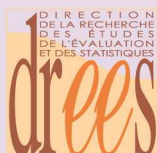


# DOSSIERS solidarité et *santé*

## L'effet du délai de carence sur le recours aux arrêts maladie des salariés du secteur privé

N° 58

Janvier 2015



En cas d'arrêt maladie, les salariés du secteur privé perçoivent des indemnités journalières versées par la sécurité sociale au terme d'un délai de carence de 3 jours. Néanmoins, deux tiers d'entre eux sont protégés contre la perte de revenu induite par le délai de carence par le biais de la prévoyance d'entreprise.

Cette étude évalue l'effet incitatif du délai de carence sur le recours aux arrêts maladie des salariés du secteur privé. Elle mobilise les volets employeurs et salariés de l'enquête Protection sociale complémentaire d'entreprise de 2009. Elle exploite les disparités de couverture durant le délai de carence pour estimer l'effet propre du délai de carence sur les comportements de recours aux arrêts maladie des salariés de plus de 5 ans d'ancienneté à état de santé et conditions de travail équivalents.

Les résultats indiquent que les salariés couverts durant le délai de carence n'ont pas de probabilité plus élevée d'avoir un arrêt dans l'année, mais ont des durées totales d'arrêt maladie significativement plus courtes.

**Catherine POLLAK**

Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees)  
Ministère des Finances et des Comptes publics  
Ministère des Affaires sociales, de la Santé et des Droits des femmes  
Ministère du Travail, de l'Emploi, de la Formation professionnelle et du Dialogue social



## Sommaire

<b>Le délai de carence comme instrument de régulation des arrêts maladie .....</b>	<b>5</b>
<b>L'analyse économique des liens entre indemnisation et absences au travail .....</b>	<b>7</b>
Les justifications théoriques des incitations financières .....	7
Des résultats empiriques contrastés sur l'effet des incitations financières .....	8
<b>Description du recours aux arrêts maladie selon la prise en charge du délai de carence .....</b>	<b>9</b>
<b>La prise en charge du délai de carence réduit la durée des arrêts</b>	<b>12</b>
Une meilleure prise en charge du délai de carence dans les entreprises à forte valeur ajoutée .....	12
Une prise en charge qui réduit la durée totale des arrêts à conditions de travail et état de santé comparables .....	13
Le rôle important des conditions de travail sur le recours aux arrêts maladie .....	14
L'effet des caractéristiques individuelles .....	14
<b>Conclusion .....</b>	<b>16</b>
Annexe 1. Description de l'échantillon .....	18
Annexe 2. Stratégie d'estimation .....	21
Annexe 3. Résultats des estimations .....	24
Bibliographie .....	27



# Le délai de carence comme instrument de régulation des arrêts maladie

Catherine POLLAK

L'introduction d'un jour de carence pour les congés maladie ordinaires dans la fonction publique en 2012, suivie de sa suppression par la loi de finances pour 2014, a ravivé le débat sur l'efficacité des incitations monétaires dans la lutte contre l'absentéisme en France. Afin d'optimiser la couverture des arrêts maladie, le législateur se trouve confronté à un arbitrage classique de l'assurance sociale ; celui de protéger contre le risque de perte de revenus en cas d'incapacité temporaire de travail tout en maîtrisant l'aléa moral afin de contenir les dépenses sociales.

Le système de couverture des arrêts maladie en France repose pour le secteur privé sur une architecture d'indemnisation à trois niveaux (1/ couverture de base de la sécurité sociale<sup>1</sup>, 2/ couverture complémentaire obligatoire prévue par la loi de mensualisation<sup>2</sup>, 3/ couverture complémentaire conventionnelle ou facultative d'entreprise<sup>3</sup>), dont seul le premier est du ressort de l'assurance maladie obligatoire, les deux derniers relevant de la prévoyance collective (graphique 1).

Ainsi, alors que les indemnités journalières du régime général n'interviennent qu'à l'issue d'un délai de carence de trois jours, les deux tiers des salariés du privé bénéficient d'une couverture partielle ou totale des trois premiers jours d'arrêt par le biais de la prévoyance d'entreprise (Perronin *et al.*, 2012)<sup>4</sup>.

La présente étude vise à combler certaines lacunes de la connaissance sur les effets des régimes d'indemnisation sur le recours aux arrêts maladie. Il existe à ce jour très peu d'évaluations de l'efficacité des incitations financières dans la régulation des arrêts maladie en France et aucune ne s'est intéressée à l'effet du délai de carence. L'étude mobilise les données de l'enquête Protection sociale complémentaire d'entreprise (PSCE, 2009) (encadré 2). Cette enquête est la première source française permettant de connaître finement les niveaux de prise en charge complémentaire en vigueur au sein des entreprises. Grâce à son volet complémentaire sur les salariés, elle permet d'étudier l'effet des garanties offertes par les entreprises sur les comportements des salariés.

Cette étude s'intéresse en particulier aux garanties concernant la prise en charge du délai de carence qui concerne les arrêts maladie des salariés du secteur privé (les trois premiers jours d'arrêt). Ce choix se justifie par son intérêt en termes de politiques publiques : le délai de carence constitue une incitation monétaire visant à réguler les « petits risques » (les arrêts courts) ; la régulation des « gros risques » (les arrêts longs) reposant davantage sur le contrôle. Comme en témoignent les débats autour de la mise en place, puis de la suppression, d'une journée de carence dans la fonction publique, cette forme de régulation des arrêts courts dépasse le champ de l'assurance sociale des salariés du privé. La prise en charge de délai de carence constitue également un enjeu important d'équité entre les assurés sociaux, puisqu'elle relève du choix des entreprises ou des branches (la loi de mensualisation, imposant une couverture complémentaire aux entreprises, ne concerne en 2009 que les arrêts supérieurs à 7 jours). La répartition de cette couverture entre salariés est encore largement méconnue et une analyse des déterminants de l'offre de cette couverture complémentaire permet de soulever les enjeux d'équité de ce dispositif.

<sup>1</sup> La couverture de base de l'assurance maladie verse des indemnités journalières à hauteur de 50% du salaire (dans la limite d'un plafond, et à condition d'avoir une durée minimale de cotisation antérieure) à partir du 4<sup>e</sup> jour d'arrêt maladie. Ces indemnités sont majorées dans certains cas (au bout d'un mois d'arrêt pour les salariés ayant 3 enfants à charge et pour les arrêts de plus de trois mois en cas de hausse générale des salaires).

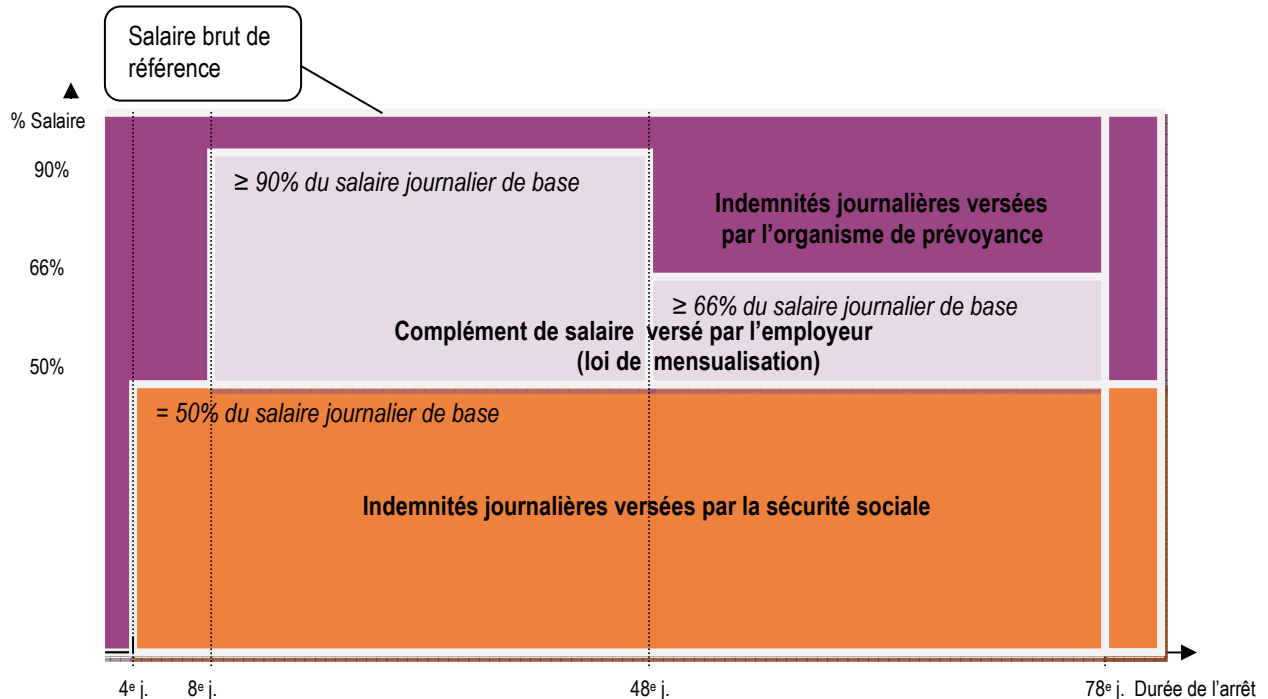
<sup>2</sup> La loi de mensualisation (1978) impose aux employeurs du secteur privé de compléter les indemnités journalières de base des salariés par des indemnités journalières complémentaires pour atteindre 90% puis 66% du salaire de base sous condition d'ancienneté (un an depuis 2008) et de durée des arrêts (à compter du 8<sup>e</sup> jour d'arrêt depuis 2008, et pour une durée variable pour chaque tranche de 5 ans d'ancienneté).

<sup>3</sup> La négociation collective peut prévoir dans des accords de branche ou d'entreprise des niveaux de couverture supérieurs à ceux prévus par la loi. Les employeurs peuvent également souscrire des contrats de prévoyance complémentaire de leur propre initiative.

<sup>4</sup> Ce chiffre est obtenu par extrapolation : 60% des établissements déclarent prendre en charge le délai de carence pour les salariés de plus de 5 ans d'ancienneté (enquête PSCE), ce qui correspond à 66% de salariés couverts étant donné que les grands établissements sont plus susceptibles de couvrir le délai de carence et en faisant l'hypothèse que les salariés sont couverts de la même façon indépendamment de leur ancienneté. Ce chiffre est proche de celui observé dans l'échantillon salarié, qui contient 62,8% de salariés de plus de 5 ans d'ancienneté couverts durant le délai de carence.

GRAPHIQUE 1

## La prise en charge des arrêts maladie des salariés du secteur privé



EXEMPLE D'ARTICULATION ENTRE LES TROIS NIVEAUX D'INDEMNISATION. CAS D'UN SALARIÉ AYANT ENTRE 6 ET 11 ANS D'ANCIENNETÉ, DONT LA CONVENTION COLLECTIVE NE PRÉVOIT PAS DE DISPOSITION PARTICULIÈRE CONCERNANT LES OBLIGATIONS DE L'EMPLOYEUR AU TITRE DE LA MENSUALISATION.  
SOURCE : CTIP

De plus, alors que se développe une littérature sur les déterminants de l'absentéisme, peu d'études ont étudié conjointement l'effet des caractéristiques individuelles, de l'emploi, et de l'indemnisation sur le recours aux arrêts maladie. Ainsi, si les travaux récents ont mis en évidence le rôle important de certaines caractéristiques de l'emploi (Ben Halima, Debrand, 2011, Missègue, 2007), l'interprétation de ces effets demeure délicate dans la mesure où certaines variables d'intérêt utilisées – en particulier le salaire, le contrat de travail, ou le secteur d'activité - peuvent être à la fois des indicateurs des conditions de travail, du niveau de couverture, et de la sécurité de l'emploi. Les analyses portant sur des conditions de travail précises et des sous-populations plus homogènes (Inan, 2013, Afssa, Givord, 2014) permettent de s'affranchir en partie de ce biais pour mesurer l'effet des conditions de travail, mais ne renseignent pas sur l'effet de la couverture. L'évaluation de l'efficacité des incitations monétaires nécessite de pouvoir isoler l'effet propre du niveau d'indemnisation des autres caractéristiques de l'emploi, afin de ne pas imputer l'effet de l'incitation financière à un effet de qualité de travail. Cette étude contribue à cette littérature sur les déterminants des absences pour raison de santé en distinguant, au sein des caractéristiques individuelles, l'effet propre de l'état de santé et des caractéristiques sociodémographiques, et au sein des caractéristiques liées à l'emploi, celui de la sécurité de l'emploi, des conditions de travail, et du niveau de couverture.

Les résultats de cette étude montrent que les disparités de couverture entre salariés se cumulent avec des inégalités de conditions de travail avec une prévoyance complémentaire plus répandue dans les grandes entreprises et les secteurs à haute valeur ajoutée. Le délai de carence n'affecte pas significativement la probabilité d'avoir un arrêt maladie dans l'année, mais il contribue à accroître la durée totale des arrêts des salariés ayant plus de 5 ans d'ancienneté dans le secteur privé.

---

# L'analyse économique des liens entre indemnisation et absences au travail

---

## Les justifications théoriques des incitations financières

Les incitations monétaires, à l'instar des délais de carence dans le domaine de la couverture des arrêts maladie, sont une des voies habituellement privilégiées pour maîtriser l'aléa moral – c'est-à-dire l'incidence de l'assurance sur la consommation. Les principaux modèles théoriques prédisent une réduction du taux d'absence lorsque l'indemnisation baisse relativement au salaire, ce qui peut justifier l'introduction d'incitations monétaires (encadré 1).

---

### ENCADRÉ 1 – REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE

#### Les liens théoriques entre niveau d'indemnisation et absences au travail

La modélisation théorique standard suppose que la propension à l'absentéisme dépend directement du coût d'opportunité des absences et du risque de sanctions. Ainsi, dans le modèle d'absentéisme d'Allen (1981) qui repose sur une représentation standard de l'offre de travail arbitrant entre travail et loisir, les agents sont incités à s'absenter lorsque leur temps de travail contractuel dépasse le temps de travail désiré. L'absentéisme sera d'autant plus faible que les pénalités associées seront élevées, que ce soit en termes de pertes de revenus ou de sanctions (moindres promotions salariales par exemple). Si l'on suppose que l'effet de substitution (c'est-à-dire qu'une augmentation du salaire accroît l'offre de travail en augmentant le coût d'opportunité du loisir ou des absences) domine l'effet revenu (soit l'hypothèse qu'une augmentation du salaire réduit l'offre de travail car il n'y a pas de perte de revenu pour un temps de travail diminué), un salaire plus élevé sera associé à un moindre absentéisme. Toutefois, si l'indemnisation est égale au salaire, l'effet de substitution disparaît (le coût d'opportunité du loisir devient nul) : dans ce cas, l'absentéisme devrait être croissant avec le niveau de salaire du fait de l'effet revenu (Dione, Dustie, 2007).

Le modèle de Shapiro et Stiglitz (1984) se place quant à lui dans un cadre de principal-agent où en situation d'asymétrie d'information les employeurs proposent un salaire d'efficience pour réduire leurs coûts de contrôle et accroître l'effort et l'assiduité de leurs salariés (Barmby *et al.*, 1994). Afin de mieux distinguer les absences volontaires et involontaires, Ose (2005) enrichit ce modèle par l'introduction explicite des conditions de travail, ce qui conduit à prédire un absentéisme plus élevé lorsque les conditions de travail sont insuffisamment compensées par le salaire.

Les principaux modèles théoriques prédisent donc une réduction du taux d'absence lorsque l'indemnisation baisse relativement au salaire, ce qui peut justifier l'introduction d'incitations monétaires pour réduire l'absentéisme. La réduction de l'indemnisation risque toutefois de favoriser le présentéisme, lui-même source de coûts indirects pour l'entreprise. La prise en compte des coûts associés au présentéisme permet d'ailleurs d'expliquer que les entreprises couvrent souvent les absences de leurs salariés au-delà de leurs obligations légales et conduit à préconiser un niveau d'indemnités strictement inférieur au salaire mais aussi strictement positif (Chatterji, Tilley, 2002).

---

Cependant, les incitations monétaires ne sont pas une panacée pour l'assurance sociale. En effet, le système de protection sociale doit également composer avec des objectifs de santé publique. Un des objectifs de l'assurance est de solvabiliser la demande de soin, et le fait qu'elle accroisse la consommation est en partie souhaitable (Albouy, Crépon, 2007). L'aléa moral n'est donc pas forcément néfaste. En d'autres termes, l'assurance optimale des arrêts maladie devrait décourager les arrêts « injustifiés » sans pour autant pénaliser les arrêts justifiés par l'état de santé. Les incitations monétaires risquent d'inciter au présentéisme (soit le fait de venir travailler en étant malade), lui-même source de coûts indirects (ex : contagion, perte de productivité, dégradation de l'état de santé découlant *in fine* sur des arrêts plus longs).

Enfin, les incitations financières peuvent avoir des implications importantes en termes d'équité – en particulier si les salariés ayant un risque élevé sont moins susceptibles d'être couverts pour ce risque. Du fait de la place prépondérante de la protection sociale privée dans la gestion du risque d'incapacité, ces effets sont complexes à appréhender.

## Des résultats empiriques contrastés sur l'effet des incitations financières

La question de l'impact du niveau d'indemnisation sur les absences au travail a été largement abordée par des études comparatives. Sur données agrégées, les indicateurs synthétiques de générosité du système d'indemnisation apparaissent comme un des principaux facteurs explicatifs des écarts d'absences pour maladie dans les pays de l'OCDE (Osterkamp, Röhn, 2007). Les études comparatives sur données individuelles trouvent également un effet positif significatif du niveau de générosité du système de protection sociale sur les absences au travail, mais l'effet du cadre institutionnel apparaît moins important que celui des caractéristiques individuelles (Frick, Malo, 2008), voire n'est significatif que certaines années (Chaupain-Guillot, Guillot, 2009).

D'autres études font profit des changements législatifs pour analyser l'impact de la générosité de l'indemnisation sur le recours aux arrêts maladie. Les travaux allemands ont montré qu'une réforme baissant l'indemnisation de 100% à 80% en Allemagne a conduit à réduire le recours aux arrêts maladie (Ziebarth et Karlsson, 2010), et leur durée moyenne (Puhani, Soderlof, 2011). De la même façon, une réforme remontant la générosité de l'indemnisation a accru la durée des arrêts (Ziebarth, Karlsson, 2013). D'après Henrekson et Persson (2004), les réductions du niveau de générosité de l'indemnisation en Suède sur longue période réduisent le nombre moyen de jours d'absence et vice-versa. Une autre étude suédoise évaluant l'impact d'une mesure de réduction des taux de remplacement, trouve effectivement qu'elle s'est suivie d'une réduction de l'occurrence des arrêts courts, mais soulève qu'elle s'est toutefois accompagnée d'une augmentation des arrêts longs (Johansson, Palme, 2005). De la même façon, une réforme de 2008 qui a accru les moyens de contrôle et réduit l'indemnisation des arrêts dans la fonction publique italienne a conduit à réduire la probabilité d'arrêts et la durée des arrêts courts, mais a accru la durée des arrêts longs (De Paola et al., 2014). Voss et al. (2001) étudient les effets de l'introduction d'un jour de carence en Suède en 1993 et arrivent à un résultat similaire : si cette mesure a permis de réduire l'incidence des arrêts maladie des salariés de la Poste, elle a néanmoins contribué à en allonger la durée. En comparant l'évolution du nombre moyen d'absences pour raison de santé avant et après la loi de mensualisation de 1978 (concernant l'indemnisation des arrêts de plus de 11 jours) en France avec celle observée en Alsace-Moselle qui disposait déjà d'un régime d'indemnisation plus favorable, Chemin et Wasmer (2008) trouvent que le taux d'absence est marginalement plus élevé avec une indemnisation plus généreuse. Cette stratégie d'estimation permet de s'affranchir de la nécessité de connaître le niveau réel d'indemnisation des salariés pour évaluer l'impact d'un niveau de générosité global sur le recours aux arrêts maladie. Étant donné que ce niveau d'indemnisation porte à la fois sur les taux de remplacement et les délais de carence, elle ne permet toutefois pas de distinguer l'effet de ces deux formes d'incitations.

Plusieurs études microéconomiques ont étudié l'effet des incitations financières à travers l'effet du salaire sur les absences. Elles montrent que le salaire est généralement négativement associé aux absences, ce qui suggère que les comportements des individus sont sensibles à la perte de revenus impliquée par les arrêts (cf. Allen, 1981, et Barmby et al., 1991, sur données américaines ; Winkelmann, 1999, sur données allemandes ; Dione, Dustie, 2007, sur données canadiennes ; Ose, 2005, sur données norvégiennes ; Barmby et al., 1995, sur données anglaises). Quelques études françaises se sont intéressées à l'effet du salaire (Chaupain-Guillot, Guillot, 2010, sur données européennes et françaises, Ben Halima, Regaert, 2013) et du type d'emploi (être en CDI, bénéficier d'une bonne sécurité de l'emploi, et d'une complémentaire santé d'entreprise) sur le recours aux arrêts de travail (Grignon, Renaud, 2007). Toutefois, le niveau de prise en charge des salariés étant inobservé, elles ne permettent pas de trancher sur le rôle du niveau d'indemnisation sur le recours aux arrêts de travail.



## Description du recours aux arrêts maladie selon la prise en charge du délai de carence

L'enquête PSCE 2009 (encadré 2) permet pour la première fois d'analyser les comportements de recours aux arrêts maladie des salariés (données recueillies auprès des salariés) en fonction de leur niveau réel d'indemnisation en cas d'arrêt de travail (données recueillies auprès des établissements employeurs).

### ENCADRÉ 2 – PRÉSENTATION DES DONNÉES

#### L'enquête Protection sociale complémentaire d'entreprise (PSCE 2009)

L'enquête PSCE s'intéresse à la complémentaire santé et à la prévoyance d'entreprise. Elle a été réalisée pour la première fois en 2003 uniquement auprès des établissements. En 2009, elle s'est enrichie d'un volet Salariés. Elle a été financée par la DREES et réalisée par l'IRDES. Le champ de l'enquête couvre les établissements en France métropolitaine employant au moins un salarié, hors administrations et entreprises agricoles. La base de sondage est le fichier des déclarations annuelles des données sociales (DADS). Les établissements sont échantillonnés par un tirage aléatoire stratifié selon le secteur d'activité, la taille de l'établissement et de l'entreprise dont ils dépendent. Les salariés sont échantillonnés par tirage aléatoire parmi les établissements participant à l'enquête. L'enquête est menée par téléphone, précédée par un courrier et complétée pour les établissements par l'envoi par fax du résumé des garanties.

Le volet « **Établissements** » comprend 1.782 établissements répartis sur l'ensemble du territoire métropolitain et représentatifs des établissements en activité sur l'année 2008. Les thèmes abordés sont : la mise en place et l'accessibilité de la complémentaire santé d'entreprise (CSE), les motifs éventuels d'absence de CSE, les garanties et l'extension aux proches de la CSE, les garanties d'un éventuel contrat de prévoyance, et la prise en charge des arrêts maladie.

Le volet « **Salariés** » se compose de 2.739 salariés représentatifs des salariés français au 31 décembre 2008. Il recueille des informations socio-économiques sur le salarié et son ménage, le recours aux soins et la mesure subjective de l'état de santé, les conditions de travail, et la complémentaire santé d'entreprise.

Source : IRDES ([www.irdes.fr/psce](http://www.irdes.fr/psce)), Perronnin et al. 2012.

78% des établissements enquêtés ont renseigné le niveau de prise en charge du délai de carence (N=1 387)<sup>5</sup>. Parmi eux, 61% dépassent leurs obligations légales en prenant en charge l'indemnisation de leurs salariés au cours des trois premiers jours d'absence pour maladie, ce qui correspond à environ deux tiers des salariés français du secteur privé couverts (cf. annexe 1, tableau 3 pour la description de l'échantillon). Au sein des établissements, la prise en charge n'est que très rarement différenciée selon les catégories socioprofessionnelles des salariés (moins de 5% des établissements, Perronnin *et al.*, 2012). Sauf exception, la prise en charge du délai de carence est soit totale (100% du salaire), soit nulle : seuls 2% des établissements déclarant couvrir tous les salariés de la même façon proposent une indemnisation partielle (entre 50 et 99% du salaire).

Il est possible d'associer ce niveau de prise en charge déclaré par l'employeur aux salariés de l'enquête<sup>6</sup>. Les salariés ayant moins de cinq ans d'ancienneté dont on ne connaît pas le niveau de prise en charge du délai de carence<sup>7</sup>, ainsi que

<sup>5</sup> Ce sous-échantillon comprend un peu plus d'établissements de plus grande taille, mais sa répartition selon les autres caractéristiques (secteur d'activité, région, salaire moyen, structure de main d'œuvre) est similaire à l'échantillon initial (tableau 3 en annexe). Les salariés exclus de l'analyse du fait de ce premier filtre ont des profils de sinistralité légèrement différents, avec des arrêts maladie plus courts en moyenne que parmi les salariés appartenant aux entreprises ayant renseigné le niveau de prise en charge du délai de carence.

<sup>6</sup> En appariant les volets de l'enquête, on veille à ce que le niveau de prise en charge déclaré par l'employeur s'applique bien à la catégorie socioprofessionnelle du salarié. Environ 70% des établissements enquêtés ont au moins un salarié présent dans l'enquête. Parmi ces établissements, 76% ont au moins un salarié retenu dans l'échantillon d'analyse (c'est-à-dire un salarié de plus de 5 ans d'ancienneté). On dispose au final du niveau de couverture et des caractéristiques de 1381 salariés appartenant à 735 établissements.

<sup>7</sup> Il est demandé aux établissements de renseigner le niveau de prise en charge pour un cas-type de salarié ayant 5 ans d'ancienneté, et il n'est donc pas possible de connaître précisément la couverture pour les salariés ayant moins de 5 ans d'ancienneté (soit 35% de l'échantillon des salariés). Les salariés ayant plus de 5 ans d'ancienneté représentent 60% des salariés du secteur privé en France (Enquête Emploi 2010, INSEE). Leurs profils de sinistralité sont comparables à ceux des salariés ayant entre 3 et 5 ans d'ancienneté. Parmi les salariés ayant entre 3 et 5 ans d'ancienneté, les écarts de sinistralité selon que l'entreprise couvre le délai de carence ou pas sont également similaires aux écarts observés chez les salariés de plus de 5 ans d'ancienneté.

les personnes en arrêt maladie long (supérieurs à 100 jours)<sup>8</sup> sont exclus de l'analyse. Au final, l'échantillon est composé de 1 381 individus (cf. annexe 1, tableau 4 pour la description de l'échantillon).

Le recours aux arrêts maladie est mesuré à partir des questions suivantes : « **Au cours des 12 derniers mois, combien de jours d'arrêt de travail vous ont été prescrits par un médecin ? Parmi ces jours prescrits, combien en avez-vous réellement pris ?** ». L'analyse retient les durées des arrêts réellement pris car ils permettent de mesurer les comportements d'absence des salariés (notons que les cas où les prises d'arrêts s'écartent des durées prescrites sont marginaux dans les données). Ces données renseignent sur la durée cumulée des arrêts maladie en nombre de jours dans l'année – sans qu'il ne soit toutefois possible de distinguer la fréquence et la durée des épisodes ayant eu lieu au cours des 12 derniers mois. D'après les données de l'assurance maladie, le nombre d'arrêts indemnisés par bénéficiaire (assurés du régime général ayant été indemnisés au moins une fois dans l'année au titre d'un arrêt maladie) était de 1,44 en 2009 (CNAMTS, 2014 – *mimeo*<sup>9</sup>).

30% des salariés de l'échantillon déclarent avoir pris au moins un arrêt de travail dans l'année<sup>10</sup>. Pour la moitié d'entre eux, ces arrêts sont d'une durée inférieure à 8 jours (annexe 1, tableau 5). A titre de comparaison, l'assurance maladie comptabilise des durées médianes d'arrêts indemnisés (hors jours de carence) de 6 jours en 2009 (*supra*).

TABLEAU 1

## Recours aux arrêts maladie selon la prise en charge du délai de carence

	Probabilité	Intensité	Sinistralité globale
	Salariés ayant eu au moins un arrêt maladie au cours des 12 derniers mois (%)	Durée cumulée des arrêts maladie par salarié ayant eu au moins un arrêt (moyenne)	Durée cumulée des arrêts maladie par salarié (moyenne)
Non couverts (a)	28,7 %	21,3 jours	6,1 jours
Couverts (b)	29,2 %	14,5 jours	4,2 jours
Ensemble	29 %	16,9 jours	4,9 jours
Écart (b-a)	0,5 points de %	-6,8 jours	-1,9 jour

CHAMP : SALARIÉS DE L'ÉCHANTILLON D'ANALYSE (PLUS DE 5 ANS D'ANCIENNETÉ AYANT EU MOINS DE 100 JOURS D'ARRÊT AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS, N=1280)  
SOURCE: PSCE 2009

Les taux de recours aux arrêts sont quasiment équivalents pour les salariés couverts durant le délai de carence (29,2%, contre 28,7% pour les salariés non couverts) (tableau 1). On constate cependant des différences de durée d'arrêts entre ces deux populations. Au total, les salariés couverts ont en moyenne 2 jours d'arrêt en moins par an que les salariés non couverts. Parmi les salariés ayant eu au moins un arrêt dans l'année, la durée totale des arrêts est inférieure de 7 jours en moyenne chez les salariés couverts (rappelons que ces moyennes sont calculées sur les arrêts de moins de 100 jours).

La proportion de salariés ayant eu un arrêt est peu sensible à la restriction d'ancienneté. D'après les données de PSCE, les salariés ayant entre 1 et 5 ans d'ancienneté ont des taux de recours légèrement supérieurs (de l'ordre de 35%) mais des durées moyennes d'arrêt moins longues. Si l'on fait l'hypothèse que ces salariés sont pris en charge durant le délai de carence de la même façon que leurs collègues ayant plus de 5 ans d'ancienneté, les écarts de sinistralité entre « couverts » et « non couverts » sont plus faibles que chez les salariés ayant plus de 5 ans d'ancienneté (1 jour en moyenne contre 2 chez les plus de 5 ans d'ancienneté).

Les salariés dont l'entreprise prend en charge le délai de carence ont des durées modales d'arrêts de 3 et 5 jours, alors que les salariés exposés au délai de carence sont un peu moins souvent absents 3 jours, et ont des pics d'arrêts à 8 et 15 jours et (graphique 2).

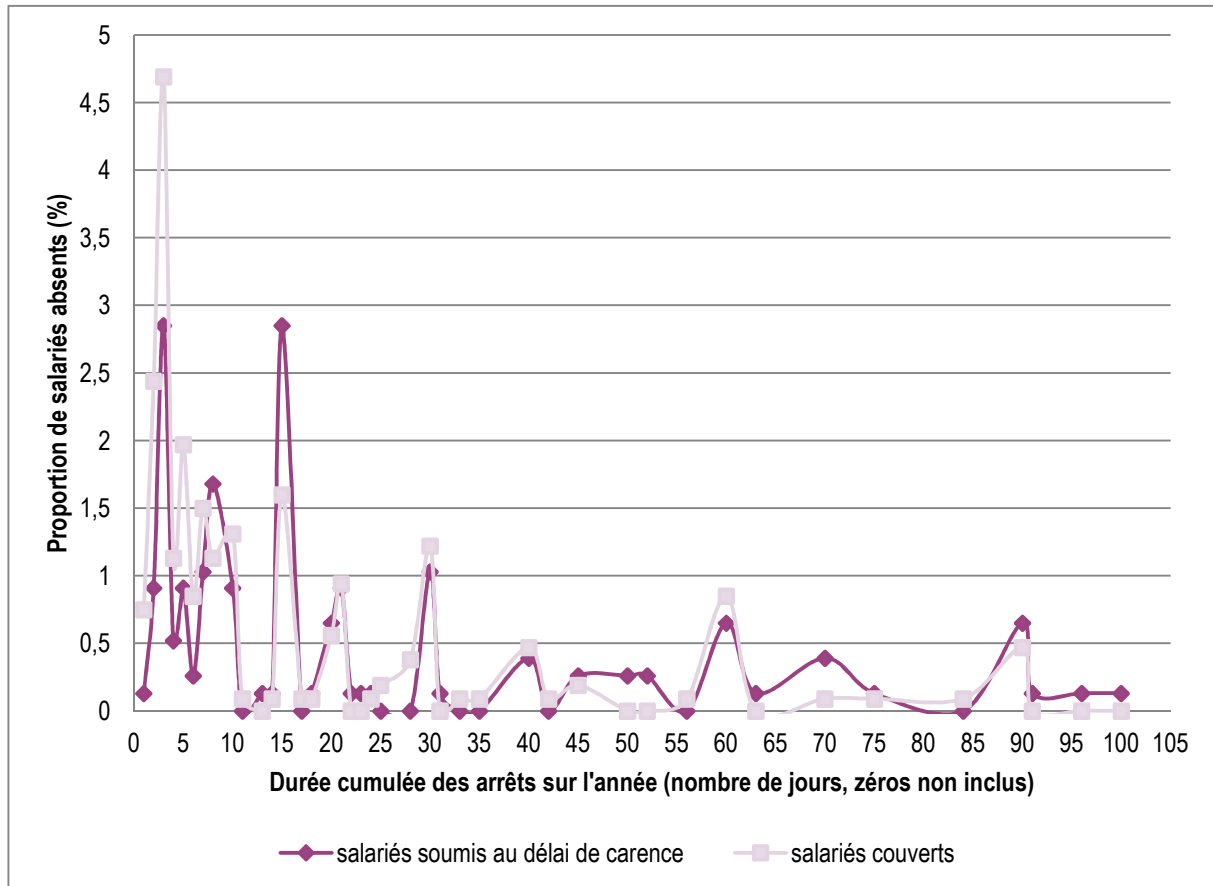
<sup>8</sup> Il ne semble pas pertinent d'étudier l'impact du délai de carence - portant sur les trois premiers jours d'arrêt - pour cette population faisant face à de fortes incapacités de travail. Ces salariés représentent 3,3% de l'échantillon. Cette restriction conduit à réduire les durées moyennes d'arrêt sur l'année, mais n'a pas d'impact sur les résultats de l'étude.

<sup>9</sup> Colinot N., Gastaldi-Ménager C., « Arrêts de travail pour maladie : exemples de travaux à partir des données du Sniiram », CNAMTS, *Séminaire de recherche « Les arrêts de travail : prévention, couverture optimale, et conséquences sur les parcours professionnels »* – 20 mai 2014, Paris.

<sup>10</sup> A titre de comparaison, la part de salariés français s'étant absentés au moins un jour dans l'année est de 37% dans l'enquête européenne sur les conditions de travail de 2010 qui comptabilise les « absences pour raison de santé », que celles-ci aient été ou non prescrites par un médecin, et, selon les sources, de l'ordre de 27% dans les données administratives comptabilisant uniquement les arrêts indemnisés par l'assurance maladie.

GRAPHIQUE 2

## Durée des arrêts pris selon la prise en charge du délai de carence



CHAMP : SALARIÉS DE L'ÉCHANTILLON D'ANALYSE (PLUS DE 5 ANS D'ANCIENNETÉ AYANT EU MOINS DE 100 JOURS D'ARRÊT AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS, N=1381)  
SOURCE : PSCE 2009.

---

## La prise en charge du délai de carence réduit la durée des arrêts

---

Le niveau de sinistralité est, dans l'absolu, plus élevé parmi les salariés moins bien couverts. Deux facteurs pourraient l'expliquer. D'une part, les salariés couverts peuvent avoir des caractéristiques différentes des salariés non couverts. Des personnes en meilleure santé sont peut-être plus susceptibles d'accéder à des emplois dans des entreprises qui offrent de meilleures garanties de protection sociale complémentaires à leurs salariés. De fait, les caractéristiques de ces deux populations diffèrent substantiellement. Les salariés dont l'employeur prend en charge le délai de carence appartiennent à des catégories sociales plus favorisées et bénéficient en moyenne de meilleures conditions de travail que les salariés non couverts (tableau 4, annexe 1). Plus âgés, ils sont cependant plus souvent exposés à des maladies chroniques. Ces différences sont observées parmi tous les salariés, qu'ils soient exposés à des arrêts maladie ou non. La situation vis-à-vis de l'emploi des salariés non couverts et exposés à des arrêts maladie apparaît cependant nettement comme la plus défavorable.

D'autre part, le niveau de couverture peut influencer les comportements des salariés. La sinistralité plus élevée des salariés non couverts semble *a priori* contradictoire avec l'hypothèse d'aléa moral. Leurs arrêts plus longs pourraient être dus à la détérioration de leur santé du fait d'une incitation au présentisme, ou à une incitation à rentabiliser leurs arrêts en les prolongeant (se sachant mieux couverts par la suite). Pour distinguer l'influence du niveau de couverture des différences de structure entre ces deux populations, il est donc essentiel de mener une analyse toutes choses égales par ailleurs, et particulièrement à conditions de travail comparables, afin d'isoler la part du recours aux arrêts maladie qui s'explique uniquement par l'assurance.

La méthode utilisée consiste à estimer l'effet de la prise en charge du délai de carence sur la durée totale des arrêts maladie des salariés au cours des 12 derniers mois, en distinguant son effet sur la probabilité d'avoir un arrêt dans l'année et sur la durée totale de ces arrêts. Une analyse de la répartition de la couverture selon les caractéristiques des entreprises confirme que la prise en charge du délai de carence n'est pas répartie de façon aléatoire. Afin de pouvoir isoler l'effet propre du délai de carence de ces effets de sélection, les caractéristiques des individus et de leurs entreprises sont intégrées comme variables de contrôle. Cette stratégie d'estimation permet d'estimer l'effet du délai de carence sur la durée des arrêts maladie à conditions de travail et état de santé comparables (pour plus de détails sur la méthode, voir annexe 2).

## Une meilleure prise en charge du délai de carence dans les entreprises à forte valeur ajoutée

Les résultats confirment que la prise en charge du délai de carence est inégalement répartie entre établissements (annexe 3, tableau 6). La propension à offrir une indemnisation au cours du délai de carence est plus élevée parmi les grands établissements et les petits établissements appartenant à une grande entreprise. Le secteur d'activité joue également un rôle important ; les établissements du commerce et de la construction sont moins susceptibles de couvrir leurs salariés que les établissements de l'industrie et des autres activités de service. Ainsi, malgré des conventions collectives relativement favorables dans le BTP, ce secteur ne se distingue pas par une meilleure couverture effective de ses salariés au cours des trois premiers jours comparé à d'autres secteurs. Ceci peut indiquer que les conventions collectives de branche permettent d'imposer une couverture minimale dans des secteurs où les salariés sont effectivement moins bien couverts par les entreprises. Les établissements des secteurs à forte valeur ajoutée ont tendance quant à eux à mieux prendre en charge la prévoyance de leurs salariés y compris en l'absence d'accords de branche contraignants. De fait, les établissements ayant une main d'œuvre plus masculine, bien rémunérée, et davantage en CDI, sont aussi ceux où la couverture des arrêts maladie est meilleure. La négociation collective ne semble donc que partiellement compenser la place importante de la prévoyance collective dans la gestion du risque d'incapacité. En revanche, les résultats n'indiquent pas de

disparités géographiques de couverture, puisque seuls les établissements de l'Est se distinguent des autres, ce qui peut s'expliquer par les dispositions spécifiques de la loi de mensualisation pour le régime Alsace-Moselle qui prévoient une obligation de maintien de salaire dès le premier jour d'absence.

## Une prise en charge qui réduit la durée totale des arrêts à conditions de travail et état de santé comparables

Alors que les salariés sont inégalement pris en charge selon le secteur et l'entreprise à laquelle ils appartiennent, cette prise en charge ne semble pas favoriser le recours aux arrêts maladie. Les résultats font apparaître que la prise en charge du délai de carence n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'avoir un arrêt dans l'année. Ce résultat est robuste aux différentes spécifications envisagées (tableau 7, annexe 3). A l'inverse, la prise en charge du délai de carence a un effet négatif sur la durée des arrêts maladie : les salariés exposés au délai de carence ont donc « toutes choses égales par ailleurs » - et notamment à état de santé et conditions de travail comparables - des arrêts plus longs et/ou plus fréquents. Cet effet subsiste lorsque l'on contrôle de la prise en charge des arrêts maladie proposée par l'employeur au delà du délai de carence.

Afin de quantifier cet effet, on estime l'effet marginal d'une prise en charge généralisée du délai de carence sur le nombre moyen de jours d'arrêts maladie. En combinant son effet sur la probabilité d'avoir un arrêt maladie et la durée des arrêts maladie, il est possible de calculer l'effet du délai de carence sur la sinistralité globale des arrêts (tableau 2). Les résultats indiquent que la prise en charge du délai de carence a pour effet de baisser en moyenne de 2,8 jours la durée des arrêts. Il semblerait donc que les salariés non couverts durant les trois premiers jours d'arrêt risquent d'accroître d'autant la durée moyenne de leurs arrêts. Ce résultat est significatif et robuste à d'autres modélisations<sup>11</sup>. Il confirme (et amplifie) l'écart entre salariés couverts et non couverts observé dans les statistiques descriptives. Cependant, l'intervalle de confiance incite à une certaine prudence en termes de prédiction: d'après ces estimations sur un échantillon de salariés, l'impact d'une généralisation de la prise en charge du délai de carence pourrait réduire la durée des arrêts des salariés non couverts de 0,3 à 5,3 jours.

TABLEAU 2

### Effet estimé d'une prise en charge généralisée du délai de carence

Prise en charge du délai de carence	Probabilité	Intensité	Sinistralité globale
Modèle (A)	Probit (M3)	Négatif binomial hors zéros (M6)	Hurdle (M3 et M6)
Effet marginal (B)	-0,012	-8,505***	-2,815**
Intervalle de confiance à 95%	[-0,079 ; 0,056]	[-14,587 ; -2,424]	[-5,322 ; -0,308] (C)

NOTE : \* P<0.10, \*\* P<0.05, \*\*\* P<0.01

(A) LES MODÈLES M3 ET M6 RENVOIENT AUX SPÉCIFICATIONS INCLUANT L'ENSEMBLE DES VARIABLES DE CONTRÔLE (CF. ANNEXES 2 ET 3)

(B) EXPRIMÉ EN POINTS DE POURCENTAGE POUR LA PROBABILITÉ DE SINISTRALITÉ (COLONNE 1) ET EN NOMBRE DE JOURS POUR LA DURÉE (COLONNES 2 ET 3)

(C) ECARTS-TYPES ESTIMÉS PAR BOOTSTRAP NON PARAMÉTRIQUE (DEB ET AL., 2013)

SOURCE : PSCE 2009, CALCULS DREES.

<sup>11</sup> Le modèle présenté (Hurdle) consiste à faire l'hypothèse que les valeurs nulles et positives résultent d'un processus différent. L'effet marginal de la prise en charge du délai de carence sur la sinistralité globale des arrêts est de -4,12 jours (significatif à 2%) avec un modèle négatif binomial sur données non tronquées - qui consiste à faire l'hypothèse alternative que les valeurs nulles et positives ne résultent pas d'un processus différent, contre -2,8 jours dans le modèle choisi. Il est de -2,778 jours (significatif à 1%) avec un modèle binomial négatif à inflation de zéros, qui consiste à faire l'hypothèse alternative qu'il existe une sélection inobservée sur les valeurs nulles et à considérer que les valeurs nulles peuvent être générées par deux processus distincts.

## Le rôle important des conditions de travail sur le recours aux arrêts maladie

La perception du travail et les motivations intrinsèques apparaissent comme des éléments déterminants dans les comportements de prise d'arrêts des salariés (tableau 7, annexe 3) : ainsi, percevoir son salaire comme insuffisant accroît la probabilité d'avoir un arrêt maladie dans l'année. De la même façon, le manque de reconnaissance et de liberté, sont des facteurs d'arrêts pour raison de santé, au même titre que les pénibilités physiques. Ces effets pourraient classiquement s'expliquer par l'impact des conditions de travail sur l'état de santé. On peut toutefois aussi envisager un effet direct des conditions de travail sur les absences au travail : plusieurs travaux ont en effet établi que l'absence de réciprocité (*effort-reward imbalance*) et l'injustice procédurale sont d'importants facteurs de troubles psycho-sociaux qui se manifestent notamment par un recours accru aux absences pour raison de santé (Head *et al.*, 2007, Godin, Kittel, 2004). Le travail sous pression (qui contrairement aux autres pénibilités prévaut surtout chez les cols blancs) semble quant à lui réduire la durée des arrêts maladie, ce qui pourrait être dû à des incitations au présentisme pour ces salariés et au fait qu'une certaine pression peut être associée à un travail stimulant. Enfin, la satisfaction en emploi n'a pas d'effet significatif sur la probabilité et l'intensité de la sinistralité dans les estimations car son effet est capturé par la prise en compte des conditions de travail psycho-sociales<sup>12</sup>. Cet effet renvoie aux liens complexes entre satisfaction au travail et absences qui ont été amplement discutés dans la littérature (Steers, Rhodes, 1978, Brown, Sessions, 1996).

L'effet du salaire dépend quant à lui du niveau d'indemnisation. Une analyse par sous-échantillon montre que lorsque les salariés ne bénéficient pas d'une couverture du délai de carence, l'effet du salaire est indéterminé. En revanche, le salaire et les arrêts maladie sont négativement corrélés parmi les salariés indemnisés en cas d'absence. Ces résultats ne sont pas en adéquation avec les prédictions du modèle d'offre de travail d'Allen (1981) pour lequel une indemnisation complète en cas d'absence devrait conduire les salariés mieux payés à s'absenter davantage du fait de l'effet revenu, comme le constatent par exemple Böckerman et Ilmakunnas sur données finlandaises (2008). L'observation d'un lien négatif entre salaire et absences est cependant fréquent dans la littérature empirique (Barmby *et al.*, 1995, Winkelmann, 1999, Ose, 2005). Il pourrait s'interpréter par des anticipations de pénalités plus élevées chez les salariés les mieux payés (ex : risque de moins bonnes perspectives de promotion) ou par l'effet des normes (ex : devoir d'exemplarité des managers). Il n'est pas exclu que la corrélation observée soit due à un effet de sélection (les salariés moins absents étant plus susceptibles d'accéder aux emplois les mieux rémunérés), ou que les écarts de salaires révèlent des conditions de travail inobservées (ex : davantage de facteurs de motivations intrinsèques au travail pour les salariés en haut de l'échelle salariale).

## L'effet des caractéristiques individuelles

L'effet des caractéristiques individuelles confirme en grande partie les résultats habituels de la littérature (tableau 7, annexe 3), mais la variété des dimensions capturées par les variables explicatives permet d'apporter des éléments d'interprétation à ces effets individuels souvent mis en évidence. Conformément à la littérature, les résultats suggèrent que les femmes ont une probabilité de s'absenter plus élevée que les hommes. Il est peu probable que cet écart entre hommes et femmes s'explique par les contraintes familiales : la situation du ménage n'est pas significativement associée au risque d'arrêts pour raison de santé. Certes, la conciliation entre vie familiale et professionnelle peut être à même de réduire les absences au travail, comme l'indique la probabilité plus élevée d'arrêts maladie chez les salariés à temps plein par rapport aux salariés en temps partiel. Mais à caractéristiques données, les salarié(e)s ayant des charges familiales ne prennent pas davantage d'arrêts maladie que les célibataires ou les couples. Ainsi les différences entre hommes et femmes s'atténuent mais subsistent après le contrôle des caractéristiques d'emploi, de la configuration familiale, ainsi que des variables de santé perçue. Elles pourraient donc aussi s'expliquer par des écarts de santé inobservés (ex : arrêts maladie dus à la maternité) et de comportements de prévention et de consommation de soins entre hommes et femmes (les femmes étant effectivement plus nombreuses à recourir à la prévention et à consulter des médecins généralistes et

<sup>12</sup> Les effets de l'environnement ne sont pas interprétés davantage, car ces variables ont vocation à servir de contrôles et leurs effets sont spécifiques à une sous-population particulière (salariés ayant plus de 5 ans d'ancienneté) et n'ont donc pas de validité externe.

spécialistes, cf. Montaut, 2010). Ces résultats ne permettent toutefois pas de trancher sur une hétérogénéité des préférences. Il en est de même pour les différences de recours aux arrêts maladie selon l'âge : alors que les salariés plus âgés sont plus susceptibles d'avoir des arrêts longs (mais de façon significative seulement au-delà de 60 ans) (Lê, Raynaud, 2007, Missègue, 2007, Ben Halima, Regaert, 2013), les résultats montrent que la probabilité d'avoir un arrêt est significativement plus faible à mesure que l'âge augmente : toutes les catégories de plus de 30 ans, y compris les seniors, sont moins susceptibles d'avoir un arrêt maladie dans l'année que leurs collègues plus jeunes. Ces résultats peuvent d'une part s'expliquer par des effets de sélection (effet de « travailleur sain »), et d'autre part par le fait que la sinistralité accrue des seniors s'explique surtout par les arrêts de longue durée. Les données de l'assurance maladie indiquent en effet que les plus de 50 ans représentent 26% des bénéficiaires d'indemnités journalières mais comptabilisent 38% des journées indemnisées ; avec des durées moyennes augmentant plus fortement que les durées médianes (CNAMTS, 2014, *supra*).

---

## Conclusion

---

Cette étude s'est attachée à évaluer l'efficacité du délai de carence comme incitation financière de régulation des arrêts pour raison de santé des salariés du secteur privé ayant plus de 5 ans d'ancienneté. Grâce à des données d'enquête recueillant à la fois le niveau de couverture auprès des employeurs (niveau établissement) et les comportements des salariés, enrichies de données administratives sur les établissements (DADS) et de nombreuses variables sur les caractéristiques sociodémographiques et les conditions d'emploi des salariés, il est possible d'estimer l'effet de la couverture complémentaire des arrêts maladie sur les comportements des salariés.

Les résultats montrent que l'indemnisation au cours du délai de carence n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt dans l'année, mais a un effet négatif et significatif sur la durée totale des arrêts. Ces résultats suggèrent que le délai de carence ne réduit pas l'aléa moral sur le recours aux arrêts de travail pour raisons de santé. 61% des établissements enquêtés déclarent prendre en charge le délai de carence, correspondant à deux tiers des salariés couverts. Ainsi, le choix de ces employeurs du secteur privé de couvrir leurs salariés au-delà de leurs obligations légales semble bien relever d'une décision rationnelle : la souscription d'une assurance de prévoyance complémentaire du délai de carence permet de limiter les coûts liés au présentisme, sans pour autant accroître leur niveau de risque, même lorsque cette prise en charge atteint 100% du salaire.

Des effets de sélection pourraient biaiser la mesure de l'effet de la couverture sur le recours aux arrêts maladie. Théoriquement, dans la mesure où la couverture du délai de carence par les employeurs n'est pas systématique, un bon niveau de couverture pourrait favoriser l'attraction d'un certain type de risques (anti-sélection). On pourrait également envisager une causalité inverse entre le niveau de couverture et le niveau de risque si les entreprises choisissaient le niveau de prévoyance en fonction de la sinistralité dans l'entreprise. Les principaux déterminants de la prise en charge du salaire au cours du délai de carence (grande taille, secteurs à haute valeur ajoutée, niveaux de rémunérations élevés) suggèrent que la prévoyance constitue davantage un avantage social supplémentaire qu'une forme de compensation de conditions de travail difficiles. Ces effets de sélection - qui pourraient conduire à surestimer l'effet de la couverture sur la prise d'arrêts maladie, si cette prise en charge est plus fréquente chez les salariés en bonne santé - sont neutralisés par l'estimation puisqu'elle contrôle de l'état de santé et des conditions de travail des salariés.

Pour le législateur, le délai de carence ne semble pas constituer en soi un outil de régulation des arrêts maladie. En effet, alors que le délai de carence vise à réguler les arrêts courts et peut contribuer à réduire la probabilité de survenue des arrêts, cette étude montre qu'il contribue à en accroître la durée. En moyenne, le délai de carence de 3 jours conduit à accroître d'autant la durée totale des arrêts des salariés non couverts parmi les salariés ayant plus de 5 ans d'ancienneté. Deux hypothèses peuvent être avancées pour expliquer ce phénomène. La première est celle d'un « **effet de présentisme** » du fait d'une incitation pour les salariés malades non couverts à ne pas s'absenter dans un premier temps mais conduisant *in fine* les arrêts maladie à être plus longs suite à une dégradation de leur état de santé. La seconde hypothèse est celle d'un « **effet d'aléa moral ex post** » dans la mesure où les salariés non couverts peuvent avoir une préférence pour des arrêts longs partiellement indemnisés à des arrêts courts non indemnisés (les salariés cherchant en quelque sorte à « rentabiliser » leurs arrêts courts en s'absentant plus longtemps). L'hypothèse de présentisme devrait *a priori* se manifester par des arrêts moins fréquents mais plus longs. Même si la prise en charge n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt dans l'année, les données ne permettent pas de distinguer les arrêts maladie selon leur fréquence (or l'incitation pourrait se révéler sur des arrêts récurrents). Les résultats ne permettent donc pas d'écarter l'une ou l'autre de ces hypothèses.

La possibilité laissée aux employeurs d'indemniser les salariés au cours du délai de carence permet d'atténuer les effets indirects indésirables du délai de carence. Néanmoins, les inégalités de couverture entre salariés se cumulent avec des inégalités de conditions de travail. Ce dualisme particulier est accentué par la place de la prévoyance facultative dans la gestion de ce risque. Ainsi, les salariés des petites entreprises et des secteurs à faible valeur ajoutée de l'industrie et des services sont moins susceptibles d'être indemnisés en cas d'arrêt maladie, et la négociation collective ne s'avère pas suffisante pour compenser cette inégalité sectorielle.



Il existe cependant des marges de manœuvre importantes de réduction des arrêts maladie par les conditions de travail. Ces leviers passent en premier lieu, et de façon assez évidente, par des efforts pour réduire et compenser les pénibilités physiques. De plus, une piste de réduction des arrêts pour raison de santé réside dans la promotion de la réciprocité et de la justice dans la gestion de la main d'œuvre. Une juste rétribution du travail, en termes de salaire, mais également en termes de récompenses intrinsèques (telles que la reconnaissance), semble pouvoir substantiellement réduire les absences pour raison de santé des salariés.

Ces résultats inédits sur les effets d'une partie de l'indemnisation des arrêts maladie sur les comportements des salariés en France comportent évidemment certaines limites. L'analyse est restreinte aux salariés ayant plus de 5 ans d'ancienneté (qui représentent 60% des salariés du secteur privé en France), dont on peut supposer qu'ils disposent d'une bonne information du niveau de leur indemnisation en cas d'absence. Il est probable que les incitations financières aient un effet moins important auprès de salariés plus récemment embauchés et moins bien informés sur leur risque de perte financière en cas d'arrêt. De plus, l'analyse des relations causales gagnerait à être complétée par une stratégie d'analyse sur données de panel afin de pouvoir contrôler de l'hétérogénéité inobservée – mais ce type de sources n'est pas disponible à ce jour. Par ailleurs, il est important de garder à l'esprit que ces résultats sur l'effet du délai de carence ne peuvent pas être généralisés à d'autres formes d'incitations financières. Enfin, cette étude se limite aux salariés du secteur privé et ne peut être généralisée à la fonction publique.

## Annexe 1. Description de l'échantillon

TABLEAU 3

## Description de l'échantillon des établissements

		Échantillon PSCE	Échantillon d'étude*
Nombre d'observations		1 782	1 387
Répartition selon la taille (%)	0 à 9 salariés (€ à une grande entreprise)	2,5	3,1
	0 à 9 salariés (€ à une petite entreprise)	58,0	51,0
	10 à 49 salariés	21,4	24,2
	50 à 249 salariés	13,2	16,5
	Plus de 250 salariés	3,7	4,3
Répartition selon le secteur d'activité (%)	Construction	16,3	17,2
	Industrie	21,9	22,7
	Commerce	23,5	22,5
	Finance, info-com, immobilier	7,0	7,6
	Activités spécialisées	10,7	11,4
	Administration publique, enseignement, santé, action sociale	10,3	10,7
	Autres activités de service	8,6	7,8
Composition de la main d'œuvre (moyennes)	Proportion de femmes	40,1	39,6
	Proportion de CDI	75,9	77,8
	Proportion de moins de 33 ans	32,9	32,3
	Proportion de 33 à 42 ans	23,6	24,0
	Proportion de 43 à 52 ans	21,8	22,6
	Proportion de 53 ans et plus	13,3	13,8
	Proportion d'ouvriers	33,3	33,7
	Proportion de cadres	8,6	9,5
	Proportion de prof. intermédiaires	19,8	21,5
	Proportion d'employés	28,6	26,7
Salaire net moyen (moyenne par quintile)	Q1	4 852	4 887
	Q2	9 058	9 057
	Q3	12 731	12 801
	Q4	16 892	16 916
	Q5	25 527	25 740
Répartition par région (%)	Bassin parisien	16,3	16,6
	Nord	5,5	5,7
	Ile de France	14,5	14,5
	Est	9,5	10,0
	Ouest	14,4	13,9
	Sud-ouest	12,6	12,5
	Centre-est	15,0	15,1
Méditerranée	12,2	11,7	
DADS manquant (nombre)		150	100

\*ÉTABLISSEMENTS AYANT RENSEIGNÉ LE NIVEAU DE PRISE EN CHARGE DES ARRÊTS MALADIE AU COURS DES 3 PREMIERS JOURS.

NOTE : DONNÉES NON PONDÉRÉES PORTANT SUR L'ÉCHANTILLON DES ÉTABLISSEMENTS.

SOURCE: PSCE 2009

TABLEAU 4

## Description de l'échantillon des salariés

	Ensemble			Aucun arrêt maladie au cours des 12 derniers mois		Au moins un arrêt maladie au cours des 12 derniers mois	
	Total	Non couverts	Couverts	Non couverts	Couverts	Non couverts	Couverts
Part de salariés dont l'employeur couvre le délai de carence (%)	62,8			62,7		63,2	
Age (médiane)	45	45	46	46	46	43	45
Proportion de femmes (%)	44,9	48,9	42,5	50	40,5	46,2	47,4
Salaire net en euros (médiane)	19 917	17 860	21 269	18 064	21 881	17 585	20 229
Ancienneté en années (médiane)	15	13	15	13	15	12	17
Proportion de temps plein (%)	77,8	75,4	79,3	72,7	79,3	82,3	79
Répartition selon la situation du ménage (%)							
Célibataires seuls	12,1	12,4	11,8	11,3	11,6	15	12,2
Couples sans enfant	18,2	20,1	17,2	19,9	17,6	20,4	16,2
Célibataires+ enfants/autres	8,8	7,9	9,3	9	8,9	5,4	10,3
Couples + enfants/autres	60,9	59,6	61,7	59,8	61,9	59,2	61,3
Répartition selon la CSP (%)							
Ouvriers	37	45,8	31,9	41,6	31,7	56,5	32
Employés	22,5	30,2	17,9	31,4	18	27,2	17,8
Professions intermédiaires	26,5	18,9	30,9	21,3	30	12,9	33,2
Cadres	14	5,1	19,3	5,7	20,3	3,4	17
Proportion de salariés en mauvaise santé (%)							
Affection de longue durée (ALD)	7,6	7,2	7,9	6,6	6,2	8,8	12,2
Problème de santé chronique	19,4	17,7	20,4	15,3	16,6	23,8	29,6
Mauvaise santé perçue	15,1	17,1	13,9	13,1	10,7	27,2	21,7
Limitations physiques	8,5	8,9	8,3	6,3	5,5	15,6	15
Proportion de salariés avec de mauvaises conditions de travail (%)							
Insatisfaction	7,7	8,2	7,4	7,1	6,7	10,8	9,1
Salaire inadéquat	39,2	41,5	37,8	37,2	34	52,4	47
Manque de reconnaissance	39,2	38,8	39,4	35,2	35,4	47,6	49
Pas d'apprentissage	15,8	20,7	13	20,5	12,5	21,1	14,2
Manque de liberté	12,9	14,6	11,8	12,8	9,9	19	16,6
Travail sous pression	41,9	38,2	44,1	37,7	44,4	39,4	43,5
Insécurité	7,8	5,3	9,3	4,9	8,6	6,1	11,1
Exposition aux risques professionnels (moyenne sur 8 risques possibles)							
Pénibilités physiques présentes	1,6	1,9	1,4	1,8	1,3	2,26	1,6
Pénibilités physiques passées	0,7	0,7	0,6	0,7	0,6	0,8	0,6
Nombre d'observations	1381	513	868	366	615	147	253

NOTE : DONNÉES NON PONDÉRÉES PORTANT SUR L'ÉCHANTILLON DES SALARIÉS AVEC PLUS DE 5 ANS D'ANCIENNETÉ AYANT EU MOINS DE 100 JOURS D'ARRÊT AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS ET TRAVAILLANT DANS DES ÉTABLISSEMENTS AYANT RENSEIGNÉ LE NIVEAU DE PRISE EN CHARGE DES TROIS PREMIERS JOURS D'ABSENCE. LES SALARIÉS « COUVERTS » SONT CEUX DONT L'ÉTABLISSEMENT PREND EN CHARGE LE DÉLAI DE CARENCE.

SOURCE: PSCE 2009

TABLEAU 5

## Distribution des arrêts maladie

		Ensemble	Non couverts	Couverts
<b>Salariés ayant eu au moins un arrêt maladie au cours des 12 derniers mois (%)</b>		<b>29,0</b>	<b>28,7</b>	<b>29,2</b>
Durée cumulée des arrêts maladie par salarié	Moyenne	4,9	6,1	4,2
Durée cumulée des arrêts maladie par salarié ayant eu au moins un arrêt	Min	1	1	1
	Max	100	100	90
	Moyenne	16,9	21,3	14,5
	P25	3	5	3
	Médiane	8	15	7
	P75	21	24	20
	P90	47,5	60	40

CHAMP : SALARIÉS DE L'ÉCHANTILLON D'ANALYSE (PLUS DE 5 ANS D'ANCIENNETÉ AYANT EU MOINS DE 100 JOURS D'ARRÊT AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS, N=1381). LES SALARIÉS COUVERTS SONT CEUX DONT L'ÉTABLISSEMENT PREND EN CHARGE LE DÉLAI DE CARENCE.

SOURCE: PSCE 2009

## Annexe 2. Stratégie d'estimation

### Un modèle d'estimation en deux étapes

L'objet de l'estimation est de mesurer l'impact de la prise en charge du délai de carence sur le recours aux arrêts maladie des salariés. La variable dépendante  $Y$  est une variable de comptage comprise entre 0 et 100 qui exprime en nombre de jours la durée cumulée des arrêts maladie des salariés au cours des 12 derniers mois<sup>13</sup>. Comme il s'agit d'une variable discrète qui se caractérise par un excès de zéros (70% des salariés n'ont aucun arrêt maladie), un modèle de comptage en deux étapes (Hurdle model) est mis en oeuvre. L'estimation en deux étapes permet de rendre compte que les zéros peuvent résulter d'un processus distinct de celui qui explique la durée des arrêts, et s'avère particulièrement adapté pour modéliser les dépenses de consommation de soins (Pohlmeier, Ulrich, 1995). En effet, le fait d'avoir un arrêt maladie dépend largement de la décision du salarié de consulter un médecin en cas de problème de santé, et la durée des arrêts maladie sera principalement déterminée par la prescription du médecin. Dans un premier temps, le modèle vise à estimer l'impact de la prise en charge du délai de carence sur la probabilité de sinistralité. Formellement :

$$Y_{ij}^* = \beta_1 M_{ij} + \gamma_1 X'_i + \delta_1 Z'_{ij} + \epsilon$$

Où  $Y_{ij}^*$  est la variable latente associée à l'absentéisme, et  $Y_{ij} > 0$  si le salarié a pris au moins un jour d'arrêt prescrit par un médecin au cours des 12 derniers mois. La variable d'intérêt  $M$  est la prise en charge du délai de carence (valant 1 si le salarié est couvert à plus de 50% du salaire au cours des trois premiers jours). Les paramètres  $\beta_1, \gamma_1, \delta_1$  donnent l'estimation de l'effet de la prise en charge durant le délai de carence ( $M$ ), en contrôlant de l'effet des caractéristiques individuelles ( $X$ ) et des caractéristiques de l'entreprise ( $Z$ ) du salarié  $i$  travaillant dans l'établissement  $j$ . La probabilité d'avoir eu au moins un arrêt maladie s'exprime par une fonction probit  $F_1(\cdot | \theta_1)$ :

$$\Pr(Y_{ij} > 0 | M_{ij}, X_i, Z_{ij}) = \Phi(\beta_1 M_{ij} + \gamma_1 X'_i + \delta_1 Z'_{ij}) = 1 - F_1(0 | \theta_1)$$

Dans un deuxième temps, le modèle vise à estimer l'effet du délai de carence et des caractéristiques individuelles sur la durée cumulée des arrêts. Cette durée est estimée à l'aide d'une fonction binomiale négative qui permet de proposer des estimations plus robustes que le modèle de Poisson étant donné la surdispersion de la variable expliquée (variance supérieure à la moyenne). La durée est modélisée par une fonction négative binomiale  $F_2(\cdot | \theta_2)$ , qui consiste à modéliser le log de la moyenne  $\mu$  comme une fonction linéaire:

$$\log(\mu) = \beta_2 M_{ij} + \gamma_2 X'_i + \delta_2 Z'_{ij}$$

Le calcul de la variance intègre un paramètre de surdispersion  $\alpha$  :

$$\text{Var}(y | M_{ij}, X_i, Z_{ij}) = \mu + \alpha \mu^2$$

Cette fonction est estimée uniquement pour les salariés ayant eu au moins un arrêt maladie avec une densité de comptage tronquée (lorsque  $Y > 0$ ). On obtient une estimation de la durée conditionnelle des arrêts maladie en combinant les deux étapes :

$$\Pr(Y = y > 0 | M_{ij}, X_i, Z_{ij}) = \frac{(1 - F_1(0 | \theta_1))}{(1 - F_2(0 | \theta_2))} * F_2(y | \theta_2)$$

### Analyse des effets de sélection

L'objet de la stratégie d'estimation est d'isoler l'effet de la prise en charge du délai de carence sur le recours aux arrêts maladie (aléa moral) noté  $\beta$ . Le cadre idéal pour identifier un effet causal serait celui d'une assignation aléatoire de l'assurance prévoyance aux salariés. Dans la mesure où le niveau de prise en charge pour ce type d'assurance est choisi par l'entreprise pour l'ensemble des salariés, et qu'il est improbable que les salariés anticipant un risque élevé choisissent

<sup>13</sup> Il n'est pas possible de distinguer dans les données l'occurrence et la durée des différents épisodes d'arrêts puisque les salariés ne renseignent que la durée cumulée totale de leurs arrêts prescrits par un médecin (et effectivement pris) au cours des 12 derniers mois. Les conséquences probables de cette stratégie d'estimation sont discutées en conclusion.

stratégiquement leur emploi pour la générosité de la prévoyance, on peut raisonnablement faire l'hypothèse que la couverture durant le délai de carence des salariés est exogène à leur risque individuel anticipé<sup>14</sup>.

Néanmoins, il peut y avoir une corrélation entre le niveau d'assurance et la sinistralité des salariés si les caractéristiques des entreprises qui proposent une prise en charge du délai de carence sont particulières et que le niveau de risque de leur main d'œuvre est différent de celui des entreprises sans couverture. Par exemple, la prévoyance collective est plus répandue dans les grandes entreprises, et l'effet de la prévoyance sur la sinistralité pourrait être biaisé si la taille de l'entreprise a également un effet sur le recours aux arrêts de travail des salariés. C'est pourquoi on formule l'hypothèse plus prudente que la prise en charge du délai de carence est exogène au risque individuel des salariés *conditionnellement* à leurs caractéristiques individuelles et aux caractéristiques de leur entreprise (notées  $X_i, Z_{ij}$ ).

Une analyse des disparités de répartition de la prise en charge entre les entreprises permet de comprendre ces effets de sélection. Les déterminants de la couverture par les établissements sont identifiés par l'estimation suivante :

$$M_j^* = Z_j' \tau + \varepsilon$$

où  $M_j^*$  est la variable latente associée à la décision de l'employeur  $j$  de proposer une assurance du délai de carence des salariés,  $M_j$  la variable dichotomique associée (prenant la valeur 1 lorsqu'il existe une indemnisation au moins égale à 50% du salaire au cours des trois premiers jours d'arrêt),  $\tau$  l'ensemble des paramètres estimant l'effet des caractéristiques  $Z$  de l'établissement, et  $\varepsilon$  le terme d'erreur. Grâce aux données administratives portant sur les données sociales des établissements (DADS), il est possible d'analyser les déterminants de la prise en charge à travers de nombreuses caractéristiques  $Z$  des établissements : effectif, salaire net moyen, secteur d'activité, région, composition de la main d'œuvre en termes de catégories socioprofessionnelles, de sexe, d'âge, et de contrats de travail.

### Spécification finale du modèle

Cette analyse préalable confirme que la prise en charge du délai de carence n'est pas répartie de façon aléatoire entre les établissements (annexe 3, tableau 6). Cette sélection pouvant être une source potentielle de biais, il s'agit donc de contrôler des caractéristiques  $Z$  des entreprises pouvant expliquer à la fois la prise en charge du délai de carence et la sinistralité dans l'entreprise dans le modèle d'estimation. Les caractéristiques  $Z$  des entreprises dans lesquelles travaillent ces salariés et dont on sait désormais qu'elles contribuent à expliquer le niveau de prise en charge offert par ces entreprises sont donc ajoutées comme variables de contrôle: taille, secteur d'activité, région, et niveau de rémunération dans l'établissement<sup>15</sup>. Comme plusieurs salariés peuvent être échantillonnés au sein d'une même entreprise (1,8 en moyenne), on tient compte de la corrélation pouvant exister entre les salariés appartenant à une même entreprise.

En raison de cette sélection, il est probable que les salariés à risque élevé d'incapacité de travail aient moins de chances d'avoir été sélectionnés dans les entreprises plus généreuses offrant un bon niveau de couverture durant le délai de carence. Des variables de contrôle individuelles pouvant être corrélées à la probabilité de couverture du délai de carence ainsi qu'au recours aux arrêts maladie permettent de prendre en compte ces effets de sélection. Ces variables individuelles notées  $X$  sont les caractéristiques socio-démographiques (âge, sexe, composition familiale), l'état de santé (santé perçue, limitations physiques, maladies chroniques, et affection de longue durée<sup>16</sup>), les caractéristiques d'emploi (contrat de travail, catégorie socioprofessionnelle, temps de travail), et les conditions de travail (satisfaction en emploi, conditions de travail psycho-sociales, expositions présentes et passées à des pénibilités physique) des salariés. Elles sont complétées par des proxys de leur environnement (taux de chômage départemental). Le salaire est exclu dans un premier

<sup>14</sup> Un test de comparaison des moyennes entre les salariés couverts et non couverts indique l'état de santé de ces deux échantillons n'est pas significativement différent.

<sup>15</sup> La spécification finale ne retient que les variables  $Z$  ayant un effet significatif sur  $Y$ . La structure par catégorie socioprofessionnelle, par âge, par sexe et par contrat de travail de la main d'œuvre, ne sont pas corrélées à la sinistralité individuelle. Ces résultats ne sont pas sensibles aux filtres sur les établissements sélectionnés : les résultats présentés ici portent sur l'ensemble des établissements ayant renseigné la prise en charge du délai de carence, mais l'on observe les mêmes effets si l'on se restreint aux établissements ayant renseigné la prise en charge du délai de carence et ayant au moins un salarié échantillonné.

<sup>16</sup> Les personnes en affection de longue durée (ALD) ne sont pas soumises au délai de carence pour les arrêts qui sont en lien avec leur ALD. Cette exonération s'applique à environ un quart de leurs arrêts maladie d'après les données administratives de l'assurance maladie. Dans un souci de représentativité, ils sont inclus dans l'échantillon d'analyse : l'exclusion des individus en mauvaise santé risquerait de biaiser les résultats puisque l'on peut s'attendre à ce que les incitations financières portant sur les trois premiers jours d'arrêt affectent différemment les individus qui anticipent des arrêts récurrents.

temps des variables de contrôle car son effet varie théoriquement selon le niveau d'indemnisation (Dione, Dustie, 2007). Pour s'en assurer, on mène les mêmes estimations séparément sur les salariés couverts et non couverts, en intégrant cette fois les quintiles de salaire comme variables de contrôle : l'effet croisé du salaire selon le niveau d'indemnisation est confirmé.

Enfin, l'estimation vise à identifier l'effet propre de la prise en charge du délai de carence, indépendamment du niveau de générosité général de la prévoyance complémentaire des entreprises, ce qui nécessite de contrôler de la prise en charge par les entreprises au-delà des trois premiers jours d'arrêt. L'indicateur choisi est la prise en charge par les entreprises des arrêts maladie au delà de leurs obligations légales (50% du salaire) au 6<sup>e</sup> jour d'arrêt. Cet indicateur est à la fois un bon indicateur du niveau de couverture général proposé par les entreprises (avec plus de 80% de salariés couverts contre environ 60% pour le délai de carence) et la couverture à 6 jours est suffisamment proche pour être prise en compte dans les arbitrages concernant les arrêts courts. Au 8<sup>e</sup> jour d'arrêt, l'ensemble des salariés de l'échantillon est éligible aux indemnités complémentaires obligatoires (le seuil d'ancienneté requis étant de un an depuis 2008) permettant d'atteindre un taux de remplacement de 90% pendant au moins 30 jours. La durée de versement de ce complément est toutefois variable selon l'ancienneté (10 jours supplémentaires par tranche de 5 ans d'ancienneté). On contrôle de cette différence d'indemnisation entre les salariés en ajoutant des indicatrices d'ancienneté pour chaque tranche correspondant aux seuils d'éligibilité aux durées d'indemnisation supplémentaire à ce taux.

## Annexe 3. Résultats des estimations

TABLEAU 6

## Déterminants de la prise en charge du délai de carence par les établissements

		Prise en charge du délai de carence	
		Probit	
		Effets marginaux	Ecarts-types
Taille de l'établissement	<i>Ref : 10 à 49 salariés</i>		
	0 à 9 salariés (€ à une grande entreprise)	0,115	0,077
	0 à 9 salariés (€ à une petite entreprise)	-0,145***	0,033
	50 à 249 salariés	0,123***	0,042
	Plus de 250 salariés	0,143*	0,069
Secteur d'activité	<i>Ref : Construction</i>		
	Industrie	0,084*	0,044
	Commerce	0,030	0,049
	Finance, info-com, immobilier	0,185***	0,055
	Activités spécialisées	0,176***	0,050
	Administration publique, enseignement, santé, action	0,128**	0,059
	Autres activités de service	0,267***	0,042
Part de femmes	% de femmes	-0,001*	0,001
Taux de CDI	% de CDI	0,001**	0,001
Pyramide des âges	<i>Ref : % moins de 33 ans</i>		
	% 33 à 42 ans	0,001	0,001
	% 43 à 52 ans	0,001	0,001
	% 53 ans et plus	0,002**	0,001
	PCS	<i>Ref : % ouvriers</i>	
% de cadres		0,000	0,001
% de prof. intermédiaires		0,001	0,001
% d'employés		-0,001	0,001
% de chefs		0,003	0,002
Salaire moyen	<i>Ref: Q1</i>		
	Q2	0,011	0,047
	Q3	-0,008	0,049
	Q4	0,066	0,049
	Q5	0,190***	0,048
Région	<i>Ref : Bassin parisien</i>		
	Nord	-0,009	0,067
	Ile de France	-0,077	0,053
	Est	0,194***	0,044
	Ouest	0,003	0,050
	Sud-ouest	-0,096	0,053
	Centre-est	-0,034	0,049
	Méditerranée	-,031	0,054
Contrôle	DADS manquant	0,227***	0,057
Pred. Pr			0,63
LR chi2			259,21
Prob>chi2			0,00
Pseudo R2			0,14
Log Likelihood			-794,87
N (observations)			1 387

NOTE : \* P&lt;0.10, \*\* P&lt;0.05, \*\*\* P&lt;0.01

CHAMP : ÉTABLISSEMENTS DU SECTEUR PRIVÉ AYANT RENSEIGNÉ LE NIVEAU DE PRISE EN CHARGE DES SALARIÉS AU COURS DES TROIS PREMIERS JOURS D'ABSENCE POUR MALADIE.

SOURCE : PSCE 2009, CALCULS DREES.



TABLEAU 7

## Déterminants du recours aux arrêts pour raison de santé des salariés

		Probabilité de sinistralité			Intensité de sinistralité		
		(probabilité d'avoir au moins un arrêt au cours des 12 derniers mois)			(espérance de la durée d'arrêts cumulée au cours des 12 derniers mois)		
		Probit (Effets marginaux)			Négatif binomial hors zéros (Incidence rate ratios)		
		M1	M2	M3	M4	M5	M6
Prise en charge du délai de carence		0,009	-0,008	-0,013	0,683***	0,677***	0,615***
Prise en charge au 6e jour				0,005			1,309
Age	Réf : < 30 ans						
	30 à 39 ans	-0,026	-0,038	-0,040	0,877	0,922	1,013
	40 à 49 ans	-0,136**	-0,144**	-0,164***	1,197	1,292	1,310
	50 à 59 ans	-0,132**	-0,136**	-0,153**	1,203	1,223	1,161
	> 60 ans	-0,184***	-0,181***	-0,184***	3,084	3,766*	4,293*
Sexe	Réf : Homme						
	Femme	0,088***	0,088***	0,081**	1,203	1,032	1,074
Situation du ménage	Réf : Célibataire seul						
	Couple sans enfant	-0,027	-0,024	-0,043	1,286	1,555**	1,751**
	Célibataire+ enfants/autres	-0,029	-0,025	-0,030	0,739	0,941	0,958
	Couple + enfants/autres	-0,007	-0,003	-0,015	1,009	1,019	1,019
CSP	Réf : ouvrier						
	Employé	-0,086**	-0,092**	-0,096**	1,271	1,310	1,222
	Profession intermédiaire	-0,010	-0,024	-0,004	1,042	0,956	0,904
	Cadre	0,000	-0,004	0,022	0,822	0,719	0,702*
Temps de travail	Réf : Temps partiel						
	Temps plein	0,057*	0,051	0,045	1,194	1,204	1,269
Ancienneté	Réf : 6-10 ans						
	11-15 ans	0,008	0,013	0,013	1,195	1,087	1,063
	16-20 ans	0,048	0,051	0,059	1,119	1,095	1,102
	21-25 ans	0,112**	0,115**	0,111**	1,233	1,255	1,323
	26-30 ans	0,085	0,079	0,075	1,270	1,253	1,361
	>30 ans	-0,044	-0,064	-0,046	0,877	0,822	0,877
État de santé	Affection de longue durée (ALD)	0,013	0,002	0,016	1,520*	1,356	1,388*
	Problème de santé chronique	0,091**	0,086**	0,097**	0,854	0,844	0,839
	Mauvaise santé perçue	0,119***	0,125***	0,134***	1,216	1,171	1,128
	Limitations physiques	0,154***	0,152***	0,142**	1,587***	1,642***	1,638***
Conditions de travail	Insatisfaction	-0,008	-0,004	-0,009	0,911	0,926	0,921
	Salaire inadéquat	0,079***	0,079***	0,075**	0,970	0,959	0,963
	Manque de reconnaissance	0,067**	0,064**	0,064**	1,203	1,212	1,254*
	Pas d'apprentissage	-0,052	-0,043	-0,041	0,958	0,942	0,903
	Manque de liberté	0,054	0,045	0,062	1,378*	1,329*	1,385*
	Travail sous pression	-0,045*	-0,052**	-0,052**	0,824	0,785**	0,789*
	Insécurité	0,012	0,007	0,021	1,257	1,273	1,282
	Pénibilités physiques présentes	0,008	0,007	0,009	1,121***	1,154***	1,164***
	Pénibilités physiques passées	0,000	-0,001	0,001	1,005	1,014	1,019
Taux de chômage départemental		0,021***	0,011	0,017	1,118***	1,151***	1,137***
Taille de l'établissement	Ref : 10 à 49 salariés						
	0 à 9 salariés (€ à grande entreprise)		0,035	0,039		2,352***	2,346***
	0 à 9 salariés (€ à petite entreprise)		-0,032	-0,014		1,588**	1,683***
	50 à 249 salariés		0,004	-0,003		0,921	0,918
	Plus de 250 salariés		0,036	0,046		1,219	1,253
Secteur d'activité	Ref : Construction						
	Industrie		0,042	0,022		0,788	0,753

		Probabilité de sinistralité		Intensité de sinistralité		
	Commerce		-0,022	-0,050	0,859	0,843
	Finance, info-com, immo		0,015	-0,016	0,602*	0,530**
	Activités spécialisées		-0,011	-0,029	1,227	1,211
	Administration publique, enseignement, santé, action sociale		0,103*	0,092	1,446	1,459
	Autres activités de service		0,068	0,028	1,415	1,693
Salaire moyen dans l'établissement	Ref: Q1					
	Q2		0,045	0,056	1,176	1,105
	Q3		0,076	0,093	1,540	1,449
	Q4		0,082	0,100	1,394	1,403
	Q5		0,079	0,075	1,799*	1,730
Région	Ref: Bassin parisien					
	Nord		0,142*	0,097	0,732	0,843
	Ile de France		0,022	0,026	0,630**	0,663*
	Est		0,037	0,037	0,659**	0,700*
	Ouest		-0,059	-0,062	0,939	0,881
	Sud-ouest		-0,036	-0,020	0,845	0,846
	Centre-est		-0,011	-0,023	0,820	0,855
Méditerranée		-0,076	-0,076	0,624*	0,685	
Contrôle	DADS manquant		0,139	0,134	1,203	1,140
N (observations)		1381	1381	1280	400	400
					400	378

NOTE : \* P<0.10, \*\* P<0.05, \*\*\* P<0.01

LECTURE : LE FAIT D'ÊTRE COUVERT DURANT LE DÉLAI DE CARENCE RÉDUIT LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN ARRÊT DANS L'ANNÉE PAR -0.016, MAIS CET EFFET N'EST PAS STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIF (PROBIT, M3). POUR LES INDIVIDUS AYANT EU RECOURS À UN ARRÊT MALADIE ( MODÈLE NÉGATIF BINOMIAL HORS ZÉROS, M6), ÊTRE COUVERT DURANT LE DÉLAI DE CARENCE DIMINUE LE TAUX DE JOURS D'ABSENCE PAR UN FACTEUR DE 0.6. CET EFFET EST SIGNIFICATIF AU SEUIL DE 1%.

CHAMP : SALARIÉS DU PRIVÉ DONT L'ÉTABLISSEMENT EMPLOYEUR A RENSEIGNÉ LE NIVEAU DE PRISE EN CHARGE AU COURS DES TROIS PREMIERS JOURS D'ABSENCE POUR MALADIE. LES MODÈLES M3 ET M6 SONT ESTIMÉS SUR UN ÉCHANTILLON DE 1280 INDIVIDUS (CONTRE 1981 OBSERVATIONS POUR LES AUTRES MODÈLES) EN RAISON DE LA NON-RÉPONSE DE CERTAINS EMPLOYEURS SUR LE NIVEAU DE COUVERTURE AU 6<sup>e</sup> JOUR.

SOURCE : PSCE 2009, CALCULS DREES.

## Bibliographie

- Afsa C., Givord P. (2014)**, « The impact of working conditions on sickness absence: a theoretical model and an empirical application to work schedules », *Empirical Economics*, 46 : 285-305.
- Albouy V., Crépon B (2007)**, « Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin », *Document de travail INSEE*, G 2007/12.
- Allen S.G. (1981)**, « An Empirical Model of Work Attendance », *The Review of Economics and Statistics*, 63(1): 77-87.
- Barmby T., Orme, S., Trebble J. (1991)**, "Worker Absenteeism: An analysis Using Microdata", *The Economic Journal*, 101(405): 214-229.
- Barmby T., Orme, S., Trebble J. (1995)**, "Worker absence histories: a panel data study", *Labour Economics*, 2: 53-65.
- Barmby T., Sessions J., Treble J. (1994)**, "Absenteeism, Efficiency Wages and Shirking", *The Scandinavian Journal of Economics*, 96(4): 561-566.
- Ben Halima M.A., Debrand T. (2011)**, « Durée d'arrêt de travail, salaire et Assurance maladie : application microéconomique à partir de la base Hygie », *Document de travail de l'IRDES*, n°42.
- Ben Halima M.A., Regaert C. (2013)**, "Duration of Sick Leave, Income and Health Insurance: Evidence from French linked employer-employee data", *Economics Bulletin*, 33(1): 46-55.
- Böckerman P., Ilmakunnas P. (2008)**, "Interaction of working conditions, job satisfaction, and sickness absence: Evidence from a representative sample of employees", *Social Science & Medicine*, 67: 520-528.
- Brown S., Sessions J (1996)**, "The economics of absence: theory and evidence", *Journal of Economic Surveys*, 10(1): 23-53.
- Campioletti M. (2002)**, "The recurrence of occupational injuries: estimates from a zero inflated count model", *Applied Economics Letters*, 9: 595-600.
- Chatterji M., Tilley C.J. (2002)**, "Sickness, absenteeism, presenteeism, and sick pay", *Oxford Economic Papers*, 54: 669-687.
- Chaupain-Guillot, Guillot (2009)**, « Les absences au travail en Europe : Quel impact du régime d'indemnisation maladie et de la LPE sur les comportements des salariés ? », *Travail et emploi*, n°120 : 17-31.
- Chaupain-Guillot, Guillot (2010)**, « Les déterminants individuels des absences au travail : une comparaison européenne », *Document de travail du BETA*, n°2010-17.
- Chemin M., Wasmer E. (2008)**, "Regional Difference-in-Difference in France Using the German Annexation of Alsace-Moselle in 1870-1918", *NBER International Seminar on Macroeconomics*, 5(1): pp. 285-305.
- Chiappori P-A., Durand F., Geoffard P-Y. (1998)**, "Moral hazard and the demand for physician services: First lessons from a French natural experiment", *European Economic Review*, 42(3-5): 499-511.
- Deb P., Manning W.G., Norton E.C. (2013)**, "Modeling Health Care Costs and Counts", iHEA World Congress (Minicourse), Sydney, Australia.
- De Paola M., Scoppa V., Pupo V. (2014)**, "Absenteeism in the Italian Public Sector: The Effects of Changes in Sick Leave Policy", *Journal of Labor Economics*, 32(2): 337-360.
- Dione G., Dustie B. (2007)**, "New Evidence on the Determinants of Absenteeism Using Linked Employer-Employee Data", *Industrial and Labor Relations Review*, 61(1): 108-120.
- Frick B., Malo M. (2008)**, "Labour Market Institutions in the European Union : The Relative Importance of Sickness Benefit Systems and Employment Protection Legislation", *Industrial Relations*, 47(4): 505-529.
- Gardioli L., Geoffard P-Y., Grandchamp C. (2005)**, "Separating selection and incentive effects in health insurance", *PSE Working Paper*, n° 38.
- Geoffard P-Y (2000)**, « Dépenses de santé : l'hypothèse d'aléa moral », *Économie & prévision*, 142 (1) : 123-135.
- Godin I., Kittel F. (2004)**, "Differential economic stability and psychosocial stress at work: associations with psychosomatic complaints and absenteeism", *Social Science & Medicine*, 58(8): 1543-1553.
- Grignon M., Renaud T., (2007)**, "Sickness and Injury Leave in France: Moral Hazard or Strain?", *Document de travail de l'IRDES*, n° 4.

- Head J., Kivimäki M., Siegrist J., Ferrie J., Vahtera J., Shipley M., Marmot M.G. (2007)**, "Effort-reward imbalance and relational injustice at work predict sickness absence: The Whitehall II Study", *Journal of Psychosomatic Research*, 63(4): 433-440.
- Henrekson M., Persson M. (2004)**, "The Effect on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System", *Journal of Labor Economics*, 22(1): 87-113.
- Holly A., Gardial L., Domenighetti G., Bisig B. (1998)**, "An econometric model of health care utilization and health insurance in Switzerland", *European Economic Review*, 42: 513-522.
- Inan C. (2013)**, « Les absences au travail des salariés pour raisons de santé : un rôle important des conditions de travail », *DARES Analyses*, n°009 (fév. 2013).
- Johansson P., Brännäs K. (1998)**, "A household model for work absence", *Applied Economics*, 30: 1493-1503.
- Johansson P., Palme M. (2005)**, "Moral hazard and sickness insurance", *Journal of Public Economics*, 89: 1879-1890.
- Lê F., Raynaud D. (2007)**, « Les indemnités journalières », *Études et résultats*, DREES, n°592.
- Missègue N. (2007)**, « Les arrêts de travail des seniors en emploi », *Dossiers solidarité et santé*, DREES, n°2.
- Montaut A. (2010)**, « Santé et recours aux soins des femmes et des hommes : Premiers résultats de l'enquête Handicap-Santé », *Études et résultats*, DREES, n°717.
- Ose S.O. (2005)**, "Working conditions, compensation and absenteeism", *Journal of Health Economics*, 24: 161-188.
- Osterkamp R., Röhn O. (2007)**, "Being on Sick Leave: Possible Explanations for Differences of Sick-leave Days Across Countries", *CESifo Economic Studies*, 53(1): 97-114.
- Perronnin M., Pierre A., Rochereau T. (2012)**, « L'enquête Protection sociale complémentaire d'entreprise 2009 », *Les rapports de l'IRDES*, n°1890.
- Pohlmeier W., Ulrich V. (1995)**, "An econometric model of the two-part decision making process in the demand for health care", *Journal of Human Resources*, 30(2): 339-361.
- Shapiro C., Stiglitz J. (1984)**, "Equilibrium unemployment as a worker discipline device", *The American Economic Review*, 74(3): 433-444.
- Steers R., Rhodes S. (1978)**, "Major Influences on employee attendance: A process model", *Journal of Applied Psychology*, 63(4): 391-407.
- Voss M., Floredus B., Diderichsen F. (2001)**, "Changes in sickness absenteeism following the introduction of a qualifying day for sickness benefit – findings from Sweden Post", *Scandinavian Journal of Public Health*, 29: 166-174.
- Winkelmann R. (1999)**, "Wages, firm size and absenteeism", *Applied Economics Letters*, 6: 337-341.
- Ziebarth N., Karlsson M. (2010)**, "A natural experiment on sick pay cuts, sickness absence, and labor costs", *Journal of Public Economics*, 94: 1108-1122.
- Ziebarth N., Karlsson M. (2013)**, "The effects of expanding the generosity of the statutory sickness insurance system", *Journal of Applied Econometrics*, 29(2): 208-230.



---

**DOSSIERS SOLIDARITÉ ET SANTÉ**

Directeur de la publication : Franck von Lenep

ISSN : 1958-587X

---