariés relevant des conventions analysées, hors salariés non couverts par une convention collective.

## 6. Les dispositifs d'indemnisation des conventions collectives offrent des prises en charge différenciées sauf entre le 11<sup>e</sup> et le 40<sup>e</sup> jour

Le dispositif d'indemnisation relatif au minimum légal correspond dans ce référentiel au quintuplet ( $D_0=10$ ,  $R_1=0,9$ ,  $D_1=30$ ,  $R_2=0,66$ ,  $D_2=30$ ). Les dispositifs sont au moins égaux à cette norme minimale et peuvent aller bien au-delà : selon la convention collective, le délai de carence de 3 jours de la Sécurité sociale peut être pris en charge, le délai de carence de 10 jours de l'employeur peut être réduit et le taux d'indemnisation peut être amélioré. En général, les conventions collectives sont plus généreuses pour les cadres en termes de délai de carence, de taux de remplacement et de durée d'indemnisation (tableau 1). Les 10 conventions couvrant le plus grand nombre de salariés sont très

Tableau 1 Distribution du délai de carence de 10 jours de l'employeur ( $D_0$ )

$D_0$	Ensemble	Non-cadres	Cadres
0	31,9%	22,6%	68,7%
3	15,2%	18,0%	3,9%
4-9	16,7%	20,1%	3,1%
10	36,2%	39,3%	24,3%
Total	100,0%	100,0%	100,0%

Source : Base Hygie 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes)

favorables pour les cadres. Chacune d'entre elles garantit un taux de remplacement de 100 % pendant au minimum deux mois sans délai de carence pour les cadres ayant trois ans d'ancienneté (et même dès un an dans 8 conventions sur les 10) et pendant les trois premiers mois au minimum (souvent quatre mois) au-delà de cinq ans d'ancienneté. Au contraire, les dispositions de certaines conventions collectives, en particulier concernant les ouvriers et employés, sont bien inférieures.

Les différentes conventions collectives proposent des garanties très différentes pour les 10 premiers jours d'arrêt. Sur cette période, la variabilité tient presque exclusivement au délai de carence. La valeur du taux de remplacement est, elle, relativement dichotomique : soit le minimum légal, soit 0,9 fois le salaire ou plus. Le minimum légal, de 0 les trois premiers jours et 0,5 du 4<sup>e</sup> au 10<sup>e</sup> jour, soit 0,9 fois le salaire ou plus.

Du 11<sup>e</sup> au 40<sup>e</sup> jour, la prise en charge est au contraire assez homogène car l'employeur est tenu de compléter les indemnités de la Sécurité sociale à hauteur de 90 % au moins pendant le mois suivant le délai de carence. La dispersion augmente à nouveau au-delà du 40<sup>e</sup> jour. Cette variabilité est due à la fois aux différences de durées ( $D_1, D_2$ ) et au taux de prise en charge qui prennent des valeurs différentes selon les conventions. Le graphique 2 récapitule la distribution des taux de remplacement du 1<sup>er</sup> au 90<sup>e</sup> jour.

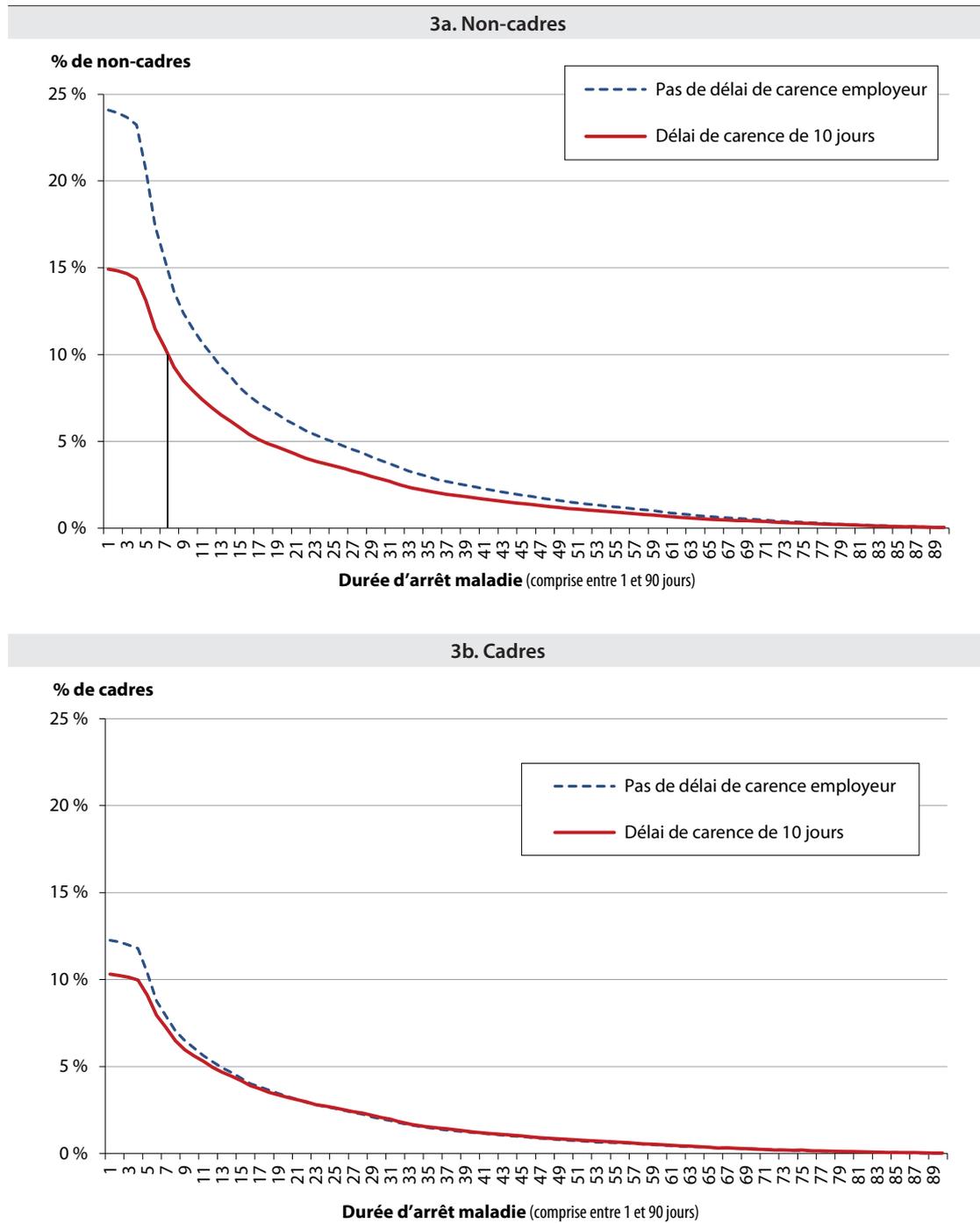
## 7. Ces disparités de prise en charge sont par ailleurs corrélées à la fréquence et à la longueur des arrêts maladie

La fréquence des arrêts maladie et leur longueur dépendent de la catégorie du salarié et sont positivement corrélées au niveau d'indemnisation. Intéressons-nous par exemple au premier paramètre d'indemnisation, le délai de carence  $D_0$ . Les graphiques suivants (figures 3a et 3b) donnent, pour chaque catégorie de salarié et pour deux valeurs du délai de carence (0 et 10), la fréquence des arrêts de  $n$  jours ou plus, en fonction de la valeur de  $n$ . La première abscisse ( $n=1$ ) mesure simplement la fréquence d'arrêt. Pour chaque catégorie de salariés, cette fréquence décroît avec le délai de carence. Cette décroissance est différente selon la catégorie de salariés considérée. Les cadres semblent moins sensibles à la valeur du délai de carence dans leur comportement d'arrêt : alors que les cadres couverts dès le premier jour d'arrêt ont une fréquence d'arrêt supérieure de 18 % à ceux qui ont un délai de carence maximal de 10 jours, cette sensibilité s'élève à 69 % pour les ouvriers, 61 % pour les agents de maîtrise et 54 % pour les employés.

Par ailleurs, l'indemnisation des 10 premiers jours semble avoir un effet différencié sur la probabilité d'arrêt selon la durée de l'arrêt. Ceci suggère que le taux d'indemnisation d'un jour donné (ici les jours 1 à 10) peut avoir une influence sur la longueur de l'arrêt. Il est donc important de pouvoir tester l'effet de l'indemnisation sur plusieurs jeux d'indicateurs : le taux de remplacement global mais également les taux de remplacement correspondant aux différentes sous-périodes de l'arrêt.

Pour réaliser ces statistiques, nous avons déterminé, outre la convention d'appartenance du salarié, sa catégorie professionnelle et son ancienneté dans l'établissement. La catégorie professionnelle figure dans la base Hygie pour l'année 2008 et a été rétropolée aux années précédentes. L'ancienneté a été recalculée à l'aide de la base des carrières de la base Hygie qui donne un historique complet des employeurs.

Figure 3. Probabilité d'avoir un arrêt d'au moins n jours, selon n, par catégorie de salarié et par durée de carence



**Lecture :** Parmi les non-cadres ayant un délai de carence de 10 jours, 10 % ont au moins un arrêt de 7 jours ou plus dans l'année.  
**Source :** Base Hygie 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes)

Pour compléter cette analyse descriptive, nous avons estimé la fonction de survie dans l'état d'arrêt de travail en appliquant l'analyse non paramétrique proposée par l'estimateur de Kaplan-Meier<sup>5</sup> selon plusieurs variables individuelles : genre, salaire trimestriel et niveau d'indemnisation. En guise de comparaison avec un autre système d'indemnisation très favorable, nous avons également comparé cette fonction de survie dans l'arrêt de travail pour l'Alsace-Moselle (dont les salariés bénéficient, via un droit du travail dérogatoire, de conditions d'indemnisation avantageuses) avec celle obtenue sur le reste de la France métropolitaine.

Il existe un écart de profil entre les hommes et les femmes (figure 4a). 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 décroît, aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Les taux de survie<sup>6</sup> dans l'arrêt de travail décroissent rapidement les premiers jours. Ce taux décroît à 75 % pour les femmes et à 74 % des hommes après le 4<sup>e</sup> jour. La fonction de survie dans l'arrêt de travail des femmes est toujours située au-dessus de celle des hommes<sup>7</sup> : la probabilité de sortie de l'arrêt de travail pour maladie des hommes et des femmes est très proche pour les quatre premiers jours, mais au-delà, les femmes restent plus longtemps dans l'arrêt de travail pour maladie que les hommes.

Le niveau de salaire est également un paramètre particulièrement discriminant pour la durée des arrêts (figure 4b). Nous notons ainsi que la dispersion des taux de survie est plus forte et tend à s'accroître sous l'effet de l'ancienneté de l'arrêt de travail pour maladie, avant de converger pour les durées plus longues. Le taux de survie dans l'arrêt de travail le plus élevé est observé pour les individus ayant un salaire trimestriel inférieur à 3 500 euros. À l'opposé, les durées de séjour les plus faibles dans l'arrêt maladie sont observées pour des individus appartenant aux troisième et quatrième quartiles de salaire (soit un salaire trimestriel supérieur à 5 000 euros). Ces deux groupes ont des courbes de survie proches mais significativement différentes.

La figure 4c compare la fonction de survie des arrêts de travail des salariés bénéficiant du régime de l'Alsace-Moselle à celle des salariés du reste de la France. Les salariés du secteur privé en Alsace-Moselle, identifiés dans la base Hygie comme bénéficiaires du régime Alsace-Moselle, ont la particularité d'être couverts par le droit du travail local alsacien-mosellan hérité du droit allemand lequel prévoit, en cas de maladie, le maintien par l'employeur de la rémunération intégrale, sans délai de carence et sans condition d'ancienneté. Les résultats des estimations non paramétriques montrent que les arrêts de travail des 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 mais, en revanche, ont tendance à prendre plus d'arrêts de travail pour maladie (Ben Halima *et al.*, 2012). L'épisode médian d'arrêt de travail est de 6 jours pour

---

<sup>5</sup> La 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 moins de  $t$  périodes. La fonction de survie dans l'arrêt de travail 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.

<sup>6</sup> Le taux de survie correspond au taux de maintien en arrêt maladie. Le terme « survie », utilisé dans ce texte, est spécifique au modèle de durée.

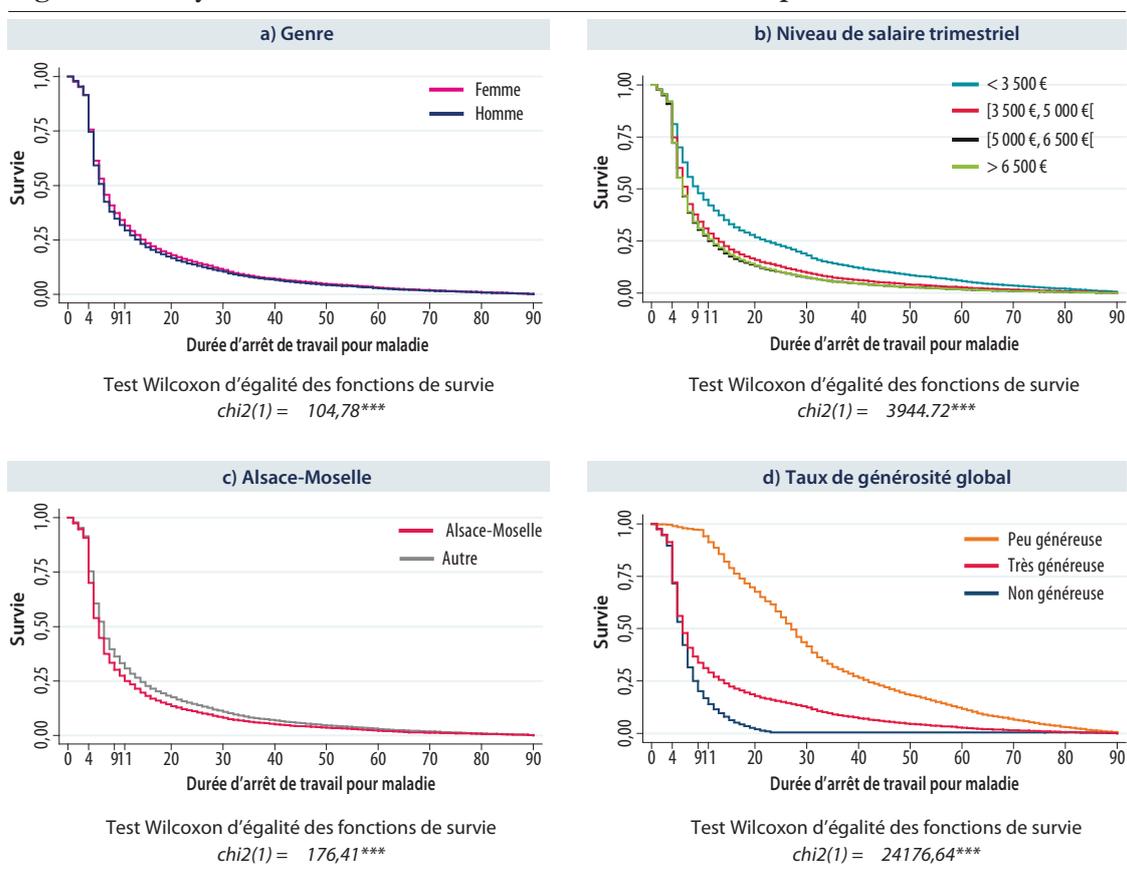
<sup>7</sup> Un test de Wilcoxon a été réalisé aussi pour tester l'égalité des deux fonctions de survie dans l'arrêt de travail (hommes/femmes). La valeur du test  $\chi^2(1) = 157,80$  permet de rejeter l'hypothèse nulle et, de ce fait, on valide l'hypothèse alternative à savoir l'existence de différences significatives entre les deux fonctions de survie.

les salariés d'Alsace-Moselle contre un épisode plus long de 7 jours pour les salariés du reste de la France.

Le niveau d'indemnisation des arrêts maladie peut être appréhendé par le taux de remplacement global propre à chaque arrêt maladie. Il s'agit du taux de remplacement global *pour l'arrêt considéré*, estimé à l'aide du profil des taux de remplacement jour après jour propres à la convention collective dont le salarié dépend. Ce taux est calculé avec une logique analogue à Frick et Malo (2008), mais avec une méthodologie adaptée. Ces auteurs définissent des indicateurs synthétiques d'indemnisation des arrêts maladie pour 12 pays européens à partir de la base juridique MISSOC, qui décrit la base légale des systèmes sociaux de protection sociale des pays de l'Union européenne. Les indicateurs de Frick et Malo (2008) sont calculés au niveau national et ne prennent en compte que l'indemnisation obligatoire alors que ceux considérés ici incluent l'indemnisation par les conventions collectives et sont calculés pour chacune d'entre elles, en distinguant de plus les catégories de salariés.

Les informations détaillées sur le niveau d'indemnisation complémentaire des arrêts maladie à partir des conventions collectives nous permettent, contrairement aux études précédentes, de définir des classes de niveau de générosité et d'étudier leur corrélation sur la durée des arrêts. Trois niveaux de générosité ont été retenus : « non généreuse » (taux de remplacement moyen inférieur à 0,6), « peu généreuse » (taux de remplacement

Figure 4. Analyse de la fonction de survie de l'arrêt de travail pour maladie



Source : Base Hygie 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes)

moyen compris entre 0,6 et 0,9), et « très généreuse » (taux de remplacement moyen supérieur ou égale à 0,9). La propension à interrompre l'arrêt maladie est la plus élevée pour les salariés les moins bien indemnisés (figure 4d). En revanche, elle est plus élevée pour ceux qui ont un niveau d'indemnisation intermédiaire que pour les mieux indemnisés. L'épisode médian d'arrêt de travail est de 6 jours pour les individus couverts par une convention collective proposant un faible niveau d'indemnisation, contre un épisode significativement plus long de 27 jours pour une convention collective intermédiaire et de 7 jours pour une convention collective aux conditions favorables. Cet écart, selon le niveau de générosité, se creuse d'autant plus que la durée d'arrêt de travail pour maladie s'allonge. En effet, les individus bénéficiant d'une faible indemnisation ont 25 % de probabilité en plus de connaître un épisode d'arrêt de travail supérieur à 8 jours, contre respectivement 42 et 14 jours pour les individus couverts par une convention collective intermédiaire et favorable. Cette variation non monotone au niveau du taux de hasard peut provenir principalement de la relation entre le niveau d'indemnisation et la catégorie socioprofessionnelle des salariés. En effet, la plupart des cadres sont indemnisés à des taux qui dépassent 90 % de leur salaire.

Ces estimations sont cependant conduites sous l'hypothèse d'une population homogène et doivent donc être accompagnées d'une analyse des durées d'arrêt de travail pour maladie tenant compte de l'hétérogénéité entre les individus.

## 8. La modélisation des durées

Dans cette section, nous présentons le modèle de durée à hasard proportionnel à temps discret en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée (Jenkins, 1995 ; Lancaster, 1979), qui lie la durée de l'arrêt de travail au niveau d'indemnisation. Nous cherchons par la suite à mesurer l'intensité de ce lien, en contrôlant d'un certain nombre de caractéristiques du salarié (âge, sexe, catégorie socioprofessionnelle), l'état de santé du salarié (nombre de consultations chez un généraliste, chez un spécialiste et le nombre de jours d'hospitalisation) et des caractéristiques de l'emploi (condition d'emploi, salaire, taille et secteur d'activité) et des variables de contexte économique (taux de chômage départemental et région).

Nous nous attendons à ce que les salariés soient d'autant plus incités à abrégier leur arrêt maladie que le taux de remplacement de leur salaire est faible, toutes choses égales par ailleurs. L'idée sous-jacente, classique, est que le salarié arbitre entre sa préférence pour le loisir et/ou son capital santé d'une part, et le revenu qu'il perçoit, d'autre part. Cette modélisation théorique suppose qu'il existe une marge d'arbitrage du salarié et donc que la décision ne découle pas mécaniquement de l'état de santé du patient et de la simple décision du prescripteur, parce que celui-ci ne possède pas la totalité de l'information sur l'état de santé du patient.

### 8.1. Modèle à hasard proportionnel à temps discret

Plusieurs considérations ont guidé le choix de la spécification du modèle de durée à hasard proportionnel à temps discret. Premièrement, la modélisation des durées adoptée doit être assez souple pour prendre en compte non seulement les disparités d'indemnis-

tion entre des salariés relevant de dispositifs d'indemnisation différents, mais également la variation dans le temps du niveau d'indemnisation *au sein* d'un dispositif donné. C'est pourquoi nous optons pour un modèle de durée avec un hasard de base non paramétrique, constant par morceaux, prenant des valeurs différentes selon les sous-périodes de l'arrêt. Ce type de modèle a été utilisé pour mesurer l'impact de l'indemnisation sur la durée dans plusieurs contextes différents, notamment celui du chômage et celui des arrêts maladie (Meyer, 1990 ; Jenkins, 1995).

Deuxièmement, le modèle doit tenir compte de l'hétérogénéité inobservée qui existe entre les individus (Lancaster, 1979). En effet, ceux-ci ont des propensions intrinsèques hétérogènes à prolonger l'arrêt et au fur et à mesure qu'il se prolonge, les salariés ayant une propension plus forte ont tendance à être de plus en plus surreprésentés. La prise en compte de l'hétérogénéité inobservée permet de corriger ce biais. Troisièmement, la spécification du modèle doit être adaptée au caractère discret de l'information dont nous disposons.

## 8.2. Modèle simplifié sans prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée

Pour simplifier la présentation, nous présentons d'abord le modèle sans hétérogénéité individuelle inobservée qui comprend l'essentiel des paramètres et dont le modèle avec hétérogénéité se déduit facilement. À chaque instant  $t$  d'un arrêt, le salarié est dans un état  $E_t$  qui vaut 1 si le salarié est encore en arrêt maladie à l'instant  $t$  et 0 sinon. Le salarié est nécessairement en arrêt au temps  $t=0$  ( $E_0=1$ ) et il arbitre à chaque instant entre la prolongation de l'arrêt et son interruption. La durée de l'arrêt est modélisée par un processus continu  $T_i$ . De manière classique dans les modèles de durée, deux fonctions sont importantes pour présenter le modèle. La fonction de survie au temps  $t$  et la probabilité instantanée d'interrompre l'arrêt. Elles dépendent toutes deux de l'individu  $i$  considéré.

$$S(i; t) = \text{prob}(T_i \geq t)$$

$$\lambda(i; t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}(t+h > T_i \geq t \mid T_i \geq t)}{h} = -\frac{S'(i; t)}{S(i; t)} \quad (1)$$

Nous introduisons de plus ici la fonction de hasard entre  $t-1$  et  $t$  pour prendre en compte le caractère non continu du suivi. La variable  $T_i$  est une durée continue mais n'est observée que de manière discrète en  $t=0, 1, 2, \dots, t_p$  où  $t_p$  est la durée de l'arrêt en jours. On introduit donc la probabilité d'interrompre l'arrêt entre  $t-1$  et  $t$ , ou fonction de hasard, notée  $h(i; t)$ .

$$h(i; t) = 1 - \text{prob}(T_i \geq t) / \text{prob}(T_i \geq t-1)$$

La relation (1) intégrée par rapport au temps donne l'expression de la fonction  $h$ .

$$h(i; t) = 1 - \exp \left[ - \int_{t-1}^t \lambda(i; \tau) d\tau \right] \quad (2)$$

L'information sur l'état (arrêt ou non) n'est pas observée en  $t_i$  dans le cas où la plage d'observation des données s'arrête avant  $t_i$  (donnée censurée à droite<sup>8</sup>). La contribution de  $i$  à la vraisemblance a donc une expression différente pour les données censurées et les données non censurées.

### 8.3. Prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée sous forme paramétrique

Notre spécification de la fonction de hasard  $\lambda(i; t)$  s'inspire du cadre économétrique posé par Jenkins (1995). Il s'agit d'un modèle à temps discret, à hasard proportionnel avec un hasard de base constant par morceaux, afin de pouvoir faire varier la probabilité d'interruption dans le temps pendant la durée de l'arrêt. Nous introduisons également une hétérogénéité individuelle sous forme paramétrique. La fonction de hasard instantanée comprend un terme dépendant du temps (hasard de base) et un terme dépendant des caractéristiques individuelles du salarié selon un paramètre  $\beta$  à estimer.

$$\lambda(i; t) = \lambda_0(t) \exp(X'_{it} \beta) \quad (3)$$

Cette spécification permet de donner une expression analytique à la fonction  $h$  qui intervient dans la vraisemblance.

$$h(i; t) = 1 - \exp[-\exp(X'_{it} \beta + \delta_t)] \text{ avec } \delta_t = \log \left( \int_{t-1}^t \lambda_0(\tau) d\tau \right) \quad (4)$$

Les valeurs  $\delta_t$  représentent les variations du hasard de base selon les sous-périodes de l'arrêt maladie. Dans l'estimation, ils sont traités comme des paramètres à estimer. En introduisant l'indicateur de non-censure  $nc_i$  (qui vaut 1 si l'arrêt n'est pas censuré, 0 sinon), la log-vraisemblance du modèle s'écrit :

$$\text{LogL} = \sum_{i=1}^n \left\{ nc_i \log \left( h(i; t_i) \prod_{s=1}^{t_i-1} [1 - h(i; s)] \right) + (1 - nc_i) \log \left( \prod_{s=1}^{t_i} [1 - h(i; s)] \right) \right\} \quad (5)$$

Il est probable que de nombreuses variables échappent à l'observation de l'économètre, notamment les niveaux de couverture d'indemnité complémentaire (troisième étage) et d'un éventuel régime complémentaire de prévoyance souscrit par l'employeur. Négliger cette source d'hétérogénéité peut conduire à un biais de sélection. En effet, supposons que la population étudiée soit composée de groupes ayant des hasards de base différents. Au fur et à mesure que la durée de l'arrêt de travail augmente, la structure de la population subsistant se modifie au profit des groupes qui ont des hasards de base faibles. Dans ce cas, l'estimation conduirait à tort à des paramètres  $\delta_t$  décroissants avec  $t$ .

L'hétérogénéité individuelle inobservée est donc introduite dans le modèle, sous la forme d'un terme aléatoire multiplicatif additionnel  $\epsilon_i$  dans la fonction de hasard. Ce terme est supposé suivre une loi Gamma de moyenne 1 et de variance  $\sigma^2 \equiv \nu$  (Lancaster

---

<sup>8</sup> Les arrêts de travail censurés à gauche (ayant débuté avant la période d'observation) sont exclus de l'analyse car c'est la date de début d'arrêt qui détermine le rattachement de l'arrêt à une période.

(1979), Meyer (1990)). Le taux de hasard instantané est spécifié de la manière suivante :

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

## 9. Résultats concernant les variables de contrôle

Nos variables d'intérêt sont les variables relatives au niveau d'indemnisation des arrêts maladie. Les modèles estimés incluent également un certain nombre de variables de contrôle communes. Un premier groupe de variables fait référence aux caractéristiques individuelles : âge, genre, régime assurantiel (CMU), âge d'entrée sur le marché du travail et catégorie socio-professionnelle, état de santé (approché par le nombre de visites de généraliste, nombre de visites de spécialiste, et nombre de jours d'hospitalisation). Un deuxième groupe de variables représente les caractéristiques de l'emploi : salaire, temps de travail, secteur et taille de l'entreprise. Un dernier groupe de variables départementales est introduit afin de mesurer l'effet de contexte économique : région de résidence, taux de chômage par département. Enfin, deux types de variables spécifiques à la date de début d'arrêt maladie sont introduits dans les estimations : le jour de la semaine du début de l'arrêt de travail et une deuxième variable mesurant la proximité du début de l'arrêt par rapport à la veille ou le lendemain d'un jour férié.

### 9.1. Effets des caractéristiques individuelles

Nous retrouvons pour ces variables des résultats déjà connus par ailleurs (tableau 2). Les hommes ont des durées d'arrêt de travail pour maladie significativement moins longues que les femmes. Ce résultat est conforme à ceux obtenus dans plusieurs études empiriques (Allen, 1981 ; Bridges et Mumford, 2001 ; Ose, 2005). L'âge a un effet négatif et significatif sur le taux de sortie de l'arrêt de travail pour maladie, d'où une relation croissante entre l'âge et la durée d'arrêt maladie. Toutes choses égales par ailleurs, les individus ayant plus de 55 ans réduisent leurs probabilités de sortie de l'arrêt maladie de respectivement 27 % par rapport aux individus de moins de 34 ans (tableau 2, colonne 2). Deux raisons principales peuvent expliquer cette relation entre âge et durée d'arrêt maladie : premièrement, il existe une corrélation entre âge et état de santé et une durée plus grande correspond dès lors à un état de santé plus dégradé. Cette corrélation est en partie captée par le coefficient de l'âge si le proxy de l'état de santé est imparfait. 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. 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 rejoint celui de Ben Halima *et al.* (2012) qui considéraient la probabilité d'être en arrêt de travail pour maladie.

Comparés aux jeunes de moins de 18 ans entrant sur le marché du travail, ceux y entrant tardivement ont des durées d'arrêt de travail significativement moins longues. Cette variable peut être considérée comme un proxy de l'âge de fin d'études (tableau 2, colonnes 1-3). 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. À l'inverse, les derniers entrants sur le

Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie  
sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?

**Tableau 2 Résultats d'estimation du modèle de durée à hasard proportionnel à temps discret – variables de contrôle**

	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
<b>Terme de risque de base</b>				<b>Salaire trimestriel (Réf. : inférieur à 3 500 €)</b>			
Intervalle 1 [1; 3]	0,016***	0,009***	0,009***	Entre 3 500 € et 5 000 €		1,358***	1,343***
Intervalle 2 [4; 6]	0,131***	0,078***	0,072***	Entre 5 000 € et 6 500 €		1,711***	1,711***
Intervalle 3 [7; 9]	0,103***	0,071***	0,064***	Supérieur à 6 500 €		1,853***	1,87***
Intervalle 4 [10; 12]	0,077***	0,057***	0,052***	<b>Région de résidence (Réf. : Paris)</b>			
Intervalle 5 [13; 15]	0,07***	0,056***	0,051***	Nord		1,081***	1,062***
Intervalle 6 [16; 30]	0,049***	0,045***	0,04***	Ouest		0,962***	0,953***
Intervalle 7 [31; 45]	0,045***	0,049***	0,044***	Sud-Ouest		0,935***	0,922***
Intervalle 8 [46; 60]	0,045***	0,058***	0,052***	Sud		0,937***	0,924***
Intervalle 9 [61; 75]	0,061***	0,093***	0,083***	Sud-Est		0,987	0,984
Intervalle 10 [76; 90]	0,131***	0,244***	0,216***	Est		0,99	0,978*
<b>Genre</b>				<b>Premier jour de l'arrêt de travail (Réf. : Vendredi)</b>			
Homme	1,108***	1,085***	1,07***	Dimanche		0,807***	0,825***
<b>Âge (Réf. : [25; 34])</b>				Lundi		1,361***	1,347***
[35; 44]	0,996	0,921***	0,926***	Mardi		1,507***	1,487***
[45; 54]	0,931***	0,811***	0,809***	Mercredi		1,184***	1,158***
[55; 65]	0,846***	0,733***	0,731***	Jeudi		1,105***	1,09***
<b>Âge d'entrée sur le marché du travail (Réf. : moins de 18 ans)</b>				Samedi		0,922***	0,921***
19-22 ans	1,059***	1,065***	1,064***	Jour férié, lendemain ou veille (Oui/Non)		0,652***	0,658***
23-26 ans	1,069***	1,042***	1,044***	<b>Contexte économique</b>			
Plus 27 ans	1,083***	1,12***	1,131***	Taux de chômage		1,004**	1,01***
<b>Temps de travail (Réf.: temps complet)</b>				<b>Année du panel (Réf. : 2005)</b>			
Temps partiel	0,923***	1,063***	1,071***	Année 2006		0,979**	
<b>Protection sociale</b>				Année 2007		0,977**	
Régime Alsace-Moselle (Réf. : non)	1,138***	1,148***	1,153***	Année 2008		0,924***	
CMU complémentaire (CMU-C) (Réf. : non)	0,981	1,008	1,014	<b>Consommation médicale de l'année précédente</b>			
Avoir changé de statut CMU-C (Réf. : non)	0,942***	1,123***	1,117***	Nombre de consultations (ou visites) chez un généraliste			1,002***
<b>Taille de l'entreprise (Réf. : [1; 9])</b>				Nombre de consultations (ou visites) chez un spécialiste			0,994***
[10; 49]		0,924***	0,939***	Nombre de jours d'hospitalisation			1
[50; 199]		1,005	1,016	Gamma hétérogénéité		-3,295***	-1,236***
[200; 499]		1,059***	1,071***	Nombre d'observations		3 673 225	3 536 597
[500; +]		1,039**	1,046**	Nombre d'épisodes		233 252	223 979
<b>Secteurs d'activité (Réf. : Commerce)</b>				Log-Vraisemblance		-818 694,43	-779 849,27
Agriculture, Pêche		1,031	1,016				
Industries extractives		1,057***	1,066**	*** p<0.001, ** p<0.05, * p<0.1			
Industrie manufacturière		1,464**	1,56*	<b>Champ</b> : Échantillon E2 (salariés dont le texte de la convention collective a été analysé).			
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau		1,226***	1,245**	<b>Sources</b> : Base administrative Hygie 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes).			
Construction		1,059***	1,057***	<b>Note</b> : Les coefficients exponentiels sont présentés dans les tableaux d'estimation.			
Hôtels et restaurants		1,026**	1,048***				
Transports et communications		0,944***	0,943***				
Activités financières		1,067***	1,095***				
Immobilier, location et services aux entreprises		1,019	1,024				
Administration publique		1,093***	1,092**				
Education		1,001	1,01				
Santé et action sociale		1,068***	1,067***				
Services collectifs, sociaux et personnels		1,223***	1,22***				
Activités extra-territoriales		1,062***	1,054***				

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 et d'autonomie ainsi que de meilleures conditions de travail (Ose, 2005).

## 9.2. Effets des caractéristiques de l'emploi

Les individus à temps partiel ont, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité de quitter l'état d'arrêt de travail pour maladie supérieure de 6 % à ceux travaillant à temps complet (tableau 2, colonne 2).

Par rapport aux individus travaillant dans les petites entreprises, de moins de 10 salariés, les individus appartenant à des entreprises de moyenne ou de grande taille (plus de 200 salariés) ont des durées d'arrêt maladie moins longues. En revanche, les travailleurs appartenant à des entreprises de taille comprise entre 10 et 49 salariés ont une probabilité supérieure d'avoir des durées d'arrêts de travail plus longues que ceux travaillant dans les petites entreprises, puisqu'ils réduisent de 7,6 % leur probabilité de sortie de l'épisode maladie (tableau 2, colonne 2). Cela peut être lié au fait que les conditions de travail dans ces entreprises sont moins bonnes et exposent davantage les salariés à des problèmes de santé (Askenazy et Caroli, 2010).

Par rapport au secteur du commerce, les secteurs de l'industrie, de la construction, des hôtels et restaurants, des activités financières, de l'immobilier, de la location et des services aux entreprises, de l'administration publique, de la santé et de l'action sociale et des activités extra-territoriales ont des effets positifs et significatifs sur le taux de sortie de l'arrêt de travail. L'ensemble des travailleurs de ces secteurs ont des durées d'arrêts de travail significativement moins longues par rapport à ceux du secteur du commerce. En revanche, les individus appartenant au secteur des transports et communications ont des durées d'arrêts maladie significativement plus longues (tableau 2, colonnes 2-3).

## 9.3. Effets de l'état de santé

Les variables utilisées comme proxy d'état de santé n'ont pas le même effet sur le taux de sortie de l'arrêt de travail pour maladie. Un nombre élevé de visites de spécialiste l'année précédente tend à réduire significativement les chances de sortie de l'épisode maladie et à rallonger la durée d'arrêt maladie. En revanche, une augmentation du nombre de visites de généraliste l'année précédente a un effet négatif et significatif sur la durée d'arrêt de travail pour maladie (tableau 2, colonne 3). Nous pouvons supposer que les médecins généralistes ont un rôle important et efficace à jouer en santé au travail aux côtés des médecins du travail puisque ce sont eux qui sont le plus souvent consultés lorsque les personnes qui travaillent présentent des problèmes de santé. De nombreuses situations de travail peuvent altérer la santé de leurs patients et certaines pathologies ont un retentissement sur la capacité à travailler (Ineps, 2009). Les dépenses médicales hospitalières retardées n'ont pas d'effet significatif dans ce modèle.

#### 9.4. Effets du contexte économique

Les arrêts maladie sont plus courts dans un contexte de chômage départemental élevé. Par conséquent, la fréquence et la gravité de l'absentéisme pour maladie devraient être plus faibles en période de ralentissement économique. Plusieurs résultats empiriques vont dans ce sens comme, par exemple, Henrekson et Persson (2004) et Johansson et Palme (1996, 2002) qui montrent que les durées d'arrêt maladie sont plus courtes en périodes de chômage élevé. La localisation dans les zones d'emploi de l'ouest, du sud et du sud-ouest de la France augmente la durée de l'arrêt de travail pour maladie par rapport aux zones d'emploi de la région de Paris. A l'opposé, les individus habitant dans la région du Nord augmentent leur probabilité de sortie de l'arrêt maladie de 8,1 % par rapport à ces zones (tableau 2, colonne 2).

#### 9.5. Effets jour férié et jour de la semaine du début de l'arrêt maladie

Le jour de la semaine au cours duquel débute l'arrêt (vendredi étant la référence) ainsi que sa proximité avec un jour férié (veille ou lendemain) montrent des effets significatifs sur le taux de sortie de l'arrêt de travail pour maladie (tableau 2, colonnes 2-3). En effet, la durée d'arrêt maladie est significativement plus longue quand elle débute un samedi, un dimanche, la veille ou le lendemain d'un jour férié. Cet effet du week-end et du jour férié peut être expliqué par le fait qu'une partie de ces arrêts maladie peut résulter d'un choix individuel qui consiste à rallonger son week-end ou à avoir des jours de congés supplémentaires en plus du jour férié (Broström, Johansson et Palme, 2004). Nous observons l'effet opposé pour le reste des jours de la semaine.

### 10. Effet global de l'indemnisation

Dans cette section, nous nous intéressons à l'effet global du niveau d'indemnisation sur les arrêts maladie, sans faire de distinctions selon leurs durées. Cette différenciation sera développée dans la section suivante. Plusieurs jeux de variables mesurant le niveau d'indemnisation ont été utilisés :

- Le fait d'être couvert par une convention collective ;
- La longueur du délai de carence employeur. Ce délai joue potentiellement, comme le montrent les statistiques descriptives, un rôle à la fois sur la fréquence des arrêts mais également sur leur longueur.
- Les taux moyens d'indemnisation relatifs à différents intervalles de temps de la durée de l'arrêt maladie (exprimés selon le rang du jour dans l'arrêt) : 0-3, 4-10, 41-70, 71-90. Le taux de la période 11-40, très peu variable comme cela a été expliqué, ne figure pas dans les estimations réalisées.

Ces trois jeux de variables ont été pris en compte séparément dans les estimations car ils se recoupent en partie. Ainsi, l'absence de convention collective (première estimation) est une sous-catégorie des salariés ayant un délai de carence de 10 jours (deuxième estimation). Les taux moyens par sous-périodes (troisième estimation) balayent pour leur part l'ensemble des paramètres d'indemnisation.

Nous nous intéressons particulièrement à l'effet de ces variables sur la longueur des arrêts maladie. Néanmoins, nous avons également complété cette approche globale en

estimant l'effet de ces mêmes variables sur deux autres mesures du volume des arrêts maladie : la fréquence des arrêts, d'une part, et le nombre annuel de jours d'arrêts du salarié, d'autre part. Le premier indicateur permet de prendre en compte la forte proportion de personnes qui n'ont pas d'arrêt dans l'année (les quatre cinquièmes des salariés une année donnée) et le second évalue la volumétrie de ces arrêts, liée à la charge financière qu'ils représentent.

Nous ne pouvons écarter totalement la possible endogénéité du niveau d'indemnisation et donc des variables qui le mesurent. En effet, il est possible que les entreprises, via la négociation des conventions collectives, adaptent le niveau d'indemnisation des arrêts maladie au risque de santé porté par leurs salariés, lié par exemple aux conditions de travail. Ici, les conditions de travail ne sont qu'imparfaitement prises en compte par les variables d'entreprise (secteur et taille). Il est également possible que les salariés présentant un risque de santé élevé prennent en compte les prestations des entreprises en matière d'assurance maladie pour choisir leur employeur. Nous ne contrôlons que de manière partielle l'état de santé des salariés (via les variables retardées de consommation médicale) ainsi que l'hétérogénéité inobservée des salariés : à travers des effets fixes individus pour les modèles *logit* et binomial négatif, de manière paramétrique dans le modèle de durée.

La base de données très riche que nous utilisons permet de proposer des estimations pour les deux indicateurs alternatifs (fréquence des arrêts et nombre annuel de jours d'arrêt) car ce panel suit tous les salariés, y compris ceux qui ne prennent pas d'arrêt maladie et permet de suivre l'ensemble des arrêts d'un salarié donné. De plus, ce panel couvre quatre années de 2005 à 2008, ce qui permet de contrôler l'hétérogénéité individuelle inobservée (du moins la partie de cette hétérogénéité constante dans le temps) à l'aide d'effets fixes individuels. La probabilité d'avoir un arrêt dans l'année a ainsi été modélisée à l'aide d'un modèle *logit* à effets fixes<sup>9</sup> (tableau 3, colonne 1), le nombre de jours d'arrêt annuel à l'aide d'un modèle de comptage *binomial négatif* à effets fixes (tableau 3, colonne 2) et la durée d'arrêt maladie par un modèle de durée à hasard proportionnel à temps discret (tableau 3, colonne 3). Outre les paramètres d'indemnisation, l'estimation inclut les mêmes variables de contrôle que précédemment.

Le fait d'être couvert par une convention collective a un effet positif et significatif sur les trois indicateurs considérés (la fréquence des arrêts, leur longueur et le nombre de jours d'arrêts annuels)<sup>10</sup>. L'estimation éclaire également l'effet particulièrement marqué du délai de carence. Bien que cet indicateur ne représente qu'une composante du niveau d'indemnisation, son positionnement stratégique en début d'arrêt conditionne sans doute avec un poids plus fort la décision d'arrêt et sa longueur. De fait, par rapport à la durée maximale de 10 jours, avoir une carence plus courte induit à la fois une plus forte probabilité d'arrêt, une durée d'arrêt supérieure et un nombre de jours d'arrêt par an également supérieur.

Les taux de remplacement moyens relatifs à différentes sous-périodes de l'arrêt ont également un effet généralement positif sur les arrêts. Sur la probabilité d'arrêt (tableau 3, colonne 1), le taux du 4<sup>e</sup> au 10<sup>e</sup> jour a un effet significatif et positif. Sur le nombre de jours total d'arrêts sur l'année, un taux d'indemnisation élevé jusqu'au dixième jour a un impact positif et significatif. Le taux de remplacement à partir du 4<sup>e</sup> jour joue positivement et significativement sur la probabilité de prolonger la durée d'arrêt.

---

<sup>9</sup> L'hétérogénéité individuelle est prise en compte ici par une méthode de vraisemblance conditionnelle définie par Chamberlain (1984) qui permet d'assurer la convergence des estimateurs même avec une dimension temporelle faible, ce qui est le cas ici.

<sup>10</sup> Rappelons que le coefficient inférieur à 1 du modèle de durée indique une moindre propension à interrompre l'arrêt, donc une tendance à l'allonger.

L'approche globale dans laquelle nous nous plaçons mesure l'effet sur l'ensemble des arrêts, indépendamment de leur longueur et sans prendre en compte de possibles effets de substitution entre arrêts de différentes longueurs. Par exemple, une baisse de l'indemnisation des arrêts à partir d'une certaine durée entraîne un raccourcissement de ceux-ci. Ce raccourcissement peut éventuellement être compensé par une multiplication des arrêts courts et avoir un effet positif sur la probabilité d'arrêt.

Notons toutefois que le signe du coefficient du taux de remplacement entre les jours 1 et 3 est contraire à l'intuition (dernière colonne du tableau 3). Cela pourrait s'expliquer par le fait que l'on mesure son effet global et pas seulement sur la période (jours 1 à 3) où ce taux de remplacement est sans doute le plus incitatif. Il est donc nécessaire d'analyser plus en détail, par sous-périodes de l'arrêt, les effets obtenus dans cette première estimation.

**Tableau 3 Résultat des estimations des différents modèles dans l'approche globale**

Variable dépendante	Modèle logit à effets fixes (1)			Modèle binomial négatif à effets fixes (2)			Modèle de durée (3)		
	Avoir au moins un arrêt annuel			Nombre de jours d'arrêts annuel			Durée des arrêts		
Présence de convention collective Réf. : absence	0,077***			0,103***			0,934***		
Délai de carence 0-3 Délai de carence 4-9 Réf. : délai=10	0,108*** 0,043*** -			0,164*** 0,035*** -			0,976*** 0,947*** -		
Taux de remplacement 1-3 Taux de remplacement 4-10 Taux de remplacement 41-70 Taux de remplacement 71-90	ns 0,001** ns ns			0,002*** 0,001*** ns -0,001**			1,001*** 0,999*** ns 0,999***		
Hétérogénéité individuelle inobservée	Effets fixes individuels			Effets fixes individuels			Paramétrique : loi Gamma		
Variables de contrôle	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Nombre d'observations	295 527	295 527	295 527	316 861	316 861	316 861	3 536 597	3 536 597	3 536 597
Nombre d'individus/d'épisodes <sup>a</sup>	85 577	85 577	85 577	93 187	93 187	93 187	223 979	223 979	223 979
Log-Likelihood	-106 665	-106 659	-106 662	-355 747	-355 666	-355 556	-779 859	-779 880	-779 752
chi2/lltest <sup>b</sup>	5 439	5 452	5 447	10 160	10 302	10 523	1 248	1 249	1 263

Note : \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

<sup>a</sup> Individus pour les modèles logit et binomial, épisodes pour le modèle de durée.

<sup>b</sup> chi2 pour les modèles logit et binomial négatif, lltest pour le modèle de durée.

**Lecture :** Chaque colonne correspond à l'estimation d'un modèle. Trois types de modèles (logit à effets fixes sur la probabilité annuelle d'arrêts, binomial négatif à effets fixes sur le nombre annuel de jours d'arrêts et modèle de durée à hasard proportionnel à temps discret) ont été estimés. Pour chacun d'eux, trois jeux de variables d'indemnisation ont été testés : le fait d'être couvert par une convention collective, différentes longueurs du délai de carence. Pour prendre en compte cette variable ont été créées trois indicatrices correspondant aux intervalles de valeur de D0 suivants : 0-3, 4-9 et 10. Cette dernière valeur, *a priori* la moins incitative à l'arrêt, constitue la modalité de référence et les taux moyens de remplacement du salaire par grandes sous-périodes. Pour simplifier la présentation, seuls les coefficients estimés relatifs à ces variables d'indemnisation figurent dans le tableau, à l'exclusion de ceux relatifs aux autres variables de contrôle : âge, sexe, catégorie socioprofessionnelle, condition d'emploi, salaire, taille et secteur de l'établissement, taux de chômage départemental, grande région.

**Source :** Base Hygie 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes).

## 11. Effets du niveau d'indemnisation par intervalle de temps

Dans cette section, nous quittons l'approche globale pour préciser l'effet de l'indemnisation à différents moments de l'arrêt. Nous avons vu que le taux d'indemnisation aux différents jours de l'arrêt n'affecte pas de la même manière les arrêts courts et les arrêts longs. Pour généraliser cette relation, les estimations proposées exploitent la flexibilité du modèle de durée présenté à la section précédente, qui permet de croiser le taux de remplacement à *différents moments de l'arrêt* avec le taux de sortie de l'arrêt *au moment correspondant*.

La modélisation des durées retenue module le hasard de base, donc la probabilité d'interrompre l'arrêt, selon différents intervalles de temps du hasard de base (le hasard de base est constant par morceaux). Cette spécification très souple nous permet de mesurer l'effet des variables d'indemnisation par sous-périodes, en croisant ces variables d'indemnisation avec les différents « morceaux » du hasard de base. Les périodes retenues pour le hasard de base sont des intervalles de 3 jours jusqu'au 15<sup>e</sup> jour, puis des intervalles de 15 jours jusqu'au 90<sup>e</sup> jour. Le tableau 4 (colonnes 1-3) présente les résultats du modèle de hasard proportionnel à temps discret en utilisant différents indicateurs d'indemnisation des arrêts de travail pour maladie. Seuls les coefficients relatifs au hasard de base et aux variables d'indemnisation sont présentés.

Deux jeux de variables d'indemnisation ont été utilisés. D'une part, le taux de remplacement moyen propre à chaque durée d'arrêt et à chaque convention collective ( $t_{moy}$ ). Il est calculé comme la moyenne des  $d$  premiers taux de remplacement journaliers pour un arrêt de longueur  $d$ . D'autre part, la moyenne des taux d'indemnisation sur les différentes périodes correspondant aux « morceaux » du hasard de base :  $t_{[1,3]}$ ,  $t_{[4,6]}$ , etc.

### 11.1. Variation dans la durée du hasard de base

Le hasard de base ne varie pas de manière monotone avec le rang du jour d'arrêt, ce qui justifie l'adoption d'un modèle à hasard flexible. Le terme de hasard ne semble pas varier de manière monotone avec la durée d'arrêt de travail pour maladie. Faibles entre 1 et trois jours, les sorties d'arrêt s'intensifient entre le jour 4 et le jour 9, avant de décroître régulièrement jusqu'au 30<sup>e</sup>, voire jusqu'au 45<sup>e</sup> jour selon les estimations. Au-delà du 45<sup>e</sup> jour, le taux de sortie a de nouveau tendance à augmenter.

### 11.2. Croisement du hasard de base avec le taux de remplacement moyen de chaque arrêt ( $t_{moy}$ )

La colonne 1 du tableau 4 montre que le taux de remplacement moyen propre à chaque arrêt exerce un effet significatif et négatif sur le taux de sortie, et donc a pour effet d'allonger la durée d'arrêt de travail pour maladie. Ainsi, une augmentation de 1 point du taux de remplacement réduit la probabilité de sortie de l'arrêt maladie de 2,8 %. Un calcul approximatif appliquant cette estimation à la distribution par durée des arrêts maladie montre que cet effet sur le taux de sortie conduit à une augmentation de 0,4 jour de la durée moyenne des arrêts. Ce résultat semble confirmer les conclusions obtenues par Frick et Malo (2008), selon lesquelles une augmentation du taux de couverture du système d'indemnisation des arrêts maladie tend à augmenter le nombre de jours d'absence.

**Tableau 4 Résultats d'estimation du modèle de durée à hasard proportionnel à temps discret – hasard de base et indemnisation**

	(1)	(2)	(3)
Terme de risque de base			
Intervalle 1 [1; 3]	0,032***	0,036***	0,008***
Intervalle 2 [4; 6]	0,338***	0,281***	0,062***
Intervalle 3 [7; 9]	0,362***	0,742***	0,070***
Intervalle 4 [10; 12]	0,316***	1,295***	0,065***
Intervalle 5 [13; 15]	0,319***	2,177***	0,093***
Intervalle 6 [16; 30]	0,248***	1,068	0,079***
Intervalle 7 [31; 45]	0,233***	0,054***	0,079***
Intervalle 8 [46; 60]	0,227***	0,021***	0,061***
Intervalle 9 [61; 75]	0,291***	0,024***	0,087***
Intervalle 10 [76; 90]	0,591***	0,165***	0,222***
Intervalle 1 [1; 3] * $t_{[1,3]}$			0,999**
Intervalle 2 [4; 6] * $t_{[4,6]}$			1,001***
Intervalle 3 [7; 9] * $t_{[7,9]}$			0,998***
Intervalle 4 [10; 12] * $t_{[10,12]}$			0,997***
Intervalle 5 [13; 15] * $t_{[13,15]}$			0,993***
Intervalle 6 [16; 30] * $t_{[16,30]}$			0,993***
Intervalle 7 [31; 45] * $t_{[31,45]}$			0,993***
Intervalle 8 [46; 60] * $t_{[46,60]}$			0,998
Intervalle 9 [61; 75] * $t_{[61,75]}$			0,999
Intervalle 10 [76; 90] * $t_{[76,90]}$			0,999
Intervalle 1 [1; 3] * $t_{moy}$		0,950***	
Intervalle 2 [4; 6] * $t_{moy}$		0,957***	
Intervalle 3 [7; 9] * $t_{moy}$		0,943***	
Intervalle 4 [10; 12] * $t_{moy}$		0,935***	
Intervalle 5 [13; 15] * $t_{moy}$		0,930***	
Intervalle 6 [16; 30] * $t_{moy}$		0,937***	
Intervalle 7 [31; 45] * $t_{moy}$		0,971***	
Intervalle 8 [46; 60] * $t_{moy}$		0,982***	
Intervalle 9 [61; 75] * $t_{moy}$		0,986***	
Intervalle 10 [76; 90] * $t_{moy}$		0,973***	
Taux moyen de prestations complémentaires $t_{moy}$	0,972***	0,979***	
Gamma variance heterogeneity	0,025***	0,109***	0,289***
Nombre d'observations	3 536 597	3 536 597	3 536 597
Nombre d'épisodes	223 979	223 979	223 979
Log-Vraisemblance	-744 848,23	-738 677,88	-779794,80

\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Champ : Échantillon E2 (salariés dont le texte de la convention collective a été analysé)

Sources : Base administrative Hygiène 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes).

Note : Les coefficients exponentiels sont présentés dans les tableaux d'estimation. Toutes les variables explicatives ont été incluses dans les estimations.

Les coefficients relatifs aux croisements du taux d'indemnisation propre à chaque arrêt ( $t_{\text{moy}}$ ) avec les différents intervalles de hasard de base (tableau 4, colonne 2) exercent un effet positif sur la durée d'arrêt maladie. Une augmentation du taux de remplacement de 1 % pendant le délai de carence (trois premiers jours) réduit le taux de sortie de l'arrêt de maladie de 5 %. Cette tendance se confirme pour des durées d'arrêt de travail plus longues, dont les termes de hasard de base respectifs ont un effet négatif et significatif. Nous concluons qu'un taux de remplacement moyen élevé par intervalle de durée encourage les individus à rallonger la durée d'arrêt de travail et par conséquent réduit les chances du retour au travail.

La corrélation positive entre le niveau d'indemnisation et la durée d'arrêt maladie est détectée pour les cadres et les non-cadres (tableau 5, colonnes 2 et 5).

### **11.3. Croisement du hasard de base avec les taux de remplacement moyens par intervalle de durée**

L'examen des résultats du croisement du hasard de base avec le taux de remplacement moyen par intervalle de durée à chaque convention collective calculé pour des intervalles de trois jours du 1<sup>er</sup> au 15<sup>e</sup> jour et ensuite pour des intervalles de 15 jours du 15<sup>e</sup> au 90<sup>e</sup> jour (tableau 4, colonne 3) montre qu'un taux de remplacement élevé pendant les trois premiers jours a un effet positif et significatif sur la durée de l'arrêt maladie. En revanche, cette tendance s'inverse pour des durées d'arrêts de travail plus longues, comprises entre 4 et 6 jours, dont les termes de hasard de base respectifs ont un effet positif et significatif. Un taux de remplacement élevé juste après le délai de carence légal (3 premiers jours) ne tend pas à rallonger la durée de l'arrêt, bien qu'il ait un effet positif et significatif sur la fréquence des arrêts (tableau 3, colonne 1).

Pour des durées plus longues, du 7<sup>e</sup> au 45<sup>e</sup> jour, un taux de remplacement élevé de la convention collective a un effet négatif sur le taux de sortie et augmente ainsi significativement la durée d'arrêt de travail pendant ces périodes.

### **11.4. Un effet différencié selon la catégorie socioprofessionnelle**

Dans cette analyse de la durée des arrêts de travail, les cadres constituent une sous-population avec des comportements très spécifiques. Les premières estimations du tableau 5 indiquent que le niveau d'indemnisation global prévu par la convention collective a peu d'influence sur le comportement des cadres (tableau 5, colonnes 1-3). Pour ces derniers, le risque de base est moins variable par sous-période, ce qui indique que leurs périodes d'arrêts de travail sont mieux réparties et donc moins soumises aux variations du niveau d'indemnisation. Ce résultat est confirmé par la troisième estimation (tableau 5, colonne 3). En effet, pour les cadres, le taux de remplacement moyen par intervalle de durée a un effet en général moins significatif sur la durée d'arrêt maladie, sauf pour la période située entre le 7<sup>e</sup> et 9<sup>e</sup> jour (1 point supplémentaire sur le taux de remplacement diminue la probabilité le taux de sortie de 0,4 %).

Pour les non-cadres (tableau 5, colonnes 1-3), le taux de remplacement a un effet beaucoup plus souvent significatif pour l'ensemble des indicateurs d'indemnisation retenus. En particulier, le taux de remplacement moyen par intervalle de durée est corrélé positivement avec la durée d'arrêt maladie du 7<sup>e</sup> au 45<sup>e</sup> jour.

**Tableau 5 Résultats d'estimation du modèle de durée à hasard proportionnel à temps discret – hasard de base et indemnisation – cadres/non-cadres**

	Cadres			Non-cadres		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Terme de risque de base						
Intervalle 1 [1; 3]	0,022***	0,022***	0,006***	0,036***	0,045***	0,008***
Intervalle 2 [4; 6]	0,245***	0,223***	0,060***	0,385***	0,314***	0,063***
Intervalle 3 [7; 9]	0,214***	0,524***	0,075***	0,439***	0,788***	0,069***
Intervalle 4 [10; 12]	0,179***	0,649***	0,050***	0,394***	1,414***	0,066***
Intervalle 5 [13; 15]	0,183***	0,881	0,047***	0,402***	2,496***	0,097***
Intervalle 6 [16; 30]	0,152***	0,850	0,075***	0,315***	0,910**	0,078***
Intervalle 7 [31; 45]	0,171***	0,362***	0,090***	0,291***	0,026***	0,078***
Intervalle 8 [46; 60]	0,192***	0,256***	0,079***	0,277***	0,009***	0,058***
Intervalle 9 [61; 75]	0,324***	0,319**	0,127***	0,34***	0,011***	0,082***
Intervalle 10 [76; 90]	0,817	1,249	0,331***	0,665***	0,092***	0,208***
Intervalle 1 [1; 3] * $t_{[1,3]}$			0,999			0,999
Intervalle 2 [4; 6] * $t_{[4,6]}$			1,001*			1,002***
Intervalle 3 [7; 9] * $t_{[7,9]}$			0,996***			0,999**
Intervalle 4 [10; 12] * $t_{[10,12]}$			0,999			0,997***
Intervalle 5 [13; 15] * $t_{[13,15]}$			1,000			0,993***
Intervalle 6 [16; 30] * $t_{[16,30]}$			0,994			0,993***
Intervalle 7 [31; 45] * $t_{[31,45]}$			0,994*			0,994***
Intervalle 8 [46; 60] * $t_{[48,60]}$			0,999			0,999
Intervalle 9 [61; 75] * $t_{[61,75]}$			0,997			0,999
Intervalle 10 [76; 90] * $t_{[76,90]}$			0,999			0,999
Intervalle 1 [1; 3] * $t_{moy}$		0,938***			0,966***	
Intervalle 2 [4; 6] * $t_{moy}$		0,939***			0,975***	
Intervalle 3 [7; 9] * $t_{moy}$		0,929***			0,962***	
Intervalle 4 [10; 12] * $t_{moy}$		0,926***			0,953***	
Intervalle 5 [13; 15] * $t_{moy}$		0,923***			0,947***	
Intervalle 6 [16; 30] * $t_{moy}$		0,923***			0,958***	
Intervalle 7 [31; 45] * $t_{moy}$		0,934***			0,999	
Intervalle 8 [46; 60] * $t_{moy}$		0,940***			1,011***	
Intervalle 9 [61; 75] * $t_{moy}$		0,945***			1,013***	
Intervalle 10 [76; 90] * $t_{moy}$		0,942***			0,996***	
Taux moyen de prestations complémentaires $t_{moy}$	0,984***	0,938***		0,969***	0,954***	
Gamma variance heterogeneity	0,016***	0,048***	0,024***	0,037***	0,054***	0,042***
Nombre d'observations	447 051	447 051	447 051	3 089 546	3 089 546	3 089 546
Nombre d'épisodes	28 976	28 976	28 976	195 003	195 003	195 003
Log-Vraisemblance	-99 149,12	-98 807,59	-100 223,09	-643 008,60	-636 866,76	-679 226,70

\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Champ** : Échantillon E2 (salariés dont le texte de la convention collective a été analysé).

**Sources** : Base administrative Hygie 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes).

**Note** : Les coefficients exponentiels sont présentés dans les tableaux d'estimation. Toutes les variables explicatives ont été incluses dans les estimations.

## 12. Discussion et conclusion

Le système d'indemnisation des arrêts maladie a une influence significative sur leur durée. Cet effet a été détecté par plusieurs études récentes qui s'intéressent au premier étage de la prise en charge minimale universelle par l'Assurance maladie. Cet effet est ici confirmé pour ce qui concerne l'assurance complémentaire prévue dans le cadre des conventions collectives, dont les dispositions, très diverses, résultent d'accords au niveau des branches. Les textes d'une quarantaine de conventions collectives ont pour cela été analysés et formalisés à travers un certain nombre de paramètres propres à chaque convention, ce qui n'avait pas été fait jusqu'ici.

L'étage conventionnel est d'autant plus intéressant que, contrairement au premier étage, il génère des disparités importantes de prise en charge des indemnités journalières entre les salariés, disparités qui se répercutent en retour sur le comportement des salariés. Le niveau d'indemnisation de la convention collective varie ainsi globalement de manière importante d'une convention à l'autre. En outre, il se décline par sous-périodes spécifiques à chaque convention, le niveau d'indemnisation de chaque convention variant avec la longueur de l'arrêt selon un profil qui lui est propre : certaines d'entre elles sont par exemple généreuses longtemps après un certain délai de carence alors que d'autres n'ont pas de délai de carence mais sont moins longtemps généreuses.

Cependant, les estimations faites ici ne tiennent pas compte de la possible endogénéité du niveau d'indemnisation. Or, différents facteurs peuvent conduire à une certaine endogénéité. On peut d'abord penser que les salariés présentant un risque particulier tendent à choisir un emploi, donc à s'auto-sélectionner, dans une entreprise couverte par une convention collective offrant un bon niveau d'indemnisation. Il est également possible que les entreprises présentant des risques particuliers en matière de santé se dotent de conventions collectives généreuses. Nous n'avons pas les moyens de vérifier ni d'infirmier empiriquement cette possibilité. De même, l'employeur peut tenir compte du risque santé lié à son activité ou à ses salariés pour moduler sa participation au financement des arrêts, par exemple pour optimiser le volume global d'arrêts maladie (Lanfranchi et Treble, 2010). Certaines des variables de contrôle que nous utilisons captent une partie de cet état de santé des salariés, comme les consommations de soins retardées (nombre de consultations de médecins généralistes, de médecins spécialistes et nombre de jours d'hospitalisation). Nous ne sommes malheureusement pas parvenus à traiter globalement ce problème d'endogénéité potentielle, faute de variables instrumentales adéquates. Seule une variation exogène de la générosité, suite à une réforme changeant les conditions d'indemnisation, comme ont pu l'utiliser Henrekson et Persson (2004) ou Ziebarth (2014), ou encore des données supplémentaires sur le risque de maladie (conditions de travail, pénibilité, sinistralité des établissements) pourrait permettre de répondre à cette question. Nous ne disposons malheureusement pas de telles variables d'identification mais nous explorons dans une étude en cours la possibilité d'exploiter une réforme de l'indemnisation ayant eu lieu en 2008 pour mieux identifier l'effet des paramètres d'indemnisation. Dans le cadre de la présente étude, et vu la difficulté d'obtenir des instruments valides, nous faisons donc l'hypothèse que le niveau d'indemnisation complémentaire obtenu par le salarié est complètement exogène.

La question de l'influence sur l'offre de travail de la prise en charge des arrêts de travail pour maladie doit être étudiée du point de vue de la performance économique et de l'organisation productive. Il existe en effet un arbitrage entre deux objectifs de performance économique. Le premier consiste en une incitation à l'effort dans le cadre du contrôle exercé par l'entreprise sur le salarié qui tendrait à diminuer la générosité de la prise en charge. Le second, qui est à l'origine de la mise en place du système

d'indemnisation des accidents du travail<sup>11</sup>, vise la préservation de la santé des salariés, et donc de leur productivité. Alors que les prestations des conventions collectives résultent en grande partie du poids de l'histoire, cet arbitrage pose la question économique du niveau optimal de générosité et de l'écart de celui-ci avec les pratiques réelles.

Les résultats qui ressortent de cette étude suggèrent que l'optimalité de la prise en charge ne doit pas être examinée seulement globalement, mais également en rapport avec la durée de l'arrêt. Le système d'indemnisation ne joue pas uniquement sur le volume global de jours d'arrêts mais également sur la répartition entre arrêts courts et arrêts longs. Les salariés bien couverts semblent moins hésiter que les autres à prendre des arrêts courts. Au contraire, le possible renoncement aux arrêts courts des salariés mal couverts est susceptible de générer un coût retardé plus important, selon une problématique analogue à celle du renoncement aux soins. Il serait alors efficace, dans une optique de prévention, de favoriser les arrêts courts. Cette question de l'efficacité (sanitaire et productive) des arrêts courts reste donc posée ainsi que celle du coût social du renoncement aux arrêts maladie.

---

<sup>11</sup> Le système de protection des travailleurs contre les risques de maladie et d'accidents du travail a été mis en place sous une forme organisée au plan national pour la première fois en Allemagne à l'initiative du chancelier Bismarck. Il avait autant un but social (protection des travailleurs) que politique (contre la montée du socialisme) et économique (augmenter la productivité de la main-d'œuvre, notamment dans l'industrie).

### 13. Bibliographie

- Allen S.G. (1981). "An Empirical Model of Work Attendance", *Review of Economics and Statistics*, 63, pp. 77-87.
- Arai M., Skogman Thoursie P. (2004). "Incentive or Selection in Cyclical Absenteeism", *Labour Economics*, forthcoming.
- Askenazy P., Caroli E. (2010). "Innovative Work Practices, Information Technologies and Working Conditions: Evidence for France". *Industrial Relations*, 49(4):544-565, 2010.
- Barmby T., Orme C. et Treble J. (1995). "Worker Absence Histories: A Panel Data Study", *Labour Economics*, 2, pp. 53-65.
- Ben Halima M.A., Regaert C. (2013). "Duration of Sick Leave, Income and Health Insurance: Evidence from French Linked Employer-Employee", *Economics Bulletin*, 33 (1), pp. 46-55.
- Ben Halima M.A., Debrand T. et Regaert C. (2012). « Comprendre les disparités des arrêts maladie selon les départements », *Revue française d'économie*, 26 (4), pp. 121-159.
- Bonato L., Lusinyan L. (2004). "Work Absence in Europe", *IMF Working Paper*, N° 04/193, International Monetary Fund.
- Bridges S. et Mumford K. (2001). "Absenteeism in the UK: A Comparison across Genders", *Manchester School*, 69(3), pp. 276-284.
- Broström G., Johansson P. and Palme M. (2004). "Economic Incentives and Gender Differences in Work Absence Behavior", *Swedish Economic Policy Review*, 11, pp.33-63
- Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2009). « Les absences au travail en Europe : quel impact du régime d'indemnisation maladie et de la législation de protection de l'emploi sur les comportements des salariés ? », *Travail et Emploi*, 120, pp.17-31.
- Cour des comptes (2012). « Les arrêts de travail et les indemnités journalières versées au titre de la maladie », Communication à la Commission des affaires sociales et à la Mission de contrôle des lois de financement de l'Assemblée nationale, Cour des comptes, juillet 2012.
- DARES (2013). « Les absences au travail des salariés pour raison de santé : le rôle des conditions de travail », *Dares Analyses* n° 9.
- Drago R., Wooden, M. (1992). "The Determinants of Labor Absence: Economic Factors and Workgroup Norms across Countries", *Industrial and Labor Relations Review*, 45, pp. 764-778.
- Dunn L.F., Youngblood S.A. (1986). "Absenteeism as a Mechanism for Approaching an Optimal Labour Market Equilibrium: An Empirical Study", *Review of Economics and Statistics*, 68, pp. 668-674.
- Frick B., Malo M.A. (2008). "Labour Market Institutions and Individual Absenteeism in the European Union : The Relative Importance of Sickness Benefit Systems and Employment Protection Legislation", *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 47 (4), pp. 505-529.

- Galizzi M., Boden, L.I., (2003). "The Return to Work of Injured Workers: Evidence from Matched Unemployment Insurance and Workers' Compensation Data", *Labour Economics*, 10, pp.311-337.
- Jenkins S., (1995). "Easy Estimation Methods for Discrete Time Duration Models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57 (1), pp. 129-137.
- Johansson P., Palme, M. (1996). "Do Economic Incentives Affect Worker Absence? Empirical Evidence Using Swedish Data", *Journal of Public Economics*, 59, pp. 195-218.
- Johansson, P., Palme, M. (2002). "Assessing the Effect of Public Policy on Worker Absenteeism", *Journal of Human Resources*, 37, pp. 381-409.
- Lancaster, T. (1979). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, 47, pp. 939-956.
- Lanfranchi J., Treble J. (2010). "Just-in-time Production, Work Organisation and Absence Control", *The Manchester School*, 5, pp. 4 .
- Magnus H., Persson. M. (2004). "The Effects on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System", *Journal of Labor Economics*, 22(1), pp.87-113.
- Ménard C., Demortière G., Durand E, Verger P, Beck F. (2009). *Médecins du travail / médecins généralistes : regards croisés*, Ineps <http://www.inpes.sante.fr/CFESBases/catalogue/pdf/1384.pdf>
- Meyer B.D., Viscusi K.W., Durbin D.L. (1995). "Workers' Compensation and Injury Duration: Evidence form a Natural Experiment", *American Economic Review*, 85, pp. 322-340.
- Ose S. (2005). "Working Conditions, Compensation and Absenteeism", *Journal of Health Economics*, 24, pp. 161-188.
- Osterkamp R., Röhn O. (2007). "Being on Sick Leave: Possible Explanations for Differences of Sick-leave Days Across Countries", *CE/Sifo Economic Studies*, 53 (1), pp. 97-114.
- Per J., Mårten P. (1996). "Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data", *Journal of Public Economics*, 59, pp.195-218.

## **Annexe 1 : Réglementation des indemnités journalières au titre de la maladie du régime général<sup>1</sup>**

En France, le système d'indemnisation des arrêts maladie comprend plusieurs étapes. Le premier étage, universel, comprend les indemnités journalières versées par l'Assurance maladie et l'indemnité complémentaire minimale versée par l'employeur.

Le régime général d'assurance maladie prévoit le versement d'une indemnité journalière maladie à partir du 4<sup>e</sup> jour suivant l'acte médical prescrivant l'arrêt de travail. Cette indemnité correspond à 50 % du salaire brut journalier pour une durée maximale de trois ans (dans la limite de 360 jours). L'assiette prise en compte pour le calcul des indemnités journalières (IJ) maladie est plafonnée à 1/720<sup>e</sup> du plafond annuel de la Sécurité sociale pour la période qui nous concerne. Ce plafond est passé pour information à 1/730<sup>e</sup> du plafond annuel de la Sécurité sociale (revalorisé le 1<sup>er</sup> janvier de chaque année) à compter du 1<sup>er</sup> décembre 2010 (Circulaire du 25 novembre 2010 relative à certaines modalités de calcul des indemnités journalières), puis à 1,8 fois le Smic le 1<sup>er</sup> janvier 2012 (Décret n° 2011-1957 du 26 décembre 2011 relatif aux modalités d'attribution des indemnités journalières dues au titre de l'Assurance maladie) limitant le montant de l'indemnité journalière à 41,38 € au 1<sup>er</sup> janvier 2012.

Le bénéfice des indemnités journalières maladie est soumis à une condition d'affiliation à l'Assurance maladie mais aussi à une durée minimale de cotisation, correspondant à un équivalent de 200 heures travaillées sur les trois derniers mois ou de 800 heures sur une année.

Les conditions d'attribution des IJ sont exprimées en heures travaillées mais également en équivalent de salaire assujetti à cotisations sociales, soit 1 015 fois le Smic horaire sur les six derniers mois pour les 200 heures et 2 030 fois le Smic horaire sur les douze derniers mois pour les 800 heures.

Le calcul des IJ versées au titre de la maladie repose sur le salaire des trois derniers mois précédant l'arrêt, que ce dernier soit inférieur ou supérieur à six mois, mais pour certains cas sur les douze derniers mois.

Une partie de la population salariée ne bénéficie pas en tout état de cause de couverture contre ce risque. Il s'agit des salariés n'ayant pas travaillé 200 heures au cours des trois derniers mois (ou acquitté l'équivalent de 1 015 fois le Smic horaire au cours des six derniers mois) et qui ne remplissent pas les conditions d'ouverture de droit aux IJ. L'employeur est tenu de compléter, sous certaines conditions et avec un délai de carence, les indemnités versées par l'Assurance maladie par une indemnité complémentaire. Ces conditions d'éligibilité et le délai de carence ont par ailleurs été modifiées par la loi n° 2008-596 du 25 juin 2008 « portant modernisation du marché du travail ». Le salarié doit justifier d'une ancienneté minimale dans l'entreprise ou l'établissement (trois ans jusqu'au 26 juin 2008, réduit à un an par la loi n° 2008-596 du 25 juin 2008 « portant modernisation du marché du travail »). De plus, l'indemnisation complémentaire ne concerne pas les salariés travaillant à domicile, les saisonniers, les intermittents et les salariés temporaires. L'indemnité est versée à partir du 11<sup>e</sup> jour avant la loi de 2008 et à partir du 8<sup>e</sup> jour après cette loi. Elle vise à atteindre un taux global de remplacement de

---

<sup>1</sup> Source : <http://vosdroits.service-public.fr/F3053.xhtml>

90 % pendant 30 jours, puis de 66,6 % pendant 30 autres jours. En cas d'arrêts de travail successifs sur une période de douze mois, la durée totale d'indemnisation ne peut pas dépasser ces durées maximales. Ces durées sont majorées en fonction de l'ancienneté.

## Annexe 2 : Informations collectées et indicateurs calculés sur les conventions collectives

### Le nécessaire passage par une analyse des textes des conventions collectives

Comme le soulignent plusieurs rapports récents, il n'existe pas actuellement de statistiques sur l'indemnisation complémentaire des arrêts maladie, et en particulier la partie

#### Liste des conventions collectives dont les textes ont été analysés

IDCC	Intitulé	Nombre de dispositions différentes
00016	Transports routiers	3
00018	Industries textiles	3
00029	Hospitalisation privée : étab. privés d'hospitalisation, de soins, de cure et de garde à but non lucratif (Fehap)	3
00044	Industries chimiques	4
00045	Caoutchouc	3
00054	Métallurgie Région Parisienne	1
00086	Publicité	1
00176	Industrie pharmaceutique	1
00184	Imprimerie de labeur et des industries graphiques	2
00218	Organismes de sécurité sociale	1
00292	Plasturgie	2
00413	Handicapés : établissements et services pour les personnes inadaptées et handicapées	1
00573	Commerces de gros	3
00650	Métallurgie cadres	1
00675	Succursales de vente au détail d'habillement	3
00787	Cabinets d'experts comptables	1
00843	Boulangeries pâtisseries artisanales	1
01043	Gardiens concierges employés d'immeubles	1
01090	Services de l'automobile	2
01147	Cabinets médicaux	1
01258	Organismes d'aide ou de maintien à domicile	1
01266	Restauration de collectivités	1
01351	Prévention et sécurité	3
01413	Travail temporaire - Salariés permanents	1
01486	Bureaux d'études techniques SYNTEC	3
01501	Restauration rapide	1
01516	Organismes de formation	1
01517	Commerces de détail non alimentaire	1
01518	Animation	2
01527	Immobilier	1
01596	Bâtiment ouvriers jusqu'à 10 salariés	1
01597	Bâtiment ouvriers plus de 10 salariés	1
01672	Sociétés d'assurances	1
01702	Travaux publics ouvriers	1
01810	Entreprises de propreté	3
01979	Hôtels Cafés Restaurants	1
01996	Pharmacie d'officine	3
02098	Prestataires de services secteur tertiaire	2
02120	Banques	1
02216	Commerce de détail et gros à prédominance alimentaire	3
02264	Hospitalisation privée à but lucratif	4
02378	Travail temporaire - Intérimaires	1
02408	Personnels administratifs et économiques, personnels d'éducation, et documentalistes des étab. d'enseignement privés	1
05003	Fonction publique d'Etat (non titulaires)	1
05021	Fonction publique territoriale (non titulaires)	1
05516	La Poste-Télécom	1
Total		79

Sources : Base Hygie 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes).

conventionnelle (relevant des conventions collectives). En effet, les textes des conventions collectives, ainsi que leur évolution dans le temps, sont disponibles sur le site LégiFrance, mais cette information n'est pas mise en forme. Les différentes conventions ne comportent pas le même niveau de détail, elles ne sont pas présentées de façon homogène et les textes de base sont souvent modifiés par des accords ultérieurs.

C'est pourquoi il a été nécessaire d'effectuer un travail important de recherche et d'analyse de ces textes juridiques. Les textes des 46 conventions les plus représentées dans la base Hygie ont été analysés. En tenant compte de dispositions différentes selon la catégorie de salariés et des changements intervenus au cours de la période d'étude, cela représente 79 dispositifs d'indemnisation différents.

### **L'élaboration d'une base de données statistique décrivant le régime d'indemnisation de chaque convention**

Pour chacune de ces conventions collectives, les parties du texte concernant le régime d'indemnisation des arrêts maladie ont été analysées. Les informations concernant l'indemnisation des indemnités journalières (IJ) maladies ont été collectées sous la forme de fiches.

Ces fiches ont ensuite été utilisées pour construire une base de données sur les conventions collectives comportant un certain nombre de paramètres d'indemnisation en vigueur sur la période 2005-2008 pour chaque catégorie socio-professionnelle :

- ancienneté requise
- durée du délai de carence ( $D_0$ )
- taux maximal d'indemnisation et durée d'indemnisation au taux maximum ( $T_{\max}$  et  $D_{\max}$ )
- taux minimal d'indemnisation et durée au taux minimum ( $T_{\min}$  et  $D_{\min}$ )
- liens pour les articles de référence

Une première analyse de ces données juridiques fait apparaître un certain nombre de taux et de durées types, correspondant à des changements de régimes d'indemnisation au sein des conventions collectives. On note ainsi l'importance particulière de certaines sous-périodes au seuil desquelles le régime d'indemnisation se modifie pour certaines conventions. Cela conduit au découpage assez fin suivant pour les trois premiers mois d'indemnisation (qui sera légèrement amendé pour l'utilisation dans le modèle au vu des résultats statistiques) :

- Sous-période 1 : 1 à 3 jours,
- Sous-période 2 : 4 à 6 jours,
- Sous-période 3 : 7 à 9 jours,
- Sous-période 4 : 10 à 12 jours,
- Sous-période 5 : 13 à 15 jours,
- Sous-période 6 : 16 à 30 jours,
- Sous-période 7 : 31 à 45 jours,
- Sous-période 8 : 46 à 60 jours,
- Sous-période 9 : 61 à 75 jours,
- Sous-période 10 : 76 à 90 jours,

### Un identifiant de convention collective à partir des DADS

Un appariement avec les données des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) a été réalisé pour enrichir la base Hygie avec des données d'établissement. Nous disposons ainsi d'une base de données comportant des informations sur les bénéficiaires, leurs carrières professionnelles, leurs consommations médicales, leurs arrêts de travail, les remboursements effectués par les régimes de l'Assurance maladie, le contexte professionnel du salarié ainsi que quelques caractéristiques des établissements qui les emploient. Grâce à cette base, nous pouvons étudier les relations entre la santé, le travail, la carrière professionnelle et les caractéristiques de l'entreprise.

De plus, pour cette étude, la base Hygie a été enrichie à l'aide d'informations micro-économiques sur l'indemnisation relevant de la convention collective. Dans un premier temps, en utilisant les DADS et le numéro Siret de la base Hygie, et, en tenant compte de la catégorie socioprofessionnelle de chaque salarié, il a été possible d'imputer un code de convention collective pour plus de 90 % des observations (figure et tableau).

**Figure : Schéma d'appariement des bases Hygie, DADS et conventions collectives**



**Tableau : Taux d'imputation de l'Identifiant de la convention collective (IDCC)**

	2005	2006	2007	2008
Salariés avec au moins un arrêt maladie	89 %	93 %	93 %	94 %
Ensemble des salariés de la base Hygie	84 %	86 %	88 %	89 %

### L'ajout des paramètres d'indemnisation dans la base Hygie

Dans cette base de données sur les conventions collectives ont été réunies les informations législatives permettant de recalculer, pour chaque arrêt de travail couvert par la liste des principales conventions collectives, l'ensemble du profil d'indemnisation jour après jour prévu par la convention collective. Pour cela, un certain nombre d'indicateurs ont été collectés pour chaque dispositif législatif : durées ( $D_0, D_1, D_2$ ), taux de remplacement ( $Taux_{max}, Taux_{min}$ ).

A partir de ces informations, les taux de remplacement du salaire pour chaque jour d'arrêt ont été calculés :  $TAUX_1, TAUX_2, \dots, TAUX_{90}$ <sup>2</sup>. Pour réduire le nombre de variables descriptives de la prise en charge, ces taux ont été regroupés par sous-périodes et moyennés sur chaque sous-période. Ces sous-périodes ont été choisies de manière à respecter les dates de changement de régime d'indemnisation les plus fréquents dans la législation.

<sup>2</sup> Dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons uniquement aux arrêts de travail pour maladie (non professionnelle) d'une durée inférieure à 90 jours.

### Annexe 3 : Un exemple de texte analysé (extraits)

Exemple concret d'un article portant sur les indemnités journalières dans la convention collective nationale des cabinets d'experts-comptables et de commissaires aux comptes du 9 décembre 1974, dont l'Identifiant de la convention collective (IDCC) est 787.

Voici un article : « 7.3. Garantie de ressources en cas de maladie ou d'accident de travail [...]

Après un an d'ancienneté dans le cabinet, les salaires sont maintenus aux employés et cadres absents pour maladie, accident du travail ou accident non professionnel dans les conditions ci-après :

« Le droit à indemnisation est subordonné au bénéfice des indemnités journalières du régime général de la Sécurité sociale. La durée totale des arrêts de travail, y compris les délais de carence définis à l'alinéa suivant donnant droit aux indemnités, ne pourra excéder trente jours calendaires par maladie ou accident du travail. Si plusieurs congés de maladie ou d'accident du travail donnant lieu à indemnisation au titre du présent article interviennent au cours d'une même année civile, la durée totale d'indemnisation ne pourra excéder trente jours calendaires.

L'indemnité nette sera calculée pour compléter, à compter du quatrième jour calendaire d'absence, les indemnités journalières de la Sécurité sociale jusqu'à concurrence du salaire net qu'aurait perçu l'intéressé s'il avait travaillé pendant la même période.

Pour le personnel rémunéré proportionnellement, l'indemnité définie à l'alinéa précédent sera calculée sur la base d'un salaire net correspondant à la rémunération nette moyenne des douze derniers mois de travail précédant le mois de l'arrêt de travail. »

Les éléments ainsi extraits de la convention collective nous permettent de dégager l'essentiel pour notre fiche :

- La façon dont on indemnise les maladies et accidents qu'ils soient professionnels ou non, ici les accidents professionnels ou non, sont soumis au même régime, la maladie n'a pas cette distinction explicite (ambiguïté), la maladie professionnelle semble être (implicitement) classée avec les accidents professionnels ou avec la maladie « tout court »
- L'ancienneté requise : un an
- Les catégories socio-professionnelles, ici regroupées : employés et cadres
- Le délai de carence ici : « à compter du quatrième jour calendaire d'absence » donc 3 jours
- On peut aussi en déduire le financeur (l'entreprise) et le taux d'indemnisation 100 % (50 % entreprise et 50 % de la Sécurité sociale) « les salaires sont maintenus » mais pour le financeur, c'est l'article sur le régime de prévoyance qui nous confirme cela en ayant un fonctionnement d'indemnisation différent de celui de l'entreprise
- La durée maximale d'indemnisation : « 30 jours calendaires » donc 1 mois

La prévoyance a donc un fonctionnement qui lui est propre, défini dans un article de la convention. Les extraits suivants de cet article nous permettent d'élaborer la partie prévoyance de la fiche :

« Les cabinets doivent souscrire, auprès d'un organisme habilité, un contrat assurant, pour l'ensemble des salariés comptant une ancienneté minimale d'un an dans le cabinet, des garanties décès, incapacité de travail et invalidité (...). »

Cet extrait nous indique que, pour être bénéficiaires du régime de prévoyance, les salariés doivent avoir au moins un an d'ancienneté.

« En cas d'absence entraînant une incapacité de travail d'une durée supérieure à un mois, il sera versé par le régime une indemnité journalière brute dont le montant sera égal à 80 % du salaire brut sous déduction des indemnités journalières versées par le régime général de la Sécurité sociale. »

Cet extrait nous indique que le régime de prévoyance financera le complément d'indemnisation (50 % du salaire plafonné – plafond annuel de la Sécurité sociale – pour la Sécurité sociale, la partie restante est prise en charge par le régime de prévoyance).

« Cette indemnité sera versée à compter du trente et unième jour d'arrêt de travail et pendant toute la durée de versement des prestations d'incapacité temporaire du régime général de Sécurité sociale, y compris au-delà de la rupture éventuelle du contrat de travail. »

Ce passage montre de manière très claire que le régime de prévoyance prend le relais de l'entreprise pour l'indemnisation, cf. ci-dessus où l'entreprise finance l'arrêt pendant une durée maximale de 30 jours calendaires (et peut même commencer une procédure de licenciement si l'arrêt exige une suspension de plus de six mois).

De plus, le régime finance tant que la Sécurité sociale le fait aussi.

### Conventions collectives les plus représentées dans la base Hygie

idcc	Libellé
9999	___ Sans convention collective ___
1413	Accord national professionnel relatif aux salariés permanents des entreprises de travail temporaire
2216	Convention collective nationale du commerce de détail et de gros à prédominance alimentaire (entrepôts d'alimentation, supérettes, supermarchés, hypermarchés, grande distribution)
16	Convention collective nationale des transports routiers et activités auxiliaires du transport
1486	Convention collective nationale applicable au personnel des bureaux d'études techniques, des cabinets d'ingénieurs-conseils et des sociétés de conseils (BET, SYNTEC)
1979	Convention collective nationale des hôtels, cafés, restaurants (HCR)
650	Convention collective nationale des ingénieurs et cadres de la métallurgie
2378	Accords nationaux professionnels concernant le personnel intérimaire des entreprises de travail temporaire
1090	Convention collective nationale des services de l'automobile (commerce et réparation de l'automobile, du cycle et du motocycle, activités connexes, contrôle technique automobile, formation des conducteurs auto-écoles CNPA)
1810	Convention collective nationale des entreprises de propreté (nettoyage de locaux)
573	Convention collective nationale des commerces de gros
54	Convention collective des ouvriers, employés, techniciens et agents de maîtrise des industries métallurgiques, mécaniques et connexes de la région parisienne
44	Convention collective nationale des industries chimiques et connexes (UIC - CCNIC)
2120	Convention collective de la banque
29	Convention collective nationale des établissements privés d'hospitalisation, de soins, de cure et de garde à but non lucratif (FEHAP, convention de 1951)
413	Convention collective nationale de travail des établissements et services pour personnes inadaptées et handicapées (convention de 1966, SNAPEI)

## Annexe 4 : Caractéristiques moyennes du sous-échantillon utilisé

Dans cette étude ont été calculés les paramètres d'indemnisation d'une cinquantaine de conventions collectives. Les salariés appartenant à ces conventions collectives (échantillon E<sub>2</sub>) représentent un sous-échantillon de l'échantillon initial issu de la base Hygie (échantillon E<sub>1</sub>). Le tableau suivant compare les caractéristiques des individus de l'échantillon E<sub>1</sub> et celles des individus de E<sub>2</sub>.

		Echantillon (E <sub>1</sub> )			Echantillon (E <sub>2</sub> )		
		Femmes	Hommes	Ensemble	Femmes	Hommes	Ensemble
Âge	25-34 ans	16,27	13,21	14,94	16,38	13,42	15,2
	35-44 ans	15,59	14,31	14,97	15,67	14,43	15,13
	45-54 ans	16,78	15,9	16,35	16,73	15,96	16,41
	55-65 ans	18,19	18,25	18,22	17,93	18,25	18,07
Âge d'entrée sur le marché du travail	moins de 18 ans	17,38	16,06	16,65	17,49	16,3	16,91
	19-22 ans	16,17	14,27	15,29	16,22	14,5	15,51
	23-26 ans	16	14,04	15,17	16,14	14	15,29
	plus de 36 ans	16,38	14,96	15,83	16,11	14,43	15,53
Temps complet		15,83	14,47	15,11	15,95	14,62	15,3
Temps partiel		17,52	16,65	17,28	17,26	16,1	17
Régime Alsace Moselle		14,44	13,06	13,76	14,61	13,3	14,06
Bénéficiaire de la CMU complémentaire (CMU-C)		17,18	16,96	17,09	17,24	16,32	16,86
Avoir changé de statut vis-à-vis de la CMU-C		16,94	16,81	16,89	16,95	16,21	16,65
Agriculture, Pêche		16,77	15,38	15,62	17,35	13,54	14,31
Industries extractives		15,42	13,54	14,2	15,6	13,67	14,45
Industrie manufacturière		15,26	13,1	13,46	15,11	13,08	13,19
Prod. et distribution d'électricité, de gaz et d'eau		15,68	15,04	15,17	14,94	12,63	13,22
Construction		16,55	15,03	15,22	16,59	14,31	14,48
Commerce		17,43	15,33	16,57	17,58	15,23	16,61
Hôtels et restaurants		14,69	14,85	14,79	14,99	15,19	15,12
Transports et communications		18,57	17,54	18,22	18,83	17,41	18,34
Activités financières		14,15	13,01	13,63	14,38	12,96	13,66
Immobilier, location et services aux entreprises		14,77	14,04	14,53	14,77	14,29	14,65
Administration publique		15,65	15,73	15,68	15,62	16,24	15,81
Éducation		15,65	14,63	15,29	15,5	14,41	15,12
Santé et action sociale		16,89	15,76	16,35	17,11	15,91	16,53
Services collectifs, sociaux et personnels		14,78	16,43	15,41	14,56	14,82	14,61
Activités extra-territoriales		17	14,39	16,48	16,91	14,21	16,34
Taille d'entreprise	[1-9]	19	17,99	18,47	20,18	18,89	19,7
	[10-49]	18,07	16,92	17,56	18,02	16,82	17,46
	[50-499]	16,52	14,87	15,74	16,63	14,99	15,93
	[500-999]	15,66	13,85	14,82	15,93	14	15,14
	[1 000 et +]	15,22	13,29	14,37	15,64	13,54	14,87
Salaire trimestriel	moins de 3 500€	20,92	20,26	20,72	20,85	19,46	20,44
	entre 3 500 € et 5 000 €	15,68	15,53	15,52	16,29	15,92	16,16
	entre 5 000 € et 6 500 €	13,34	13,16	13,24	13,66	13,38	13,52
	au-dessus de 6 500 €	12,97	12,92	12,94	13,05	12,95	13
Jour du début de l'arrêt	dimanche	22,63	22,87	22,75	22,22	22,54	22,37
	lundi	15,04	13,36	14,21	15,12	13,4	14,36
	mardi	14,98	13,06	14,08	15,04	13,08	14,21
	mercredi	16,62	14,62	15,7	16,71	14,72	15,89
	jeudi	17,13	15,5	16,41	17,13	15,58	16,53
	vendredi	17,71	16,29	17,11	17,63	16,08	17,04
samedi		18,35	17,91	18,15	18,34	18,1	18,24
Année 2005		15,89	14,29	15,14	15,78	14,23	15,14
Année 2006		16,74	15,1	15,97	16,67	15,04	15,98
Année 2007		16,34	14,88	15,66	16,41	14,96	15,8
Année 2008		16,61	14,86	15,8	16,8	15,05	16,07

Source : Base Hygie 2005-2008 (Irdes), base des conventions collectives (Insee, Irdes)

Lecture : L'échantillon E<sub>1</sub> est celui de la base Hygie dans son ensemble. L'échantillon E<sub>2</sub> comprend les salariés dont la convention collective a été analysée et pour lesquels on dispose des paramètres d'indemnisation (60 % de l'échantillon E<sub>1</sub>).



## Documents de travail de l'Irdes

- **Workers Compensation Insurance: Incentive Effects of Experience Rating on Work-related Health and Safety** / Lengagne P. / Irdes, Document de travail n° 64, décembre 2014.
- **Une estimation de la précarité des patients recourant à la médecine générale en centres de santé. Le cas des centres de santé du projet Epidaure-CDS** / Afrite A., Mousquès J., Bourgueil Y. / Irdes, Document de travail n° 63, décembre 2014.
- **Formes du regroupement pluriprofessionnel en soins de premiers recours. Une typologie des maisons, pôles et centres de santé participant aux Expérimentations des nouveaux modes de rémunération (ENMR)** / Afrite A., Mousquès J. / Irdes, Document de travail n° 62, octobre 2014
- **Les déterminants du don de sang en France. Une analyse sur données de l'enquête ESPS 2012** / Errea M., Sirven N., Rochereau T. / Irdes, Document de travail n° 61, juin 2014
- **Mesurer la fragilité des personnes âgées en population générale : une comparaison entre ESPS et SHARE** / Sirven N. / Irdes, Document de travail n° 60, mai 2014
- **La pertinence des pratiques d'hospitalisation : une analyse des écarts départementaux de prostatectomies** / Or Z., Verboux D. / Irdes, Document de travail n° 59, avril 2014.
- **Supplemental Health Insurance and Healthcare Consumption: A Dynamic Approach to Moral Hazard** / Franc C., Perronnin M., Pierre A. / Irdes, Document de travail n° 58, janvier 2014.
- **Maisons et pôles de santé : places et impacts dans les dynamiques territoriales d'offre de soins en France** / Chevillard G., Mousquès J., Lucas-Gabrielli V., Bourgueil Y., Rican S., Salem G. / Irdes, Document de travail n° 57, novembre 2013.
- **Une analyse des déterminants socio-économiques de la fragilité des personnes âgées à partir des données de panel et rétrospectives de SHARE** / Sirven N. / Irdes, Document de travail n° 52bis, avril 2013.
- **Activité, productivité et qualité des soins des hôpitaux avant et après la T2A** / Or Z., Bonastre J., Journeau F., Nestrigue C. / Irdes, Document de travail n° 56, avril 2013.
- **Discrimination salariale selon l'état de santé en France** / Ben Halima M. A., Rococo E. / Irdes, Document de travail n° 55, mars 2013.
- **Deductibles and the Demand for Prescription Drugs: Evidence from French Data** / Kambia-Chopin B., Perronnin M. / Irdes, Document de travail n° 54, février 2013.
- **Qualité des soins et T2A : pour le meilleur ou pour le pire ?** / Or Z., Häkkinen U. / Irdes, Document de travail n° 53, décembre 2012.
- **On the Socio-Economic Determinants of Frailty: Findings from Panel and Retrospective Data from SHARE** / Sirven N. / Irdes, Document de travail n° 52, décembre 2012.
- **L'accessibilité potentielle localisée (APL) : Une nouvelle mesure de l'accessibilité aux soins appliquée aux médecins généralistes libéraux en France** / Barlet M., Coldefy L., Collin C., Lucas-Gabrielli V. / Irdes, Document de travail n° 51, décembre 2012.
- **Sick Leaves: Understanding Disparities Between French Departments** / Ben Halima M. A., Debrand T., Regaert C. / Irdes, Document de travail n° 50, octobre 2012.
- **Entry Time Effects and Follow-on Drugs Competition** / Andrade L. F. / Irdes, Document de travail n° 49, juin 2012.
- **Active Ageing Beyond the Labour Market: Evidence on Work Environment Motivations** / Pollak C., Sirven N. / Irdes, Document de travail n° 48, mai 2012.

## Autres publications de l'Irdes

### Rapports

- **L'évaluation de la performance des maisons, pôles et centres de santé dans le cadre des Expérimentations des nouveaux modes de rémunération (ENMR) sur la période 2009-2012** / Mousquès J., Bourgueil Y. / Avec les contributions de Afrite A., Cartier T., Chevillard G., Couralet P.-E., Daniel F. et Lucas-Gabrielli V. / Irdes, Rapport n° 559, décembre 2014, 154 pages, 30 €.
- **Les disparités territoriales d'offre et d'organisation des soins en psychiatrie en France : d'une vision segmentée à une approche systémique** / Coldefy M., Le Neindre C. / Irdes, Rapport n° 558, décembre 2014, 141 pages, 35 €.
- **Dynamiques et formes du travail pluriprofessionnel dans les maisons et pôles de santé** / Fournier C., Frattini M.O., Naiditch M. / Irdes, Rapport n° 557, septembre 2014, 74 pages, 25 €.

### Questions d'économie de la santé

- **La polymédication : définitions, mesures et enjeux. Revue de la littérature et tests de mesure** / Monégat M., Sermet C. en collaboration avec Perronnin M. et Rococo E. / Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 204, décembre 2014.
- **Les migrations internationales de médecins : impacts et implications politiques** / Moullan Y., Bourgueil Y. / Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 203, novembre 2014.
- **L'hospitalisation au long cours en psychiatrie : analyse et déterminants de la variabilité territoriale** / Coldefy M., Nestrigue C. / Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 202, octobre 2014.
- **Les formes du regroupement pluriprofessionnel en soins de premiers recours. Une typologie des maisons, pôles et centres de santé participant aux Expérimentations des nouveaux modes de rémunération (ENMR)** / Afrite A., Mousquès J. / Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 201, septembre 2014.

## Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?

### *The Effects of the Complementary Sickness Benefits (CSB) on Sick Leave Duration: an Approach Based on Collective Bargaining Agreements*

Mohamed Ali Ben Halima, Virginie Hyafil-Solelhac, Malik Koubi, Camille Regaert

En France, les indemnités journalières versées à un salarié en cas d'absence au travail pour maladie sont financées par un système à trois étages. Le premier étage est constitué des indemnités journalières versées par l'Assurance maladie. Le deuxième étage dépend des dispositions de la convention collective dont le salarié relève. Le troisième étage, facultatif pour les employeurs, est négocié au niveau de chaque entreprise, et permet de bénéficier d'indemnité en sus des obligations des accords de branche. Ce troisième étage n'est pas abordé ici. Le deuxième étage offre des prestations qui peuvent aller bien au-delà de la prestation minimale obligatoire, avec de grandes disparités selon la convention collective et la catégorie dont relève le salarié.

Nous utilisons dans cette étude une description très fine des paramètres d'indemnisation relatifs aux 46 conventions collectives les plus représentatives, ainsi que de la base Hygie, une base de données mi-cro-économiques sur les arrêts maladie, enrichie de ces paramètres d'indemnisation conventionnels afin d'analyser la durée des épisodes d'arrêt. Les estimations empiriques réalisées permettent d'étudier l'impact des différents niveaux d'indemnisations complémentaires sur la fréquence des arrêts (modèle logit à effets fixes), le nombre de jours d'arrêt par an (modèle binomial négatif à effets fixes), la durée d'arrêt maladie (modèle de durée à hasard proportionnel constant par morceaux). La simple présence d'une convention collective a un effet positif sur la probabilité d'avoir un arrêt maladie dans l'année, sur le nombre de jours d'absence et sur la longueur des arrêts. Une augmentation du taux de remplacement de 1 % pendant le délai de carence (trois premiers jours) réduit le taux de sortie de l'arrêt maladie de 5 % et allonge donc la durée. Les taux de remplacement par sous-périodes ont également un effet globalement positif. Les effets trouvés sont plus marqués pour les non-cadres que pour les cadres.

\*\*\*

In France, wage-replacement benefits that cover employee absences due to illness are financed via a three-tier system. The first tier includes per diem sickness benefits paid by the National Health Insurance scheme. The second tier consists of complementary private insurance coverage provided by the employer with respect to collective bargaining agreements. The third tier is managed at the firm level and will not be addressed in this paper.

This study is the first to examine the effects of the second tier. It aims at empirically estimating the effects of the level of complementary sickness benefits on the duration of sick leave spells. This level provides employees with complementary coverage that can significantly exceed basic benefit rates, but there are wide disparities between employee categories that can affect waiting times, benefit duration or even wage replacement rates. We use first an extremely detailed description of the allowance parameters for the 46 most representative collective agreements and second, the HYGIE database, a unique source of individual information on sick leaves, enriched with collective agreement allowance parameters. A piecewise constant discrete time proportional hazard model is estimated for all individuals in the sample according to socio-professional category, taking into account unobserved individual heterogeneity in order to test the effects of both the global level of allowance and its day by day marginal effects. The estimations confirm the effect of individual variables previously studied: gender, age, health status, "department" (sub-region), and year of establishment. Besides, the level of collective agreement provisions has a very significant and negative effect on the likelihood of leaving the sickness absence state. This effect varies according to the sub-period of sickness absence taken into account. It is also stronger among non-executive employees than among executives.

