

La couverture du délai de carence des arrêts maladie en France : Déterminants et impact sur l'absentéisme

Catherine Pollak

DREES, Centre d'économie de la Sorbonne
catherine.pollak@sante.gouv.fr

Version provisoire (novembre 2013)¹

Résumé :

Cet article propose une évaluation de l'efficacité et de l'équité des incitations financières dans la régulation des absences au travail pour raison de santé en France. Il mobilise les données des volets employeur et salariés de l'enquête PSCE 2009 pour analyser d'une part la prise en charge du délai de carence par les employeurs et d'autre part l'impact du niveau de couverture sur la probabilité et l'intensité de la sinistralité en termes d'arrêts maladie des salariés. La stratégie d'estimation adoptée (probit bivarié) permet de neutraliser l'anti-sélection et d'isoler l'effet propre de l'assurance sur l'absentéisme (aléa moral) au regard de nombreux autres facteurs (caractéristiques sociodémographiques, conditions de travail, état de santé). Les résultats indiquent qu'un délai de carence non indemnisé peut contribuer à réduire la probabilité de sinistralité des arrêts maladie, mais en accroît l'intensité. Les inégalités 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. La négociation collective ne permet que partiellement de compenser la place importante de la prévoyance facultative dans la gestion de ce risque. Si les incitations financières ne semblent pas constituer un instrument de régulation efficace des arrêts maladie, il existe d'importantes marges de manœuvre de réduction de l'absentéisme par l'amélioration des conditions de travail.

Mots-clés : absentéisme, aléa moral, prévoyance, probit bivarié, modèle de comptage

JEL : I13, J22, J28, C31

¹ Les points de vue et opinions exprimés dans cette étude doivent être considérés comme propres à leur auteur ne sauraient en aucun cas engager la DREES

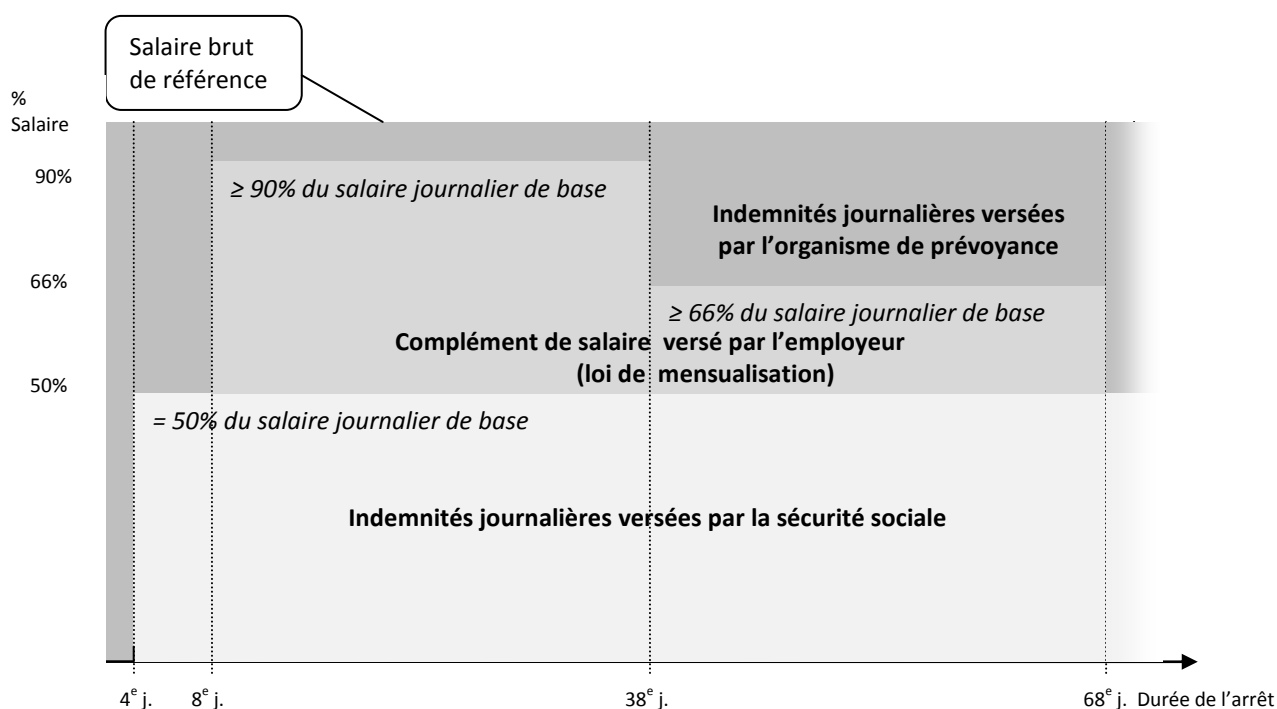
1. Introduction

L'introduction d'un jour de carence pour les congés maladie ordinaires dans la fonction publique (LFSS 2012), puis l'annonce de sa suppression², ont 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 maîtrisant l'aléa moral afin de contenir les dépenses sociales.

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. Cependant, peu de travaux empiriques ont à ce jour permis de valider leur efficacité sur les comportements d'absentéisme. De plus, 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, et le fait que l'assurance accroisse la consommation peut être en partie souhaitable. L'aléa moral n'est donc pas forcément néfaste. En d'autres termes, l'assurance optimale des arrêts maladie devrait décourager l'absentéisme « injustifié » sans pour autant pénaliser les arrêts « justifiés » par l'état de santé. Dans ce cadre, les incitations monétaires pourraient avoir comme effet néfaste 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, l'équité des incitations est complexe à appréhender du fait de la place prépondérante de la prévoyance dans la gestion de ce risque. Le système de couverture des arrêts maladie en France repose sur une architecture d'indemnisation à trois niveaux (1/ couverture de base de la sécurité sociale, 2/ couverture complémentaire obligatoire prévue par la loi de mensualisation, 3/ couverture complémentaire conventionnelle ou facultative d'entreprise), dont seul le premier est du ressort de l'assurance maladie obligatoire, les deux derniers relevant de la prévoyance collective (graphique 1).

² <http://www.gouvernement.fr/gouvernement/prochaine-suppression-de-la-journee-de-carence-dans-la-fonction-publique>

Graphique 1. La prise en charge des arrêts maladie des salariés du privé



Exemple d'articulation entre les trois niveaux d'indemnisation. Cas d'un salarié ayant entre 1 et 5 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

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 toutefois d'une couverture partielle ou totale des trois premiers jours d'arrêt par le biais de la prévoyance d'entreprise (Perronnin *et al.*, 2012).

Il existe à ce jour très peu d'évaluations de l'efficacité des incitations financières dans la régulation des arrêts maladie en France. L'objet de cette étude est d'en proposer une évaluation à travers une analyse du délai de carence des arrêts maladie des salariés du secteur privé. D'une part, elle soulève les enjeux d'équité liés à la régulation des arrêts maladie par ce type d'incitations monétaires en analysant les disparités de couverture entre salariés. D'autre part, elle propose une évaluation de l'efficacité de l'incitation financière que constitue le délai de carence en mettant en évidence l'impact de sa prise en charge sur l'absentéisme. Cette étude mobilise les données de l'enquête Protection sociale complémentaire d'entreprise (PSCE, 2009) qui permet de disposer de données fines sur le niveau de couverture complémentaire pris en charge par la prévoyance d'entreprise, et dont le double volet - portant à la fois sur les salariés et les entreprises - permet d'étudier conjointement les comportements des entreprises et des salariés.

2. Revue de littérature

La littérature économique sur les liens entre niveau d'indemnisation et absentéisme est abondante. 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 domine l'effet revenu, un salaire plus élevé accroît le coût d'opportunité des absences, et sera associé à un moindre absentéisme. Toutefois, si l'indemnisation en cas d'absence est égale au salaire, l'effet de substitution disparaît : dans ce cas, l'absentéisme devrait être croissant avec le niveau de salaire du fait de l'effet revenu (pas de perte de revenus pour un temps de travail diminué) (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 le salaire augmente relativement à l'indemnisation des arrêts maladie, 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'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).

Les résultats de la littérature empirique sont contrastés. Dans la plupart des travaux que nous avons pu recenser, le salaire est effectivement négativement corrélé à l'absentéisme, (cf. Allen, 1981, et Barmby *et al.*, 1991, sur données américaines ; Winkelman, 1999, sur données allemandes ; Dione, Dustie, 2007, sur données canadiennes ; Ose, 2005, sur données norvégiennes ; Barmby *et al.*, 1995, sur données anglaises). Toujours conformément aux modèles théoriques, certaines études observent que le salaire joue un rôle moindre sur le niveau d'absence pour les individus bénéficiant d'une indemnisation en cas d'absence (Allen, 1981), et qu'il peut avoir un effet positif sur l'absentéisme lorsque l'indemnisation est totale

(Böckerman, Ilmakunnas, 2008, sur données finlandaises). Cependant, les élasticités observées sont relativement faibles, et le sens de la causalité est équivoque : ces résultats peuvent confirmer l'hypothèse d'un effet de substitution dominant l'effet revenu (sauf lorsque les absences sont indemnisées totalement), mais la corrélation observée pourrait aussi être due à un effet de sélection (les salariés plus assidus étant plus susceptibles d'accéder à des niveaux de rémunération plus élevés et d'avoir de meilleures promotions). De plus, le fait de ne pas contrôler des conditions de travail contribue probablement à surestimer l'effet du salaire sur les absences (Ose, 2005). Il semble donc que ces résultats ne permettent pas de trancher sur le rôle des incitations financières sur l'absentéisme. De plus, la sensibilité aux incitations financières pourrait varier selon le sexe. Plusieurs études trouvent que contrairement aux hommes, l'effet du salaire est non significatif voire positif chez les femmes (Chaupain-Guillot, Guillot, 2010, sur données européennes ; Ben Halima, Regaert, 2013, sur données françaises), et que leur sensibilité au niveau d'indemnisation est plus faible (Johansson et Brännäs, 1998, sur données suédoises). De leur côté, Henrekson et Persson (2004) concluent à l'effet inverse après avoir observé auprès des femmes une plus grande élasticité de l'absentéisme aux réformes modifiant le niveau d'indemnisation en Suède. La question de l'impact du niveau d'indemnisation sur l'absentéisme a également été largement abordée par des études comparatives. Sur données agrégées, les index nationaux de générosité du système d'indemnisation apparaissent comme un des principaux facteurs explicatifs des écarts d'absentéisme pour maladie dans les pays de l'OCDE (Osterkamp, Röhn, 2007). Les études comparatives sur données individuelles trouvent également un effet significatif du niveau de générosité du système de protection sociale sur l'absentéisme, 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). Enfin, certaines études font profit des changements législatifs pour analyser l'impact de la générosité de l'indemnisation sur l'absentéisme. On peut citer notamment l'étude de Ziebarth et Karlson (2010), qui montre qu'une réforme de réduction du taux d'indemnisation en Allemagne a conduit à réduire l'absentéisme, ou celle de Henrekson et Persson (2004) selon laquelle les réductions (resp. augmentations) du niveau de générosité de l'indemnisation en Suède sur longue période réduisent (resp. augmentent) le nombre moyen de jours d'absence. Une autre étude suédoise, évaluant l'impact d'une mesure de réduction de la générosité de l'indemnisation, trouve effectivement qu'elle s'est suivie d'une réduction de l'occurrence des arrêts courts, mais soulève que celle-ci s'est toutefois combinée avec une augmentation des arrêts longs (Johansson, Palme, 2005). Voss et al. (2001), dont l'étude évalue les effets de l'introduction d'un jour de carence en Suède en 1993, arrivent à un résultat similaire : si cette mesure a permis de réduire l'incidence des arrêts maladie des salariés de la Poste, elle a contribué néanmoins à en allonger la durée. En comparant l'évolution de l'absentéisme 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) montrent que le taux d'absentéisme est marginalement plus élevé avec une indemnisation plus généreuse.

Cette étude vise à combler certaines lacunes de la connaissance sur les effets incitatifs des régimes d'indemnisation sur l'absentéisme. Sa contribution à la littérature est triple : Premièrement, très peu d'études françaises ont pris en compte le niveau d'indemnisation des arrêts maladie et à notre connaissance, aucune n'a évalué l'effet du délai de carence. A défaut de données sur le niveau de prise en charge des arrêts maladie des salariés, la sensibilité de l'absentéisme à son indemnisation a été estimée jusqu'alors de façon indirecte, soit à l'aide d'index de générosité nationaux (*op. cit*), soit à travers des proxys du niveau de couverture portant sur le type d'emploi (être en CDI, bénéficiaire d'une bonne sécurité de l'emploi, et d'une complémentaire santé d'entreprise) (Grignon, Renaud, 2007) ou le salaire (Ben Halima, Regaert, 2013). Seule la stratégie d'estimation de Chemin et Wasmer (*op. cit*) permet de s'affranchir de cette nécessité, en utilisant un cadre d'expérience naturelle qui conduit à exploiter la variabilité de couverture entre l'Alsace-Moselle et le reste de la France sans que le niveau réel d'indemnisation n'ait besoin d'être connu. L'enquête PSCE est la première à recueillir le niveau des garanties de prévoyance auprès d'un échantillon représentatif d'entreprises, et à fournir des données sur le niveau d'indemnisation des salariés en cas d'arrêt maladie. Dans cette étude, nous nous intéressons en particulier aux garanties concernant la prise en charge du délai de carence (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 témoigne la 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 libre choix des entreprises (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, ce qui nous amène à étudier dans un premier temps les déterminants de l'offre de cette couverture complémentaire afin de soulever les enjeux d'équité de ce dispositif.

Deuxièmement, alors que se développe une littérature sur les déterminants de l'absentéisme, aucune étude n'a jusqu'à ce jour 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) et des conditions de travail (Afsa, Givord, 2009, Inan, 2013), l'interprétation de ces effets demeure délicate dans la mesure où les variables d'intérêt utilisées (ex : salaire ou contrat de travail) peuvent être à la fois des proxys des conditions de travail, du niveau de couverture, et de la sécurité de l'emploi. Or 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. De la même façon, l'effet des caractéristiques individuelles (ex : sexe, âge, configuration familiale) peut à la fois révéler des écarts de santé et l'hétérogénéité des préférences. Notre étude contribue à cette littérature sur les déterminants de l'absentéisme 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.

Enfin, cet article contribue à la littérature d'économie appliquée sur l'assurance santé, en isolant l'aléa moral par une stratégie de recherche permettant de gérer des effets potentiels d'anti-sélection. Dans le cadre assurantiel, l'aléa moral reflète l'incidence de l'assurance sur la consommation de soins (que celle-ci soit justifiée ou non), soit ici l'incidence de la couverture du délai de carence sur le recours aux arrêts maladie. La difficulté pour identifier cet effet causal tient à la présence potentielle d'anti-sélection, à savoir le fait que les individus peuvent choisir stratégiquement leur niveau d'assurance en fonction de leur risque anticipé, auquel cas leur consommation de soins sera la cause plus que la conséquence de leur niveau d'assurance. La prise en compte de l'anti-sélection est d'un enjeu majeur dans le domaine de la consommation de soins et de l'assurance santé complémentaire (Geoffard, 2000, Gardiol *et al.*, 2005, Albouy, Crépon, 2007). Contrairement à l'assurance complémentaire santé, la prévoyance complémentaire peut être supposée comme largement exogène au niveau de risque individuel. En effet, la prévoyance complémentaire ne relève pas d'un choix individuel puisqu'elle est souscrite à titre collectif par l'entreprise. De plus, en situation d'asymétrie d'information sur la prise en charge des arrêts maladie proposée par les entreprises, et dans un contexte de marché du travail tendu, on peut raisonnablement faire l'hypothèse que l'offre de travail n'est pas en mesure de choisir son niveau d'assurance. En toute rigueur, on peut néanmoins supposer la présence d'anti-sélection subsistante, soit parce que les salariés anticipant un absentéisme élevé se sélectionnent dans les entreprises proposant une meilleure assurance prévoyance, soit parce que le niveau de couverture proposé par les employeurs pourraient être lié à l'état de santé de la main d'œuvre³. Afin de contrôler d'effets d'anti-sélection, la stratégie de recherche privilégiée en l'absence de données d'expérience naturelle (cf. Chiappori, Durand, Goeffard, 1998) consiste à estimer simultanément la consommation de soins et le niveau d'assurance, et d'instrumenter cette dernière variable potentiellement endogène (Albouy, Crépon, 2007). C'est le choix qui est fait dans la présente étude.

3. Stratégie empirique

³ Il est néanmoins complexe de déterminer *a priori* si un employeur ayant une main d'œuvre en mauvaise santé a intérêt à mieux ou moins bien la couvrir en cas d'arrêt maladie.

Les données utilisées pour l'estimation empirique proviennent de l'enquête PSCE 2009 qui porte sur la complémentaire santé et à la prévoyance d'entreprise (Perronnin *et al.*, 2012). Le volet « établissements » comprend 1.782 établissements en France métropolitaine, du secteur privé non agricole, et employant au moins un salarié. 78% des établissements ont renseigné le niveau de prise en charge du délai de carence (N=1.387). Parmi eux, 61% déclarent indemniser les trois premiers jours d'absence pour tout ou partie de leurs salariés. 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) (voir tableau 3 en annexe pour la description de l'échantillon). Le volet « salariés » se compose de 2.739 salariés échantillonnés parmi les établissements sélectionnés dans le premier volet de l'enquête. 32% d'entre eux déclarent avoir pris au moins un arrêt de travail prescrit par un médecin au cours des 12 derniers mois⁴. En appariant les deux volets, on peut attribuer un niveau de prise en charge du délai de carence à 87% des salariés de l'enquête (N=2.375)⁵, que ceux-ci aient eu un arrêt ou non (voir tableau 4 en annexe pour la description de l'échantillon).

Dans un premier temps, nous nous intéressons aux disparités de prise en charge du délai de carence des salariés du privé en France. L'estimation des déterminants de l'offre de cette assurance peut être écrite de la façon suivante :

$$M_j^* = Z_j \delta + \varepsilon_1 \quad [1]$$

Où M^* est la variable latente associée à la décision de l'employeur j de proposer une assurance du délai de carence des salariés, M 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), δ l'ensemble des paramètres estimant l'effet des caractéristiques Z de l'établissement, et ε_1 le terme d'erreur. Les caractéristiques Z de l'établissement sont des données administratives portant sur les données sociales des établissements (DADS) : 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.

Dans un second temps, nous cherchons à estimer l'impact de la prise en charge du délai de carence sur l'absentéisme des salariés. Formellement :

$$Y_i^* = X_i \alpha + M_{ij} \beta + \varepsilon_2 \quad [2]$$

⁴ 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 20% dans l'échantillon de la base de données HYGIE (année 2005) qui contient uniquement les arrêts indemnisés par la sécurité sociale (données CNAMTS).

⁵ Ce faisant, nous veillons à ce que le niveau de prise en charge déclaré par l'employeur s'applique bien à la catégorie socioprofessionnelle du salarié. Néanmoins, comme les établissements ne déclarent que la prise en charge pour un cas-type de salarié ayant 5 ans d'ancienneté, cette variable n'est qu'un proxy de la couverture pour les salariés ayant moins de 5 ans d'ancienneté (soit 35% de l'échantillon des salariés).

Où Y^* est la variable latente associée à l'absentéisme, Y la variable dichotomique associée (prenant la valeur 1 si le salarié a pris au moins un jour d'arrêt prescrit par un médecin au cours des 12 derniers mois). Les paramètres α estiment l'effet des caractéristiques X du salarié i : caractéristiques individuelles (âge, sexe, niveau de diplôme, composition familiale), état de santé (santé perçue, limitations physiques, affection de longue durée, maladies chroniques), caractéristiques d'emploi (contrat de travail, ancienneté, catégorie socioprofessionnelle, temps de travail, salaire), conditions de travail (satisfaction en emploi, conditions de travail psycho-sociales, expositions présentes et passées à des pénibilités physique), et proxys de l'environnement (région de résidence, taux de chômage départemental).

Sous hypothèse d'anti-sélection où les salariés choisiraient stratégiquement leur entreprise en fonction de l'indemnisation complémentaire des arrêts maladie qui y est proposée, le niveau de couverture pourrait lui-même dépendre du niveau de risque individuel, et M serait alors endogène. A l'instar de Holly et al. (1998), on contrôle de l'antisélection en estimant simultanément le niveau de consommation et le niveau d'assurance, soit le système :

$$\begin{cases} Y_i^* = X_i\alpha + M_{ij}\beta + \varepsilon_2 & [2] \\ M_{ij}^* = X_i\gamma + Z_{ij}\delta + \varepsilon_3 & [3] \end{cases}$$

Où le niveau d'assurance du salarié M peut dépendre – conformément à l'hypothèse d'anti-sélection - à ses facteurs de risques observés X et inobservés ε_3 (équation [3]). L'ensemble des variables du vecteur X sont identiques dans les équations [2] et [3]. Nous intégrons comme variables d'exclusion l'ensemble de caractéristiques Z de l'entreprise qui peuvent contribuer à expliquer la prise en charge par l'employeur du délai de carence (cf. équation [1]). Ces variables servent d'instrument puisqu'il n'y a pas de raison de penser que les caractéristiques de l'entreprise influencent le recours aux arrêts maladie des salariés à état de santé, conditions de travail, et autres caractéristiques individuelles données⁶.

Le probit bivarié nous conduit à postuler une distribution bivariée normale des résidus, tout en autorisant leur corrélation ρ , soit:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} \rightarrow N(0, V) \text{ où } V = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

Toutefois, le test de corrélation des résidus n'est pas significatif. Ceci indique que les salariés ne forgent pas d'anticipation de leur recours aux arrêts maladie à partir de

⁶ Inan (2013) montre par exemple que les différences sectorielles ne sont plus significativement associées à l'absentéisme des salariés une fois que l'on contrôle de leurs conditions de travail. Les résultats de nos tests de robustesse vont dans le même sens : la taille et le secteur de l'entreprise, qui sont fortement associées à la prise en charge du délai de carence, n'ont pas d'effet significatif sur la sinistralité.

caractéristiques inobservables qui les pousseraient à se sélectionner davantage vers des entreprises proposant une meilleure prise en charge⁷.

Par ce modèle, nous estimons l'impact de la couverture du délai de carence sur la probabilité d'avoir au moins un arrêt maladie au cours des 12 derniers mois. Cette variable dichotomique mesure la *probabilité* de sinistralité des arrêts maladie. Nous souhaitons compléter cette analyse en estimant l'impact de la couverture sur son *intensité*. Nous nous intéressons donc dans cette dernière étape de l'estimation au nombre de jours d'arrêts de travail cumulés. La mesure de l'absentéisme dans le questionnaire de PSCE consiste à demander aux salariés leur nombre de jours d'arrêts de travail prescrits par un médecin au cours des 12 derniers mois. Elle ne permet donc pas de distinguer l'occurrence des arrêts maladie de leur durée. Nous avons ici recours à un un modèle de comptage sur le nombre de jours cumulés d'arrêts maladie au cours des 12 derniers mois. Etant donné la distribution de la variable dépendante (voir tableau 5 en annexe), qui se caractérise par un excès de zéros (deux tiers des salariés n'ayant aucun arrêt maladie dans l'année) et une surdispersion (avec une variance supérieure à la moyenne), nous implémentons un modèle de comptage de type négatif binomial à inflation de zéros (ou *zero inflated negative binomial model* - ZINB)⁸. Cette distribution de l'absentéisme est habituelle et les modèles à inflations de zéros sont couramment utilisés dans les études sur les déterminants de l'absentéisme (Campolieti, 2002, Böckerman, Ilmakunnas, 2008). Ce modèle permet d'envisager que le fait de n'avoir aucun arrêt maladie dans l'année peut résulter de deux processus différents : celui de n'être jamais malade, et celui d'avoir été malade mais de ne pas avoir pris d'arrêt maladie. Il consiste à estimer, dans une première étape, la probabilité d'appartenir à l'un ou l'autre de ces groupes. Ainsi, la probabilité d'appartenance au premier groupe des « jamais malades » (que nous appelons le régime A) est estimée par un logit en fonction des facteurs explicatifs Z (aussi appelées variables d'inflation). Cette première estimation modélise l'excès de zéros (la variable dépendante valant toujours 0 pour ce groupe):

$$\begin{aligned} \mu_i &= P(A_i = 1 | z_i) = F(z_i \gamma) \\ \mu_i &= \frac{\exp(\gamma_0 + \gamma_1 z_1 + \gamma_2 z_2)}{1 + \exp(\gamma_0 + \gamma_1 z_1 + \gamma_2 z_2)} \end{aligned} \quad [4]$$

Nous estimons ensuite la durée des arrêts maladie des individus appartenant à l'autre régime, celui des individus susceptibles d'avoir été malades. Parmi eux, certains ont eu un arrêt maladie, mais d'autres ont pu ne pas avoir d'arrêt de travail pendant l'année tout en étant malades (présentéisme). Pour les individus de ce régime, la probabilité de la durée d'arrêt (comprise entre 0 et 365) est déterminée par une régression binomiale négative, conditionnellement à leur appartenance au groupe des individus susceptibles d'avoir été

⁷ Nous ne présenterons pour ce modèle (2) que les résultats de la première équation, la seconde ne servant qu'à contrôler de l'anti-sélection.

⁸ Le test de Vuong confirme que le modèle ZINB est mieux adapté à ces données qu'un modèle négatif binomial standard. Nous vérifions également que le modèle ZINB est mieux adapté qu'un modèle de Poisson à inflations de zéros.

malades ($A=0$) et aux variables explicatives X (qui sont, dans le cas présent, les mêmes que les variables Z).

En pondérant ces probabilités par l'appartenance des individus à chaque régime on obtient une probabilité de durée :

$$\begin{cases} P(y_i = 0 | x_i, z_i) = \mu_i + [(1 - \mu_i) \times P(y_i = 0 | x_i, A_i = 0)] & \text{lorsque } y_i = 0 \\ P(y_i = k | x_i, z_i) = (1 - \mu_i) \times P(y_i = k | x_i, A_i = 0) & \text{lorsque } y_i > 0 \end{cases}$$

Avec pour espérance:

$$E(y_i | x_i, z_i) = \mu_i(1 - p_i)$$

Nous ne présentons pour ce troisième modèle que les résultats du second niveau de l'estimation puisque nous nous intéressons à la durée de leurs arrêts, et que les résultats du premier niveau de l'estimation reflétant la probabilité de ne pas avoir été malade (excès de zéros) ne servent qu'à déterminer l'appartenance au régime qui nous intéresse et sont logiquement assez similaires aux résultats du modèle 2. Dans la mesure où le modèle 2 indique que la prise en charge du délai de carence n'est pas endogène, nous n'instrumentons pas le niveau d'assurance dans ce modèle puisque l'anti-sélection semble suffisamment bien prise en compte par les variables de contrôle.

4. Résultats

D'après l'enquête PSCE 2009, environ 60% des établissements 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. 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, cf. Perronnin *et al.*, 2012). Nos estimations sur les déterminants de l'offre indiquent toutefois que cette couverture est inégalement répartie entre établissements (tableau 1).

Tableau 1. Déterminants de la prise en charge du délai de carence par les établissements

Modèle 1		Prise en charge du délai de carence	
		Probit	
		ME	Std. err
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,	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	-0,031	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		1.387	

Note : * p<0.10, ** p<0.05, *** p<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 de l'auteur

Ainsi, la pension à offrir une indemnisation au cours du délai de carence est nettement plus élevée parmi les grands établissements ou les petits établissements appartenant à une grande entreprise. Au-delà de cet effet de taille, le secteur d'activité joue également un rôle très important. Les établissements appartenant aux secteurs du commerce et de la construction sont moins susceptibles de couvrir leur salariés que les établissements de l'industrie et surtout des autres activités de service (finance, information et communication, immobilier ; activités spécialisées ; administration publique et enseignement ; autres). Ainsi, malgré des conventions collectives relativement favorables dans le BTP, ce secteur ne se distingue pas par une meilleure couverture effective de ses salariés comparé à plusieurs autres secteurs. Ceci semble indiquer que les conventions collectives de branche permettent d'imposer une couverture minimale dans des secteurs où les salariés sont effectivement moins bien couverts. 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

	Ile de France	0,049	0,134	0,116	0,644**	0,133
	Est	0,050	0,138	0,112	0,736	0,148
	Ouest	0,004	0,012	0,105	1,096	0,222
	Sud-ouest	0,002	0,006	0,109	0,820	0,168
	Centre-est	0,014	0,040	0,105	0,816	0,153
	Méditerranée	-0,001	-0,003	0,130	1,279	0,307
	DADS manquant	0,051	0,141	0,182	0,473**	0,158
Salaire	<i>Réf : Q1</i>					
	Q2	0,004	0,011	0,107	0,857	0,157
	Q3	-0,026	-0,074	0,120	0,646**	0,134
	Q4	-0,007	-0,019	0,124	0,533***	0,120
	Q5	-0,102**	-0,302**	0,140	0,485***	0,127
Taux de chômage départemental		0,013	0,038	0,027	1,005	0,045
État de santé	ALD	0,069	0,189	0,119	1,831***	0,340
	Problème de santé chronique	0,068**	0,186**	0,083	0,938	0,123
	Mauvaise santé perçue	0,151***	0,403***	0,085	1,930***	0,281
	Limitations physiques	0,206***	0,540***	0,105	2,976***	0,452
Conditions de travail	Insatisfaction	0,038	0,104	0,111	1,111	0,196
	Salaire inadéquat	0,053**	0,148**	0,066	0,680***	0,077
	Manque de reconnaissance	0,072***	0,200***	0,066	1,251*	0,147
	Pas d'apprentissage	-0,077**	-0,226**	0,090	1,053	0,165
	Manque de liberté	0,055*	0,151*	0,087	1,143	0,165
	Travail sous pression	-0,011	-0,031	0,062	0,993	0,119
	Insécurité	0,079**	0,215**	0,100	1,233	0,201
	Pénibilités physiques présentes	0,019***	0,054***	0,020	1,087**	0,036
	Pénibilités physiques passées	0,007	0,019	0,024	1,096**	0,050
	_constante	0,017***	-1,299***	0,337		
Pred. Pr			0,32			
Prob>chi2 (test rho=0)			0,74			
Prob>chibar2 (test alpha=0)				0,00		
Log Likelihood		-2671,48		-4524,51		
N		2.367		2.375		
Nonzero obs				782		

Note : * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

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.

Source : PSCE 2009, calculs de l'auteur

Alors que ces résultats indiquent que les salariés sont inégalement pris en charge selon le secteur et l'entreprise à laquelle ils appartiennent, cette prise en charge ne semble que faiblement influencer leurs comportements d'absentéisme. Nos estimations font apparaître un effet positif de faible ampleur de la prise en charge du délai de carence sur la probabilité de sinistralité, mais qui n'est pas significatif (modèle 2). Ce résultat est robuste pour toutes les spécifications envisagées ainsi que pour les estimations sur sous-groupes : ainsi, contrairement à d'autres études, nous ne trouvons pas de différence significative de sensibilité aux incitations financières entre hommes et femmes. Toutefois, l'effet est positif et significatif sur l'échantillon des seuls salariés ayant au moins 5 ans d'ancienneté. A l'inverse, la prise en charge du délai de carence semble avoir un effet négatif sur la durée des arrêts maladies (modèle 3) : les salariés couverts durant le délai de carence ont – toutes choses égales par ailleurs – une espérance de durée d'arrêt inférieure de 18% à ceux des salariés non

couverts⁹. Ce coefficient est significatif au seuil de 10%. Le salaire apparaît comme globalement négativement corrélé à l'absentéisme, que ce soit en termes de probabilité ou d'intensité. 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, lorsqu'ils sont indemnisés en cas d'absence, le salaire a un effet négatif sur leur probabilité de s'absenter. 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. L'observation d'un lien négatif entre salaire et absentéisme 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). Il semble effectivement que la perception du travail et les motivations intrinsèques soient déterminantes dans les comportements d'absentéisme des salariés : ainsi, percevoir son salaire comme insuffisant accroît la probabilité d'avoir un arrêt maladie dans l'année (mais en réduit la durée). De la même façon, le manque de reconnaissance, de liberté, de sécurité de l'emploi, sont des facteurs d'absentéisme, 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 l'absentéisme : 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 à l'absentéisme (Head *et al.*, 2007, Godin, Kittel, 2004). Enfin, la satisfaction en emploi n'influence ni la probabilité, ni l'intensité de la sinistralité. Ce résultat inattendu (cf. Steers, Rhodes, 1978) n'est pas inédit (Brown, Sessions, 1996) et s'explique par la prise en compte des conditions de travail psycho-sociales dans l'estimation.

L'effet des caractéristiques individuelles et d'emploi confirme en grande partie les résultats habituels de la littérature. La variété des dimensions capturées par les variables explicatives nous permet toutefois d'apporter des éléments d'interprétation à ces effets

⁹ Les coefficients du modèle 3 sont exprimés en incidence rate ratios (IRR) qui s'interprètent comme des coefficients multiplicateurs de l'espérance de la durée d'arrêt pour un changement marginal de la variable explicative (ou pour un changement de 0 à 1 pour les *dummies*). Les coefficients présentés dans le tableau 2 sont ceux de l'équation de comptage, et s'interprètent conditionnellement à l'appartenance au régime n'ayant pas d'excès de zéros, soit comme les estimateurs de la durée des arrêts des salariés ayant été susceptibles d'avoir eu au moins un arrêt maladie dans l'année (ils n'incorporent donc pas les effets d'occurrence pour lesquels on se réfère au modèle 2).

individuels souvent observées. Ainsi, les caractéristiques objectives de qualité du travail jouent un rôle moins important sur l'absentéisme que les conditions de travail psychosociales. En effet, après contrôle du salaire et des conditions de travail psycho-sociales, seul le fait d'occuper un emploi temporaire réduit substantiellement le recours et la durée des arrêts maladie, ce qui semble confirmer l'effet « disciplinant » du risque de chômage. Le taux de chômage départemental n'est quant à lui pas significatif, ce qui peut indiquer que les salariés évaluent leur risque de chômage davantage en fonction de leur propre situation de travail que du bassin d'emploi où ils vivent. Nous ne trouvons pas en revanche d'effet significatif de l'ancienneté sur la probabilité d'absences, contrairement à une récente étude qui a mis en évidence un recours plus élevé aux absences chez les salariés en CDI depuis plus d'un an (Inan, 2013). Ce résultat pourrait indiquer qu'une faible ancienneté constitue souvent un *proxy* d'une absence de couverture (les salariés ayant moins d'un an d'ancienneté ne bénéficient pas de la loi de mensualisation, et ne perçoivent les indemnités de la sécurité sociale que sous certaines conditions de cotisations préalables) et d'une insécurité de l'emploi, dimensions qui sont capturées par notre modèle. Conformément à la littérature, nos résultats suggèrent que les femmes ont une probabilité de s'absenter plus élevée que les hommes, et des durées d'arrêts plus longues. D'après nos résultats, 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'absentéisme. Certes, la conciliation entre vie familiale et professionnelle et une moindre intensité du travail peut être à même de réduire l'absentéisme, 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, qui ne peuvent pas être identifiés dans nos données) 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 spécialistes, cf. Montaut, 2010). Ces résultats ne nous permettent toutefois pas de trancher sur une hétérogénéité des préférences pour le loisir. Il en est de même pour les différences d'absentéisme selon l'âge : alors que les salariés plus âgés sont plus susceptibles d'avoir des arrêts longs (mais d'après nos résultats de façon significative seulement au-delà de 60 ans) (comme cela a été mis en avant par Lê, Raynaud, 2007, Missègue, 2007, Ben Halima, Regaert, 2013), nos 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.

5. Discussion

Cet article s'est attaché à évaluer l'efficacité et l'équité du délai de carence comme incitation financière de régulation de l'absentéisme pour raison de santé des salariés. 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, nous avons pu pour la première fois évaluer l'impact de la générosité de l'indemnisation des arrêts maladie sur les comportements des salariés. L'effet de l'indemnisation au cours du délai de carence s'avère être positif mais non significatif sur la probabilité de sinistralité, mais négatif sur son intensité. Ces résultats indiquent que l'aléa moral concernant l'absentéisme pour raisons de santé est relativement faible. Ainsi, le choix des employeurs du secteur privé de couvrir leurs salariés au-delà de leurs obligations légales relève bien d'une décision rationnelle : la souscription d'une assurance de prévoyance complémentaire du délai de carence permet de limiter les coûts liés au présentéisme, sans pour autant accroître leur niveau de risque, même lorsque cette prise en charge atteint 100% du salaire. 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). Cet effet est maîtrisé par notre stratégie d'estimation, et le lien observé entre le niveau de couverture et l'absentéisme ne peut donc pas être attribué à des effets de sélection. On pourrait également envisager une causalité inverse entre le niveau de couverture et le niveau de risque si les entreprises les plus à risque avaient tendance à mieux couvrir leurs salariés. Les résultats de l'estimation d'offre indiquent que cela est peu probable : 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 supplément de rémunération qu'une forme de compensation de conditions de travail difficiles. Enfin, étant donné la distribution de cette couverture, il est probable au contraire que le délai de carence soit plutôt mieux pris en charge pour les salariés en meilleure santé. Ce possible effet de sélection - qui pourrait conduire à surestimer l'effet de la couverture sur l'absentéisme - est neutralisé par notre estimation qui contrôle de l'état de santé des salariés et permet d'isoler l'effet propre de la couverture sur la sinistralité.

Pour le législateur, le délai de carence ne semble pas constituer une voie de régulation efficace 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, il impacte défavorablement l'intensité de la sinistralité et contribue à en accroître la durée cumulée. Nous pouvons avancer deux hypothèses pour expliquer ce phénomène. La première est celle d'un « effet de présentéisme » 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 de second ordre » 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). Nos résultats sont plutôt en faveur de la seconde hypothèse, car un présentéisme accru des salariés non couverts devrait se manifester par un effet positif de la prise en charge sur la probabilité de sinistralité, or cet effet n'est pas significatif. Toutefois, la non-significativité de l'effet peut être due à un manque de puissance statistique. Celle-ci pourrait s'expliquer d'une part par la taille de l'échantillon, et d'autre part par la nature de la variable dépendante. En effet, la mesure de l'absentéisme dont nous disposons ne permet pas de distinguer les arrêts maladie selon leur fréquence et leur durée. Nous avons mesuré l'effet de la couverture sur la probabilité de sinistralité (avoir au moins un arrêt dans l'année) et l'intensité de la sinistralité (durée cumulée des arrêts dans l'année). On pourrait toutefois faire l'hypothèse que l'effet de l'assurance puisse être déterminant pour des arrêts récurrents. La première variable de sinistralité ne permet de capter un effet incitatif qu'à partir du premier arrêt ; si l'incitation ne fait effet qu'à partir d'un certain nombre d'arrêts, l'effet incitatif est sous-estimé. Les arrêts récurrents sont introduits dans la seconde variable de sinistralité. Des durées cumulées longues peuvent toutefois aussi bien comporter des arrêts courts et fréquents que des arrêts rares et longs, ces derniers étant moins susceptibles d'être affectés par le délai de carence. Ici encore, nos résultats peuvent donc sous-estimer l'effet du délai de carence sur l'occurrence des arrêts. Par conséquent, il nous semble que l'hypothèse de présentéisme ne peut pas être fermement écartée.

En tout état de cause, nos résultats montrent que le délai de carence ne constitue pas en soi un instrument incitatif efficace, car les salariés non couverts ont une sinistralité globale plus élevée que les salariés couverts. La possibilité laissée aux employeurs d'indemniser les salariés au cours du délai de carence permet d'atténuer les effets indirects indésirables de ce type d'incitation financière. 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 les inégalités sectorielles.

Il existe cependant des marges de manœuvre importantes de réduction de l'absentéisme 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. Les possibilités d'aménagement du temps de travail constituent une autre stratégie à privilégier dans un souci de réduire l'absentéisme dû à des difficultés de conciliation entre vie privée et professionnelle ou à une inadéquation entre les capacités et aspirations individuelles et l'intensité du travail. Enfin, un levier majeur de réduction de l'absentéisme 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 l'absentéisme pour raison de santé des salariés.

Ces résultats inédits sur les effets de l'indemnisation des arrêts maladie sur les comportements des salariés en France, comportent évidemment certaines limites. Ainsi, l'échantillon de l'enquête PSCE 2009 est relativement restreint, ce qui limite les possibilités d'analyses plus approfondies (notamment sur sous-groupes). 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. En l'absence de données longitudinales sur le niveau d'indemnisation d'un plus grand échantillon de salariés en France, nous envisageons d'évaluer les effets assurantiels de la prise en charge des arrêts maladie en analysant l'effet des modifications législatives intervenues suites à l'accord national interprofessionnel de 2008 dans un cadre d'expérience naturelle à partir de données administratives sur les versements de prestations en espèces.

6. Bibliographie

- Afsa C., Givord P. (2009)**, « Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie : Le cas des horaires irréguliers », *Économie & prévision*, 187 : 83-103.
- 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.
- 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.
- Gardiol 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.
- 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. (2009)**, “A Natural Experiment on Sick Pay Cuts, Sickness Absence, and Labor Costs”, *SOEP Papers*, DIW, n°244.

7. Annexes

Tableau 3. Description de l'échantillon des établissements (N=1.387)

Prise en charge du délai de carence	Prise en charge totale	54,6
	Prise en charge partielle	1,9
	Différente selon les catégories	5,0
	Aucune prise en charge	38,5
Répartition selon la taille (%)	0 à 9 salariés (€ à une grande entreprise)	3,1
	0 à 9 salariés (€ à une petite entreprise)	51,0
	10 à 49 salariés	24,2
	50 à 249 salariés	16,5
	Plus de 250 salariés	4,3
Répartition selon le secteur d'activité (%)	Construction	17,2
	Industrie	22,7
	Commerce	22,5
	Finance, info-com, immobilier	7,6
	Activités spécialisées	11,4
	Administration publique, enseignement, santé, action sociale	10,7
	Autres activités de service	7,8
Composition de la main d'œuvre (moyennes)	Proportion de femmes	39,6
	Proportion de CDI	77,8
	Proportion de moins de 33 ans	32,3
	Proportion de 33 à 42 ans	24,0
	Proportion de 43 à 52 ans	22,6
	Proportion de 53 ans et plus	13,8
	Proportion d'ouvriers	33,7
	Proportion de cadres	9,5
	Proportion de prof. intermédiaires	21,5
	Proportion d'employés	26,7
Salaire net moyen (moyenne par quintile)	Q1	4.887
	Q2	9.057
	Q3	12.801
	Q4	16.916
	Q5	25.740
Répartition par région (%)	Bassin parisien	16,6
	Nord	5,7
	Ile de France	14,5
	Est	10,0
	Ouest	13,9
	Sud-ouest	12,5
	Centre-est	15,1
	Méditerranée	11,7
DADS manquant (nombre)		100

Note : données non pondérées portant sur l'échantillon des établissements ayant renseigné le niveau de prise en charge des trois premiers jours d'absence de leurs salariés.

Source: PSCE 2009

Tableau 4. Description de l'échantillon des salariés (N=2.367)

Part de salariés dont l'employeur couvre le délai de carence (%)		59,1
Age (médiane)		42
Part de femmes (%)		43
Salaire net (médiane)		17.510
Ancienneté (médiane)		8
Part de temps plein (%)		75,4
Répartition selon la situation du ménage (%)	Célibataires seuls	12,7
	Couples	18,0
	Célibataires+ enfants/autres	14,8
	Couples + enfants/autres	54,5
Répartition selon le contrat (%)	CDI	83,2
	CDD	6,4
	Apprentissage	3,7
Répartition selon la CSP (%)	Ouvriers	33,9
	Employés	23,7
	Professions intermédiaires	25,3
	Cadres	11,7
	Chefs d'entreprise	0,5
Répartition selon le niveau de diplôme (%)	VI. Élémentaire	15,9
	V. BEP, CAP	31,6
	IV. BAC	17,2
	III. Bac +2	16,8
	II et I: Supérieur	18,3
Répartition par région de résidence (%)	Bassin parisien	16,9
	Nord	5,4
	Ile de France	12,6
	Est	11,6
	Ouest	14,7
	Sud-ouest	12,3
	Centre-est	14,4
	Méditerranée	7,5
	DADS manquant	4,6
Proportion de salariés en mauvaise santé (%)	ALD	7,3
	Problème de santé chronique	18,3
	Mauvaise santé perçue	15,2
	Limitations physiques	9,2
Proportion de salariés avec de mauvaises conditions de travail (%)	Insatisfaction	8,6
	Salaire inadéquat	38,7
	Manque de reconnaissance	37,6
	Pas d'apprentissage	15,0
	Manque de liberté	13,0
	Travail sous pression	39,0
	Insécurité	9,2
Exposition aux risques professionnels (moyenne du nb sur 8 risques possibles)	Pénibilités physiques présentes	1,7
	Pénibilités physiques passées	0,7

Note : données non pondérées portant sur l'échantillon des salariés travaillant dans des établissements ayant renseigné le niveau de prise en charge des trois premiers jours d'absence.

Source: PSCE 2009

Tableau 5. Distribution des arrêts maladie

Salariés ayant eu au moins un arrêt maladie au cours des 12 derniers mois (%)		
		33,0
Durée cumulée des arrêts maladie pris	Min	1
	Max	365
	Moyenne	33,8
	P25	4
	Médiane	8
	P75	30
	P90	90

Champs : salariés de l'échantillon d'analyse (N=2.367)

Source: PSCE 2009