

# DOSSIERS solidarité et *santé*

## L'effet d'une extension des indemnités complémentaires sur les arrêts maladie

Une évaluation de l'ANI de 2008

N° 69

Octobre 2015

L'accord national interprofessionnel (ANI) du 11 janvier 2008 a étendu l'accès aux indemnités journalières obligatoirement versées par les employeurs du secteur privé aux salariés de plus d'un an d'ancienneté (contre 3 ans auparavant).

Cette étude évalue l'effet de l'augmentation du niveau d'indemnisation sur le recours aux arrêts maladie des salariés concernés par l'ANI. Elle mobilise des données administratives d'un échantillon représentatif d'environ 200 000 salariés suivis de 2005 à 2010. L'impact causal de la réforme est identifié par une méthode de différence de différences consistant à comparer l'évolution du recours aux arrêts maladie avant et après son entrée en vigueur entre les salariés pour lesquels les règles d'indemnisation ont été modifiées (1 à 3 ans d'ancienneté) et les autres salariés.

Les résultats indiquent que l'ANI n'a pas eu d'effet sur le nombre et la durée des arrêts maladie des salariés concernés, ni en 2009, ni en 2010.



Samuel MÉNARD

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



<b>Abstract</b>	<b>5</b>
<b>Résumé</b>	<b>6</b>
<b>Les effets de l'indemnisation sur les arrêts de travail</b>	<b>7</b>
Des réformes aux effets contrastés selon le profil d'indemnisation	7
Peu d'évaluations du système d'indemnisation français	8
<b>La réforme consécutive à l'ANI de 2008</b>	<b>10</b>
Contexte institutionnel	10
Un cadre d'expérience naturelle	11
<b>Une réforme sans effet sur le recours aux arrêts maladie</b>	<b>14</b>
L'évolution du recours aux arrêts maladie entre 2005 et 2010	14
Pas d'influence significative de la réforme sur les arrêts maladie	16
<b>Conclusion</b>	<b>17</b>
Annexe 1. La constitution des groupes traités et de contrôle	19
Annexe 2. Statistiques descriptives	23
Annexe 3. Stratégie d'estimation	24
Annexe 4. Résultats des estimations	28
Bibliographie	33



---

## Abstract

---

Samuel MÉNARD, Catherine POLLAK

### The effect on sick leaves of a reform increasing complementary sickness benefits:

#### The case of the ANI 2008 in France

This study assesses the impact on sickness leaves of a reform increasing complementary sickness benefits in the French private sector. While the social insurance covers 50% of gross income losses due to sickness after a waiting period of three days, employers are mandated to provide complementary benefits to reach a replacement rate of at least 90% for the first month of sickness leave, and 66% during the second month. The reform, introduced after the National Inter-professional Agreement (ANI) of January 2008, extended access to the compulsory complementary sickness benefits to all employees with over one year of tenure in the firm, versus 3 years before the reform (I). It also reduced the waiting period for these complementary benefits from 10 to 7 days for all eligible employees (II).

The analysis uses administrative panel data of a representative sample of about 200 000 employees from the private sector for 2005 to 2010. It assesses the causal effect of the increase in replacement rates induced by the reform (I) through a difference in difference estimator. The method consists in comparing sickness absence claims before (2006-2007) and after the reform (2009-2010) between employees for which the eligibility to sickness benefits has changed (1 to 3 years of tenure) (treated group) and employees with at least 3 years of tenure unaffected by the reform (control group). Since dates in job changes are unobserved, a method based on yearly income ratios between employers is developed to estimate tenure and precisely affect employees to treated and control groups. Due to the simultaneity between the reform and the beginning of the Great Recession, the control groups are meticulously examined in order to verify the common trend assumption on sickness absence behavior between groups. Several robustness checks are led, including systematic placebo tests on a period where no legal changes took place (2007) and addition of supplementary control groups unaffected by the reform (region of Alsace-Moselle) (triple difference estimator).

The results indicate that the reform did not have any significant impact on the amount or the duration of sickness leaves, neither in 2009, nor in 2010. In numerous cases, collective labor agreements already provided an additional compensation for employees after one year of tenure. Nevertheless, for approximately a quarter of industries the reform induced a substantial increase of the mandatory level of compensation provided to employees. With regard to this proportion, the insignificant and quasi-null *intention to treat* effect shows that even in the hypothesis of a behavioral response of the *actually treated*, changes in sickness leave behavior have in any case been negligible, and to no comparison with what has been observed after generosity changes in insurance systems in other European countries. This result could be explained by the weak media attention given to the French reform, its complexity, a low elasticity of absence to the level of benefits for employees with low tenure, and the combination of two incentives (waiting periods, and degressive benefits over the duration of sickness leaves) that can impact absence behavior in opposite directions.

#### *Key words*

Sickness leave, moral hazard, public policy assessment, difference-in-differences

---

## Résumé

---

Il existe à ce jour peu d'études ayant évalué l'effet des incitations financières du système d'indemnisation français sur les comportements d'absence des salariés. L'enjeu pour le décideur public étant de construire un régime d'indemnisation permettant de couvrir les salariés des pertes de revenus induites par les incapacités temporaires de travail tout en limitant l'incidence de l'aléa moral. Si les modèles théoriques standards suggèrent que l'absentéisme est croissant avec le niveau de générosité de l'indemnisation, les résultats de la littérature empirique sont plus contrastés. De plus, l'observation d'un lien entre générosité et absences renseigne peu sur l'effet des différents dispositifs d'une architecture d'indemnisation souvent complexe et pouvant générer des incitations différentes (délais de carence, taux de remplacement, dégressivité ou progressivité des indemnités, etc.).

Cette étude évalue l'effet d'une réforme modifiant l'éligibilité aux indemnités complémentaires des salariés du secteur privé en France (réforme prévue par l'accord national interprofessionnel (ANI) du 11 janvier 2008). Cette réforme a étendu l'accès au complément obligatoire versé par l'employeur aux salariés de plus d'un an d'ancienneté, contre 3 ans auparavant. Ce complément permet d'atteindre un taux de remplacement minimal de 90 % puis de 66 % contre les 50 % du salaire journalier brut versé par l'assurance maladie en cas d'arrêt maladie à partir du 4<sup>e</sup> jour. En même temps, le délai de carence pour bénéficier de ce complément a été réduit de 10 à 7 jours pour tous les salariés de plus d'un an d'ancienneté.

L'étude se focalise sur le premier volet de cette réforme, en mesurant les effets de l'augmentation des taux de remplacement prévue par la loi sur les comportements de recours aux arrêts de travail. Afin d'en mesurer l'effet du point de vue des finances sociales, l'analyse mobilise des données administratives pour un large échantillon représentatif des salariés du secteur privé. Pour identifier un effet causal, la stratégie d'estimation prend avantage du cadre d'expérience naturelle offert par la réforme : elle consiste à comparer l'évolution du recours aux arrêts maladie des salariés ayant entre 1 et 3 ans du régime général hors Alsace Moselle<sup>1</sup> à des groupes de salariés non concernés par la réforme. Même si seulement une partie des salariés visés par la réforme sont réellement impactés (les branches ou les entreprises pouvant prévoir des indemnités plus favorables), la loi ne peut qu'augmenter le niveau moyen d'indemnisation des salariés potentiellement concernés puisqu'elle fixe un seuil d'indemnisation minimal supérieur au niveau d'indemnisation minimal qui prévalait avant la réforme. L'analyse permet donc de s'affranchir de la nécessité de connaître le niveau réel d'indemnisation des salariés. Elle ne vise pas à mesurer une élasticité des absences aux niveaux d'indemnisation mais à mesurer l'effet global de la réforme. L'étude propose une méthode pour estimer finement l'ancienneté des salariés et ainsi affecter précisément les individus à un groupe traité ou non traité. Un examen minutieux des groupes de contrôle potentiels est mené pour s'assurer de la validité de l'hypothèse de tendance commune de recours aux arrêts maladie, dans un contexte de réforme intervenant simultanément au début de la crise économique.

Les résultats indiquent que l'extension des indemnités complémentaires n'a pas eu d'effet significatif sur le recours aux arrêts maladie des salariés potentiellement concernés par la réforme, ni en 2009, ni en 2010. En effet, selon une étude réalisée à partir d'une cinquantaine de conventions collectives (CTIP 2008), les trois quarts des conventions collectives prévoient déjà l'éligibilité aux indemnités complémentaires des salariés d'un an d'ancienneté, l'effet attendu de la réforme était donc nul dans ce cadre. Cependant, pour 26 % des conventions collectives, la réforme s'est traduite par une amélioration concrète pour les salariés de 1 à 3 ans d'ancienneté, qui deviennent réellement éligibles aux indemnités complémentaires. L'absence d'effet significatif global (rappelons qu'il n'est pas possible de distinguer dans les données ces deux sous-populations) suggère qu'une éventuelle modification des comportements parmi les salariés réellement affectés, n'aurait pu être que de faible ampleur et sans commune mesure avec les effets constatés dans d'autres pays. Cela pourrait s'expliquer par la faible médiatisation et la complexité de la réforme et par une plus faible sensibilité des absences à l'indemnisation des salariés ayant peu d'ancienneté, susceptibles d'être moins bien informés de leur indemnisation et plus pénalisés dans la progression de leur carrière en cas d'absence que les salariés ayant plus d'ancienneté.

<sup>1</sup> Le régime Alsace Moselle prévoyant déjà une indemnisation sans condition d'éligibilité, il n'a pas été impacté par la réforme.

---

## Les effets de l'indemnisation sur les arrêts de travail

---

Si la littérature théorique en économie prédit une augmentation du taux d'absence avec une augmentation du niveau de générosité de l'indemnisation (encadré 1), les résultats de la littérature empirique sont plus contrastés. Au niveau international, la générosité du système est corrélée aux taux d'absences au travail et semble expliquer en grande partie les fortes disparités de durées d'arrêts au niveau agrégé (Osterkamp, Rohn, 2007). On compte ainsi 5 jours d'arrêts maladie par an et par salarié aux États-Unis où la générosité est qualifiée de faible, contre 20 jours pour la Suède et 26 pour la Pologne ou elle est la plus élevée de l'ensemble des pays observés. Cependant, un examen des données microéconomiques, montre que l'influence du cadre institutionnel est moindre que celle des caractéristiques individuelles (Frick, Malo, 2008), voire n'est significative que certaines années (Chaupain-Guillot, Guillot, 2009). Ces études comparatives reposent sur des mesures synthétiques globales du niveau de générosité qui ne permettent pas de distinguer l'effet des différents dispositifs pouvant avoir un effet incitatif (délais de carence, taux de remplacements, durées d'indemnisation, certificats médicaux obligatoires, etc.).

---

### ENCADRE 1 – LES LIENS THEORIQUES 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. En effet, l'arrêt représente un coût d'opportunité à court terme pour le salarié prenant la forme d'une diminution de revenus, et la générosité de l'indemnisation réduit ce coût (Allen, 1981, Dione, Dustie, 2007). De plus, la prise d'arrêts maladie représente aussi un coût d'opportunité à moyen et long terme, que le régime d'indemnisation ne peut couvrir. Il a par exemple été montré qu'un plus grand nombre ou une plus longue durée des arrêts augmente la probabilité d'être au chômage par la suite (Hesselius, 2007) et que les salariés semblent anticiper ce risque en réduisant leur recours aux arrêts suite à une période de chômage ou d'inactivité (Barnay *et al.*, 2015). Aussi, l'analyse des promotions des managers dans les institutions financières met en évidence une relation significativement négative entre le nombre de jours d'arrêts pris et le niveau des augmentations de salaires ou promotions (Judiesch, Lyness, 1999). Les principaux modèles théoriques prédisent donc une réduction du taux d'absence lorsque l'indemnisation baisse relativement au salaire. 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).

---

## Des réformes aux effets contrastés selon le profil d'indemnisation

En dehors de cette littérature comparative, certains travaux ont pu évaluer l'effet de réformes modifiant le niveau de générosité de l'indemnisation sur les absences pour maladie au sein d'un pays. Les résultats suggèrent que les effets d'une modification du niveau de générosité diffèrent selon le profil de l'indemnisation. Des chocs de générosité semblent produire les effets escomptés dans des systèmes où l'indemnisation est dégressive, c'est-à-dire où le taux d'indemnisation baisse au-delà d'une certaine durée d'arrêt. En Allemagne, la réduction du taux d'indemnisation versé par l'entreprise de 100 % à 80 % pour les 6 premières semaines d'arrêt des employés du secteur privé en 1996, a induit un moindre recours aux arrêts maladie (Karlsson, Ziebarth, 2010) ainsi qu'une baisse de leur durée (Puhani, Soderhof, 2010). En 1999, un retour à un taux de remplacement de 100 % aurait fait augmenter le taux d'absentéisme de 10 % parmi les salariés concernés par la réforme, et de 20 % parmi les salariés réellement traités (qui représentaient environ la moitié des salariés concernés) (Karlsson, Ziebarth, 2013). D'autres travaux suggèrent également que la dégressivité de l'indemnisation crée une incitation à limiter la durée des arrêts maladie : en Norvège par exemple, on observe des taux de rémission plus élevés les semaines qui précèdent le seuil de basculement de l'indemnisation maladie à celle, moins généreuse, de l'invalidité (Markussen *et al.*, 2011). Une baisse de l'indemnisation des arrêts longs en Suède a également conduit à réduire le nombre moyen de jours d'arrêt (Henrekson, Persson, 2004).

Les effets de chocs de générosité sur le recours aux arrêts maladie sont plus contrastés lorsqu'ils affectent la progressivité de l'indemnisation, c'est-à-dire l'augmentation du taux d'indemnisation à partir d'une certaine durée d'arrêt. Ainsi, plusieurs études constatent que des réductions du niveau de générosité peuvent conduire à accroître le recours aux arrêts longs. En Italie, une réforme de 2008 ayant réduit le niveau d'indemnisation les 10 premiers jours d'arrêt dans le secteur public

(baissant le taux de remplacement de 10 à 20 points de pourcentage selon les cas) et ayant simultanément renforcé les possibilités de contrôles, a augmenté les taux de sortie d'arrêts courts mais a été associée à une augmentation de la durée des arrêts longs (De Paola *et al.*, 2014). Un effet similaire a été constaté en Suède suite à une réduction du niveau d'indemnisation durant les 3 premiers mois d'arrêt (Johansson, Palme, 2005). L'introduction d'une journée de carence en Suède a également été suivie d'une augmentation des arrêts longs (Voss *et al.*, 2001), et sa suppression a réduit le nombre total d'absences pour maladie (Pettersson-Lidbom, Skogman Thoursie, 2013). Ces résultats pourraient s'expliquer par le fait qu'une indemnisation progressive, même moins généreuse, augmente le coût du retour en emploi, par exemple en cas de rechute, et incite à prolonger les arrêts.

## Peu d'évaluations du système d'indemnisation français

Ces résultats de la littérature internationale semblent indiquer que l'effet du niveau de générosité sur les comportements d'arrêt varie sensiblement selon le profil de l'indemnisation. A ce jour, il n'existe que peu de travaux évaluant l'effet des incitations financières du système d'indemnisation français. L'indemnisation des arrêts maladie dans le secteur privé en France est un exemple de système complexe aux incitations multiples (certificat obligatoire dès le premier jour d'arrêt, délais de carence, progressivité et dégressivité des taux de remplacement). A défaut de données sur le niveau d'indemnisation des arrêts maladie, les travaux français ont souvent estimé l'effet de l'aléa moral de façon indirecte, soit à l'aide d'indices de générosité nationaux (Frick, Malo, 2008), soit à travers des *proxys* portant sur le type d'emploi (Grignon, Renaud, 2007), le salaire (Ben Halima, Regaert, 2013), ou les conventions collectives (Ben Halima *et al.*, 2015).

Une stratégie d'estimation développée par Chemin et Wasmer (2008) permet de s'affranchir de la nécessité de connaître le niveau réel d'indemnisation en comparant l'évolution de l'absentéisme avant et après la loi de mensualisation de 1978 en France avec celle observée en Alsace-Moselle, qui disposait déjà d'un régime d'indemnisation plus favorable. Les résultats montrent que la mise en place du complément d'indemnisation obligatoire de l'employeur à partir du 11<sup>ème</sup> jour, pour les salariés de plus de 3 ans d'ancienneté, aurait entraîné une moindre baisse du taux d'absentéisme pour maladie pour les bénéficiaires de la réforme. Une autre étude en cours reposant également sur la comparaison avec l'Alsace-Moselle, cette fois sur données administratives en panel, trouve que le passage au système plus généreux en Alsace-Moselle (indemnisation à 100 % et sans délai de carence) semble conduire à des arrêts plus fréquents mais à une durée totale d'arrêt équivalente (Davezies, Toulemon, 2015). L'absence de délai de carence en Alsace-Moselle pourrait contribuer à expliquer ce résultat : d'autres travaux suggèrent que la prise en charge du délai de carence par certains employeurs n'augmente pas significativement la probabilité de sinistralité des arrêts maladie des salariés, mais en réduit l'intensité, conduisant *in fine* à réduire la durée totale des arrêts (Pollak, 2015).

La présente étude contribue à la littérature existante en examinant l'effet isolé d'une augmentation des taux de remplacements sur les épisodes d'arrêts d'une durée intermédiaire (entre 11 et 67 jours). Même si la littérature suggère qu'une augmentation du niveau d'indemnisation devrait accroître l'absentéisme, les résultats de la littérature empirique indiquent que les effets d'un choc de générosité peuvent avoir des effets en sens opposé selon qu'ils renforcent la dégressivité ou la progressivité de l'indemnisation. Lorsque les arrêts longs sont moins bien indemnisés que les arrêts courts (dégressivité), l'indemnisation incite à réduire la durée des arrêts. Lorsque les arrêts courts sont moins bien indemnisés (progressivité) par exemple par l'existence de délais de carence, il peut y avoir une incitation à prolonger les arrêts, notamment parce que le risque d'une rechute devient plus coûteux. En maintenant le taux d'indemnisation inchangé pour les arrêts courts et longs, la réforme française a simultanément renforcé la progressivité et la dégressivité de l'indemnisation pour une partie des salariés du secteur privé. L'effet attendu de cette réforme sur leurs arrêts maladie est donc équivoque. La stratégie d'estimation est proche de celle proposée par Chemin et Wasmer (2008) dans la mesure où elle mobilise le cadre d'expérience naturelle offert par un changement de réglementation rendant de nouveaux salariés éligibles aux indemnités complémentaires. Elle s'en distingue par l'analyse d'une réforme plus récente (2008 contre 1978), le recours à plusieurs groupes de contrôles afin de tester la robustesse des estimations, et par la mobilisation de données administratives pour



isoler les arrêts maladie indemnisés d'autres absences pour raison de santé et pour disposer de l'ensemble des épisodes d'arrêt, permettant ainsi d'observer les effets de la réforme sur la fréquence et la durée des arrêts indemnisés<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> alors que Chemin et Wasmer s'appuyaient sur des données déclaratives, à partir de l'enquête emploi, et comparaient des taux d'absence (proportion de salariés absents pour raison de santé une semaine de référence).

## La réforme consécutive à l'ANI de 2008

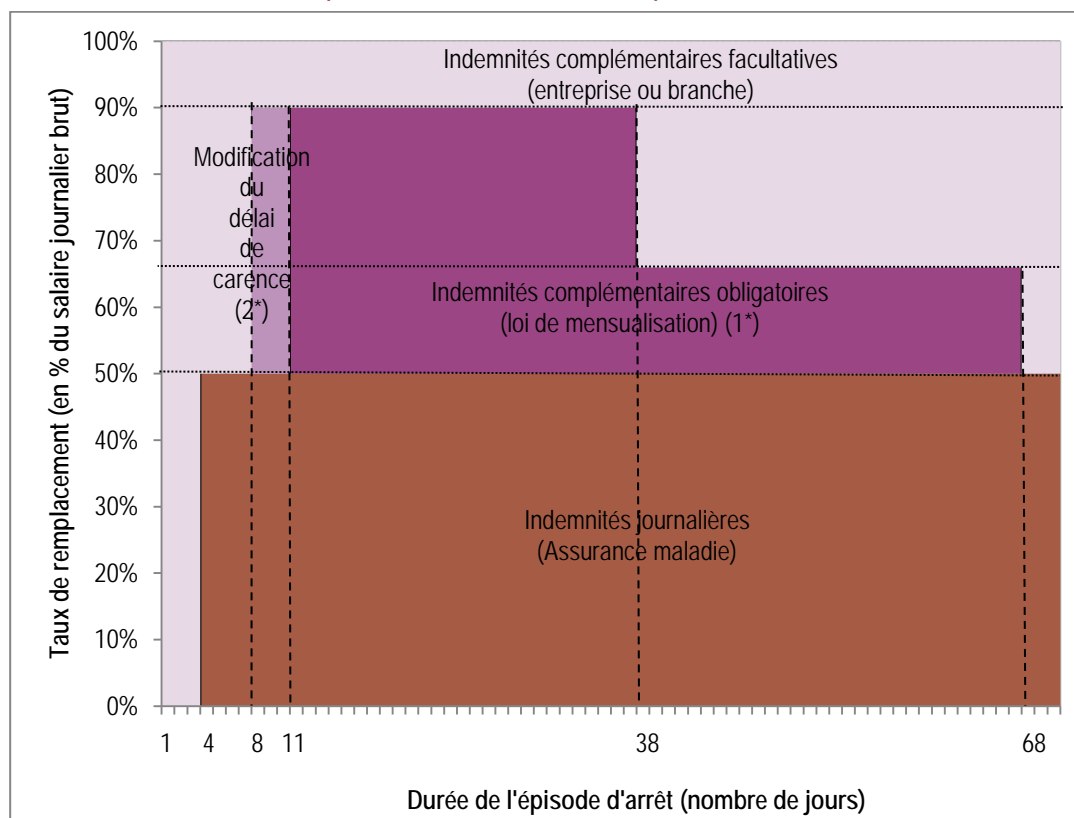
### Contexte institutionnel

Depuis 1978, la loi dite de mensualisation détermine le régime d'indemnisation des arrêts maladie pour les salariés du privé en France (hors Alsace-Moselle), qui s'articule en 3 piliers (graphique 1) :

- les indemnités journalières (IJ), représentant 50 % du salaire journalier brut, versées par l'assurance maladie à l'ensemble des salariés à partir du 4<sup>ème</sup> jour d'arrêt<sup>3</sup> ;
- un complément obligatoire versé par l'entreprise à partir du 11<sup>ème</sup> jour, portant l'indemnisation à au moins 90 % du salaire journalier brut pendant 30 jours, et au moins 66 % pendant les 30 jours suivants, aux salariés qui remplissent la condition d'ancienneté de plus de 3 ans dans l'entreprise ;
- des indemnités supplémentaires pouvant être prévues par des accords au niveau de la branche (conventions collectives) ou bien par l'entreprise, pouvant porter le total à 100 %, généralement *via* une institution de prévoyance facultative.

GRAPHIQUE 1

#### Schéma d'indemnisation des épisodes d'arrêt des salariés du privé



cas d'un salarié ayant entre 1 et 6 ans d'ancienneté Hors Alsace-Moselle

Lecture : L'ANI de 2008 réforme l'indemnisation complémentaire obligatoire : ce palier devient obligatoire pour les salariés ayant au moins 1 an d'ancienneté contre 3 ans auparavant (1\*). Le délai de carence pour en bénéficier passe de 10 à 7 jours pour l'ensemble des salariés d'1 an d'ancienneté (2\*).

<sup>3</sup> Avec certaines majorations possibles (au-delà de 3 mois en cas d'augmentation générale des salaires ; 66 % si 3 enfants à charge à partir du 31<sup>ème</sup> jour).

L'article 5 de l'ANI, entré en vigueur suite à l'arrêté du 23 juillet 2008<sup>4</sup> a modifié les conditions d'application de cette loi en modifiant le volet complément obligatoire de la manière suivante :

- (1\*) *L'ancienneté nécessaire pour bénéficier de ce complément est passée de 3 ans à 1 an ;*
- (2\*) *Le délai de carence a été réduit de 10 à 7 jours pour l'ensemble des salariés de plus d'un an d'ancienneté.*

Les accords de branche ou d'entreprise peuvent fixer des niveaux d'indemnisation plus généreux que ceux qui sont imposés par la loi de mensualisation, ainsi que des conditions d'ancienneté plus favorables. Ainsi, une étude du CTIP (2008) sur un échantillon de conventions collectives estime que 62 % des conventions collectives sont impactées par au moins une des améliorations prévues par l'ANI de 2008, et 26 % le sont au titre de l'ancienneté nécessaire pour l'ouverture des droits. De même, il n'y a aucune modification de l'indemnisation pour les bénéficiaires du régime spécifique de l'Alsace-Moselle, où le salaire est intégralement maintenu, et ce dès le premier jour pour toute absence justifiée.

## Un cadre d'expérience naturelle

Le changement législatif de l'ANI crée un cadre d'expérience naturelle particulièrement adapté à l'évaluation de l'impact de la générosité de l'indemnisation sur le recours aux arrêts maladie. En effet, il modifie le niveau d'indemnisation pour une partie des salariés seulement, et le critère de sélection des bénéficiaires du dispositif est difficilement manipulable<sup>5</sup>. L'impact du dispositif peut donc être estimé en utilisant ce critère dit « exogène » d'attribution pour identifier les groupes d'individus comparables de bénéficiaires et de non-bénéficiaires selon leur ancienneté et le régime auquel ils appartiennent. Il existe plusieurs groupes de salariés dont les droits d'indemnisation n'ont pas été affectés par la réforme ; ces groupes pouvant constituer autant de groupes de contrôle potentiels à comparer avec le groupe traité ayant entre 1 et 3 ans d'ancienneté hors Alsace-Moselle (2 RF) visé par la réforme (tableau 1).

TABLEAU 1

### Indemnisation complémentaire selon le régime et l'ancienneté avant et après l'ANI

Régime	Ancienneté	Nom	Complément obligatoire de 11 à 67 jours (1*)		Complément obligatoire de 8 à 10 jours (2*)	
			Avant	Après	Avant	Après
<i>Groupe traité</i>						
Reste France	1 à 3 ans	2RF	Non (50%)	Oui (90-66%) <sup>A</sup>	Non (50%)	Oui (90%)
<i>Groupe de contrôle préféré</i>						
Reste France	> 3 ans	3RF	Oui (90-66%)	Oui (90-66%)	Non (50%)	Oui (90%)
<i>Groupes de contrôle alternatifs</i>						
Reste France	< 1 an	1RF	Non (50%)	Non (50%)	Non (50%)	Non (50%)
Alsace Moselle	1 à 3 ans	2AM	Oui (100%)	Oui (100%)	Oui (100%)	Oui (100%)

Taux de remplacement minimum légaux entre parenthèses  
a: 90 % du 11e au 37e jour - 66 % du 38e au 67e jour

Ce cadre d'expérience naturelle permet d'estimer l'effet de la réforme par une démarche d'estimation en différence de différences. Elle consiste à comparer l'évolution du recours aux arrêts avant et après la réforme chez les salariés traités à celle d'un groupe de salariés non traités. Le groupe de contrôle privilégié dans cette étude est celui des salariés ayant plus

<sup>4</sup> JORF n° 0172 du 25 juillet 2008 page 11996 texte n° 94.

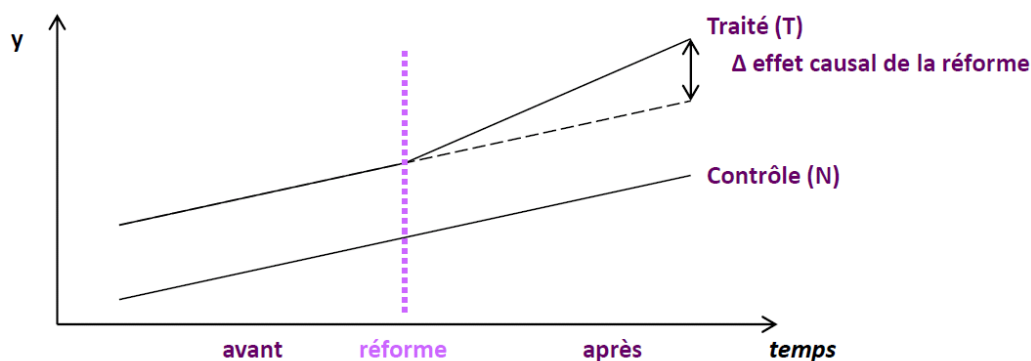
<sup>5</sup> On a pu observer après la mise en place de la loi de mensualisation de 1978 une réduction du *turn-over* (Chemin et Wasmer, 2008). Les droits accessibles avec l'ancienneté sont en effet une incitation à rester plus longtemps dans une même entreprise. Dans le cas de l'ANI de 2008, cet aspect peut être négligé: le droit est désormais acquis plus rapidement, mais l'incitation à rester dans la même entreprise est maintenue (une mobilité continue d'impliquer potentiellement l'abandon de ce droit pendant un an).

de 3 ans d'ancienneté hors Alsace-Moselle. Ce groupe témoin (3RF) partage avec le groupe traité une extension de l'indemnisation entre le 8e et le 10e jour d'arrêt. La différence entre ces deux groupes, qui pourra être attribuée à la réforme, concerne l'éligibilité aux indemnités complémentaires entre le 11e et le 67e jour d'arrêt.

L'estimation en « différence de différences » consiste donc à comparer la différence d'arrêts maladie indemnisés avant et après la réforme pour le groupe traité avec la différence d'arrêts maladie avant et après la réforme pour le groupe de contrôle, non concerné par la réforme (graphique 2). Ainsi, une augmentation des arrêts maladie qui serait sans lien avec la réforme devrait impacter de manière comparable les deux groupes (la « différence de différences » serait alors nulle), alors qu'une augmentation des arrêts maladie liée à la réforme ne devrait impacter que le groupe traité, l'analyse en « différences de différences » mettant alors en évidence une augmentation des arrêts maladie plus forte pour le groupe traité que pour le groupe de contrôle (la « différence de différences » serait alors positive).

## GRAPHIQUE 2

### Principe de la méthode de différence de différences



Note de lecture : La méthode de différence de différences vise à mesurer un effet causal ( $\Delta$ ) en comparant l'évolution d'une mesure ( $y$ ) entre un groupe traité (T) et un groupe de contrôle (N) avant et après la réforme que l'on cherche à évaluer, en faisant l'hypothèse qu'en l'absence de réforme, l'évolution de la mesure ( $Y$ ) aurait été similaire dans les deux groupes (ligne en tirets sur le graphique).

L'hypothèse structurante de cette méthode est l'hypothèse de tendance temporelle commune : elle suppose qu'en l'absence de réforme, l'évolution du recours aux arrêts maladie aurait été similaire dans les groupes traité et de contrôle.

Comme la réforme est concomitante au début de la crise économique, un examen minutieux des groupes de contrôle est mené, afin de constituer des groupes les plus ressemblants possibles. Des tests de robustesse complémentaires sont menés pour comprendre le sens d'un éventuel biais en cas d'impact différencié de la crise sur le groupe traité (recours à des groupes de contrôle alternatifs plus affectés par la crise et estimations en triples différences). Les estimations sont contrôlées des changements de structure entre les groupes, et incluent systématiquement une comparaison des effets attribués à la réforme à des effets « placebo » (en mesurant l'effet du traitement une année où aucune réforme n'a eu lieu ; en l'occurrence l'année 2007) (détails méthodologiques dans l'annexe 3).

Les données utilisées pour l'estimation empirique sont des données individuelles de source administrative de 2005 à 2010 permettant de mesurer le recours aux arrêts maladie indemnisés d'un échantillon représentatif de salariés du secteur privé avant et après la mise en œuvre de la réforme (encadré 2).

## ENCADRE 2 – PRESENTATION DES DONNEES

### La base « Hygie » : un appariement en panel de données individuelles de carrière et de dépenses de santé

La base de données Hygie a été construite à l'initiative de l'IRDES à l'aide des données fournies par la CNAV et la CNAM-TS avec un financement de la DREES. Elle est constituée à partir de la fusion de deux fichiers administratifs :

- les données d'assurance maladie (CNAMTS - Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés)
- les données d'assurance vieillesse (CNAV - Caisse nationale d'assurance vieillesse)

Cette base contient des informations individuelles sur les carrières professionnelles (employeurs principal et secondaire, salaires versés, épisodes de chômage, départ à la retraite) que l'on peut mettre en lien avec la consommation médicale et les arrêts maladie des bénéficiaires.

### L'échantillon : 200 000 salariés représentatifs du secteur privé de 2005 à 2010

L'échantillon retenu pour cette étude est constitué d'environ 200 000 salariés bénéficiaires du régime général (secteur privé) pour chaque année entre 2005 et 2010. L'analyse retient pour chaque année d'observation uniquement les individus ayant une année « pleine » professionnellement (quatre trimestres cotisés au régime général, pas de chômage, ni invalidité, ni retraite, ni décès au cours de l'année), afin que l'ensemble des arrêts comptabilisés sur l'année soient correctement associés au régime d'indemnisation considéré, et que les variations saisonnières d'état de santé soient neutralisées.

### Focus sur les arrêts maladie indemnisés par l'assurance maladie

Les arrêts comptabilisés sont les arrêts maladie indemnisés par l'assurance maladie (hors arrêts pour accident du travail, maladie professionnelle ou congé maternité). Les arrêts de trois jours ou moins sont donc exclus, sauf exceptions (arrêts liés à une affection de longue durée et arrêts successifs avec une interruption de moins de 48h). Les durées d'arrêt issues de ces fichiers administratifs peuvent donc différer de celles répertoriées par des données d'enquêtes. Ceci ne porte pas préjudice à l'étude, puisqu'il est peu probable que l'ANI qui modifie l'indemnisation des arrêts de plus de 7 jours ait des répercussions notables sur le recours aux arrêts de moins de trois jours, et parce que l'objet est ici d'évaluer son effet du point de vue des finances sociales.

---

Comme les dates de changement d'emploi ne sont pas renseignées dans les données, une méthode basée sur le calcul de ratios de salaire entre les principaux employeurs chaque année d'emploi est mise en œuvre pour estimer l'ancienneté et affecter précisément les salariés dans des groupes « traités » ou « de contrôle » (annexe 1).

Les informations contenues dans ces fichiers administratifs ne permettent pas de connaître le niveau réel de l'indemnisation dont bénéficient les individus, car elles ne contiennent ni l'accord de branche, ni la couverture complémentaire des entreprises. Il est donc possible d'identifier les salariés « non traités » et les salariés « potentiellement traités ». En tout état de cause, si parmi les salariés concernés par la réforme (« potentiellement traités »), certains n'ont pas été traité du fait d'une couverture de branche ou d'entreprise déjà aussi favorable, le niveau moyen d'indemnisation pour l'ensemble de ce groupe n'a pu qu'augmenter, la loi ayant augmenté le seuil d'indemnisation minimal. La stratégie d'estimation en double différences, qui compare le recours aux arrêts maladie des salariés traités et témoins avant et après la réforme, permet donc d'évaluer l'effet d'une augmentation du niveau de couverture en l'absence d'informations complètes concernant chacun des piliers de l'indemnisation pour un échantillon proprement représentatif. L'estimation de l'effet du traitement ne peut toutefois pas quantifier une élasticité au niveau de couverture.

## Une réforme sans effet sur le recours aux arrêts maladie

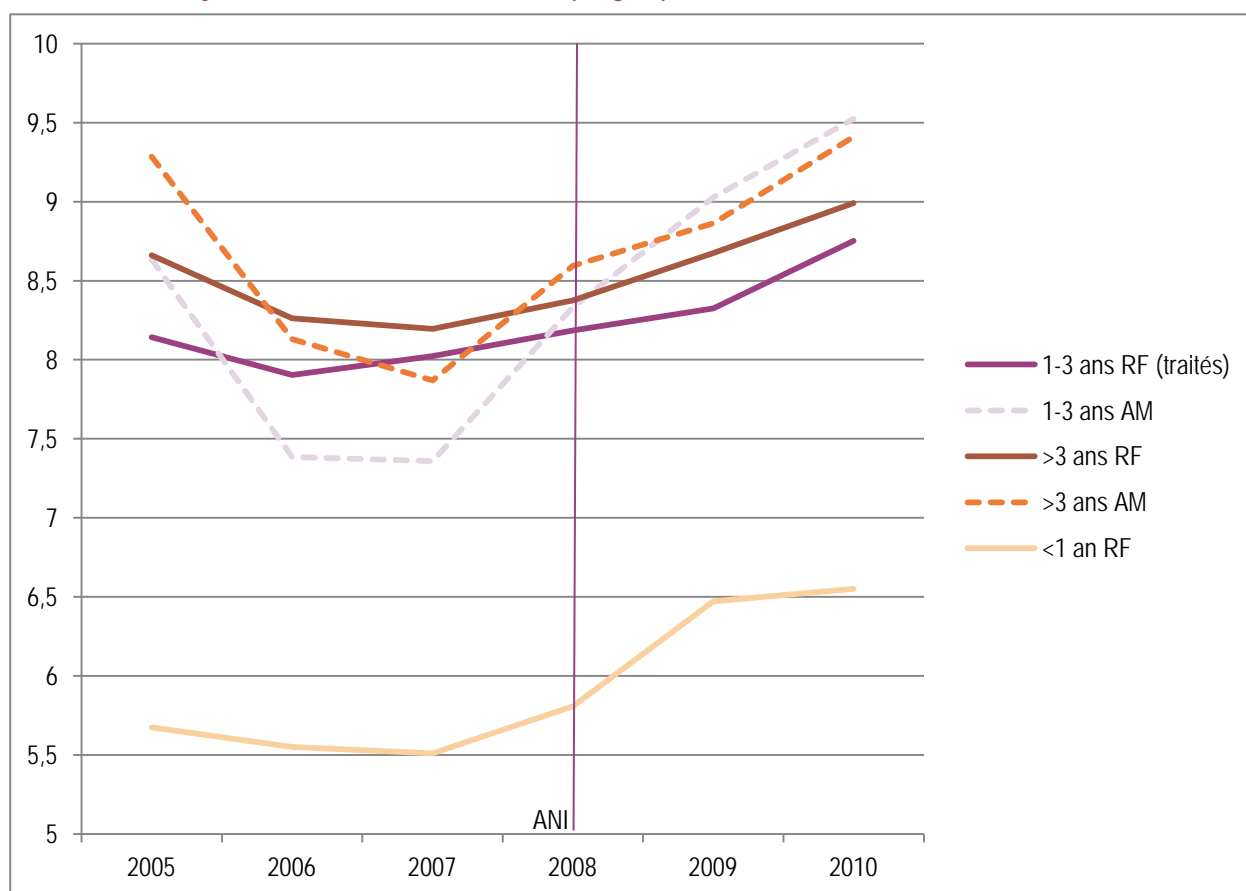
### L'évolution du recours aux arrêts maladie entre 2005 et 2010

#### Une tendance commune du recours aux arrêts entre les salariés traités et le groupe de contrôle

Pour l'ensemble salariés considérés, la durée moyenne des arrêts maladie baisse en début de période (2005-2006) puis augmente en fin de période (2007-2010), y compris au moment de la crise (graphique 3). Ces évolutions sont conformes aux résultats fournis par les données exhaustives de la caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (CNAMTS).

GRAPHIQUE 3

Durée annuelle moyenne d'arrêts maladie indemnisés par groupe



Champ : salariés du secteur privé ayant une année pleine dans l'emploi (4 trimestres cotisés au régime général, pas de période assimilée de chômage, ni d'ATMP, ni d'invalidité, ni de passage en retraite, ni de décès au cours de l'année) et présents dans un groupe d'ancienneté au moins 80% de l'année.

Note : « AM » : Alsace-Moselle, « RF » : Reste France. compte tenu de la taille réduite de l'échantillon en Alsace-Moselle, les évolutions pour ces groupes de salariés doivent être interprétées avec prudence.

Source : Hygie 2005-2010

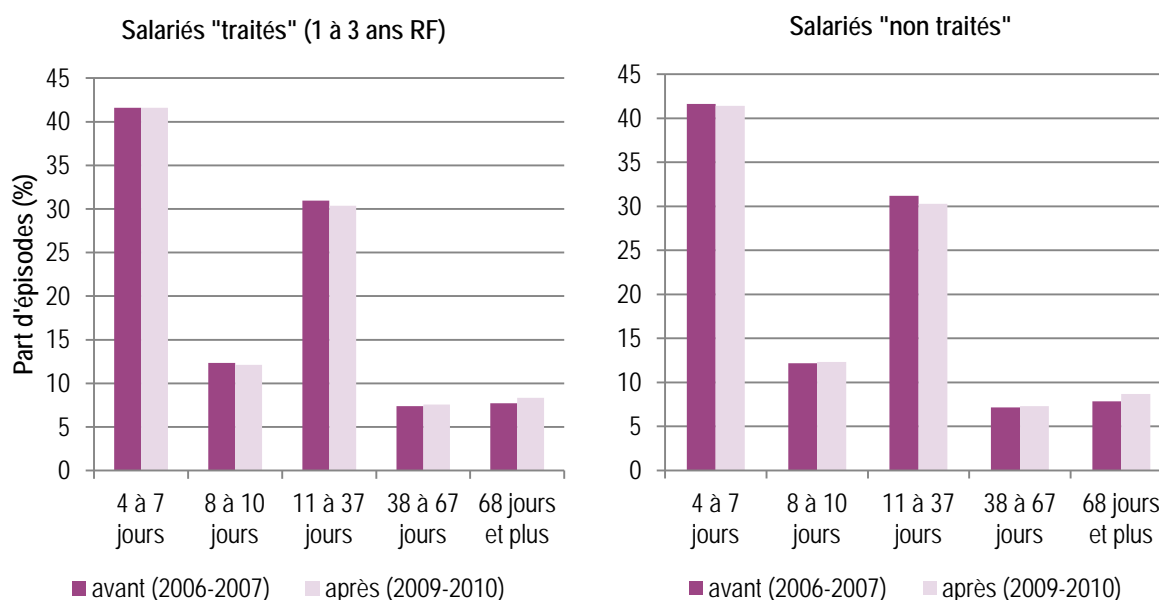
Cette première analyse graphique fait apparaître des différences notables de recours aux arrêts maladie sur la période selon l'ancienneté. Le recours aux arrêts maladie apparaît de façon générale nettement moins élevé pour les salariés ayant moins d'un an d'ancienneté. Parmi ces salariés, la durée annuelle d'arrêt est d'environ 1,5 à 2 jours plus faible que pour les salariés ayant de 1 à 3 ans et plus de 3 ans d'ancienneté, pour lesquels les différences sont globalement moindres (et non significatives). On constate en effet que les durées d'arrêts maladie se stabilisent après la première année de présence dans l'entreprise (annexe 2). Certaines dispositions du droit du travail dans le secteur privé (périodes d'essai jusqu'à 8 mois selon la catégorie professionnelle, contrats à durée déterminée jusqu'à 18 mois) induisent une différence de précarité selon l'ancienneté, et peuvent expliquer la moindre sinistralité des salariés de faible ancienneté les plus exposés aux risques de pénalités (non renouvellement de contrat par exemple)<sup>6</sup>.

On constate également que l'évolution des arrêts maladie sur la période diffère sensiblement selon les groupes. Les salariés ayant entre 1 et 3 ans d'ancienneté ont non seulement un recours d'ampleur comparable aux arrêts maladie que les salariés de plus de 3 ans d'ancienneté, mais l'évolution des arrêts dans ces deux groupes est également comparable, au vu de leurs courbes quasi-parallèles sur l'ensemble de la période. Du fait de cette tendance commune, les salariés de plus de 3 ans d'ancienneté constituent donc un groupe de contrôle privilégié pour évaluer l'effet de la réforme auprès des salariés traités de 1 à 3 ans d'ancienneté.

L'analyse graphique ne fait pas apparaître d'évolution substantiellement différente du nombre total de jours d'arrêt maladie entre les salariés concernés par la réforme et les autres salariés. On ne constate pas non plus de changement dans le recours aux arrêts mieux indemnisés après la réforme parmi les salariés traités (graphique 4). Ceci suggère que la réforme n'a pas eu d'effet sur le recours aux arrêts maladie. Pour s'en assurer, il est nécessaire de mener une analyse contrôlant de l'évolution de la structure au sein de ces différents groupes afin d'estimer l'effet de la réforme « toutes choses égales par ailleurs ».

GRAPHIQUE 4

## Durées des épisodes d'arrêt avant et après la réforme



Note : le graphique représente la distribution des épisodes d'arrêts maladie selon leur durée dans l'ensemble des épisodes d'arrêts maladie pris par les salariés du groupe traité (1-3 ans RF) et de l'ensemble des groupes non traités.

Champ : salariés du secteur privé ayant une année pleine dans l'emploi et présents dans un groupe d'ancienneté au moins 80% de l'année.

Source : Hygie 2005-2010

<sup>6</sup> La durée minimale de cotisation nécessaire pour être éligible aux indemnités journalières de l'assurance maladie pourrait également contribuer à un moindre recours aux arrêts des salariés nouvellement embauchés. Comme les arrêts maladie ne sont ici retenus que pour des salariés en "année pleine", cet effet est *a priori* évacué.

## Pas d'influence significative de la réforme sur les arrêts maladie

Les résultats des estimations économétriques confirment les principales observations de l'analyse descriptive. Ils confirment que la stratégie de recherche de groupes les plus comparables possibles a bien opéré<sup>7</sup>. L'estimation fait apparaître un effet du traitement (*T-effect*) globalement nul aussi bien un 1 an (2009) que plus de 2 ans après la réforme (2010): aucune fois significatif, proche de la valeur nulle, avec, pour le groupe considéré comme le plus fiable (3 à 4 ans d'ancienneté), un écart-type plus de 4 fois supérieur à sa valeur (0,39 pour un coefficient de 0,08 pour 2009 et 2010), tandis que l'ensemble des variables de contrôle ont des effets statistiquement très significatifs, exception faite du fait d'avoir eu un épisode de chômage au cours des 5 dernières années.

TABLEAU 2

### Synthèse des estimateurs (différences de différences)

Groupe traité	Groupes de contrôle préférés	
	1 à 3 ans (2 RF)	2 à 3 ans (2 ANS RF)
Groupe de contrôle	>3 ans (3 RF)	3 à 4 ans (3 ANS RF)
<i>T-effect</i>	0,10 (0,19)	0,08 (0,39)
<i>T-effect 2007 (placebo)</i>	0,12 (0,22)	0,19 (0,59)
<i>T-effect 2009</i>	0,08 (0,25)	0,07 (0,58)
<i>T-effect 2010</i>	0,24 (0,26)	0,30 (0,60)
Contrôles (X)	Oui	Oui

Note : ce tableau synthétise les principaux résultats des estimations présentées dans le tableau 6 de l'annexe 4. Les coefficients « *t-effect* » indiquent l'effet estimé de la réforme sur le nombre moyen de jours d'arrêt maladie par an des salariés du groupe traité au total (première ligne), en 2009 seulement, en 2010, et pour une année « placebo » où aucune réforme n'a eu lieu (2007). Écarts-types entre parenthèses - +p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001 – ajusté de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel. Inclut des effets temporels et variables de contrôle (X) : temps de travail, épisode de chômage (au cours des 5 dernières années), salaire en n-1, dépenses de santé en n-1, sexe, âge, âge\*sexe, âge<sup>2</sup>

Source : Hygie 2005-2010

Ces résultats concordants, présentés ici suivant deux jeux de groupes choisis et sur plusieurs années, restent établis de la même manière si l'on considère séparément les hommes, les femmes, les salariés à temps partiel, les salariés à temps plein, les personnes ayant connu un épisode de chômage durant les 5 dernières années ou non, ou que l'on distingue les populations selon leur consommation médicale ou leur niveau de salaire<sup>8</sup>. Le recours à des groupes de contrôle alternatifs et le relâchement de l'hypothèse de tendance commune ne modifie pas ces conclusions<sup>9</sup>. De même, les estimations confirment que le changement n'a eu un impact ni sur la probabilité de recourir à un arrêt, ni sur le nombre d'arrêts. Un effet positif et significatif apparaît sur la seule année 2009, mais c'est aussi le cas pour l'année placebo (2007), si bien que cet effet ne peut être attribué à la réforme. Les durées d'épisodes ne sont pas non plus significativement impactées par la réforme, même si le signe des coefficients va dans le sens attendu; à savoir une augmentation des épisodes dans les durées mieux indemnisées (de 11 à 67 jours) et une réduction des épisodes plus longs (plus de 68 jours) affectés par la dégressivité des indemnités induite par la réforme à ce seuil<sup>10</sup>.

<sup>7</sup> Le tableau 6 en annexe 4 présente les résultats détaillés des estimations suivant la méthode de différence de différences avec les groupes de contrôle privilégiés dans la stratégie d'estimation (plus de 3 ans d'ancienneté et 3 à 4 ans d'ancienneté, hors Alsace-Moselle). Le coefficient associé à la différence entre les groupes traités et de contrôle est significatif au seuil de 5 % en comparant les traités aux salariés de plus de trois ans d'ancienneté, et non significatif en comparant les traités de 2 à 3 ans d'ancienneté aux non traités de 3 à 4 ans d'ancienneté, confirmant que ces groupes ont des comportements de recours aux arrêts très proches.

<sup>8</sup> Tableaux 7, 8 et 9, annexe 4.

<sup>9</sup> Annexe 3 et tableaux 12 et 13 annexe 4.

<sup>10</sup> Tableaux 10 et 11, annexe 4.



---

## Conclusion

---

Cette étude s'est attachée à évaluer l'effet de l'extension de l'éligibilité au complément obligatoire versé par l'employeur à une nouvelle catégorie de salariés lors des absences justifiées par une raison de santé. Grâce à des données administratives regroupant les informations sur les carrières, la consommation médicale et la prise d'arrêts maladie des bénéficiaires (Hygie), elle évalue l'effet d'une modification du dispositif d'indemnisation de la maladie sur un large échantillon représentatif des salariés du secteur privé.

L'effet de la généralisation de la loi de mensualisation aux salariés de 1 à 3 ans d'ancienneté sur les comportements de prise d'arrêts de ces derniers apparaît globalement nul ; et ce, quelle que soit la méthode (double différence ou triple différence), la variable expliquée (probabilité d'arrêt, nombre, durée totale, durée des épisodes, y compris ou sans les arrêts longs), avec ou sans variables de contrôle, à court terme (2009) et à moyen terme (2010), sur des sous-populations d'intérêt, et avec différents groupes de contrôle. Ces résultats indiquent que la hausse des taux de remplacement pour les durées d'arrêt comprises entre 11 et 67 jours n'a pas augmenté les absences pour raison de santé, que ce soit sur leur nombre ou leur durée. La charge du remboursement complémentaire obligatoire étant assumée par les entreprises, le montant des indemnités journalières versées par l'assurance maladie n'a donc pas été impacté par l'ANI de 2008.

L'assouplissement de l'éligibilité aux indemnités complémentaires a largement généralisé une pratique d'indemnisation déjà existante. En effet, environ 3 conventions collectives sur 4 prévoient déjà des conditions aussi favorables pour les salariés de moins de 3 ans d'ancienneté (CTIP, 2008), auxquelles s'ajoutent les entreprises couvrant leurs salariés au-delà du minimum imposé par la négociation de branche. Les résultats concluant à un effet de la réforme non significatif et de 0,1 jour sur l'ensemble des salariés potentiellement traités (dont les durées d'arrêt moyennes sont de 8,5 jours par an) suggèrent que la réforme a eu un effet non significatif y compris sur les salariés réellement traités. Ce résultat est sans commune mesure avec les effets observés dans d'autres pays. En Allemagne par exemple, une modification moins importante des taux de remplacement (de 20 points les 6 premières semaines, contre 40 points le premier mois puis 16 le deuxième mois dans le cas de l'ANI) a conduit les salariés effectivement traités à modifier leurs recours aux arrêts d'environ 20 % (Karlsson, Ziebarth, 2013).

Plusieurs raisons peuvent être avancées pour l'expliquer. Premièrement, cette réforme a été peu visible dans le contexte de l'ANI de 2008 et de la loi qui s'en est suivie. Les ANI couvrent un champ large de mesures réformant le marché du travail négociés par les partenaires sociaux, dont l'instauration de la rupture conventionnelle a sans aucun doute été la plus médiatisée lors de l'ANI de 2008. Le fait que dans la pratique, une part importante des salariés ayant entre 1 et 3 ans d'ancienneté disposait d'un régime au moins aussi favorable que ce que prévoyait l'ANI a pu avoir un effet réducteur sur la perception de l'extension de ces droits. On peut ajouter à cet effet la faible lisibilité pour les salariés du choc de générosité induit par l'ANI, qui a été ciblé sur un palier de l'indemnisation concernant les seuls arrêts d'une durée intermédiaire, dans une architecture d'indemnisation à trois niveaux particulièrement complexe.

Deuxièmement, si le comportement de recours aux arrêts de travail des salariés ayant une faible ancienneté est fortement déterminé par la précarité de leur statut, une amélioration du taux de couverture ciblée vers ces salariés peut avoir peu d'effet sur leurs comportements. Il est possible que l'effet des incitations varie avec le niveau d'ancienneté, et que l'extension de l'indemnisation complémentaire ait peu d'effet auprès de salariés nouvellement embauchés, surtout si le complément est à la charge de l'employeur<sup>11</sup>. Ceci peut constituer - en dehors des différences de méthode, de source, et de temporalité - un élément explicatif de la différence entre les résultats de la présente étude et ceux de Chemin et Wasmer (2008).


Enfin, contrairement aux réformes évaluées en Allemagne, en Italie et en Suède, qui ont modifié l'indemnisation soit uniquement pour les arrêts courts, soit uniquement pour les arrêts longs, la réforme française a augmenté le taux d'indemnisation pour les arrêts d'une durée intermédiaire, en maintenant inchangé celui des arrêts plus courts et plus longs. Elle a donc simultanément accru la progressivité et la dégressivité de l'indemnisation au cours de la durée d'un



<sup>11</sup> Celui-ci ayant plus intérêt à être attentif à l'absentéisme de ses effectifs que lorsque l'indemnisation est uniquement du ressort de l'assurance maladie.

épisode d'arrêt maladie. Or les résultats de la littérature suggèrent qu'une augmentation de l'indemnisation sur la durée (progressivité) a pour effet d'accroître la durée des arrêts (les arrêts longs étant mieux indemnisés que les arrêts plus courts), tandis qu'une baisse de l'indemnisation sur la durée (dégressivité) crée une incitation à réduire la durée des arrêts (car les arrêts prolongés sont moins bien indemnisés). Ces éléments explicatifs constituent autant de pistes de recherche pour une meilleure compréhension des effets de l'indemnisation sur les comportements d'absence.

## Annexe 1. La constitution des groupes traités et de contrôle

### Méthode d'estimation de l'ancienneté

L'éligibilité aux indemnités complémentaires obligatoires définies par l'ANI dépend de l'ancienneté dans l'entreprise. Cette variable n'est pas observée directement, car les données de carrière sont annualisées. Elles permettent de connaître chaque année les deux employeurs principaux et les salaires associés, mais ne contiennent pas de date de début et de date de fin d'emploi. Afin de déterminer le plus finement possible l'ancienneté des salariés et de les affecter correctement au groupe potentiellement traité ou à un groupe témoin, il est donc nécessaire d'estimer la durée passée en emploi l'année d'un changement de situation. On peut l'illustrer par le cas d'un salarié passant à 1 an d'ancienneté dans une entreprise A au cours de l'année  $n$ . Selon que cet anniversaire (marqué ) intervient au début ou à la fin de l'année, ce salarié ne sera pas classé dans le même groupe d'ancienneté en  $n$  :

$n - 1$		$n$	
<i>&gt;1 an d'ancienneté dans l'entreprise A l'année n :</i>			
$E1 = A$ $S1 = 11\ 000$		$E1 = A$ $S1 = 11\ 000$ 	$E2 = B$ $S2 = 1\ 000$
<i>&lt;1 an d'ancienneté dans l'entreprise A l'année n :</i>			
	$E2 = A$ $S2 = 2\ 000$	$E1 = A$ $S1 = 11\ 000$	$E2 = B$ $S2 = 1\ 000$ 

L'approximation de la durée en emploi dans une entreprise est fondée sur la proportion des salaires versés par cet employeur l'année  $n - 1$  comparativement à l'année  $n$ . Pour ce faire, on considère les deux emplois principaux chaque année<sup>12</sup>, en notant :

- $s1_n$  : salaire principal de l'année  $n$  ;
- $s2_n$  : salaire secondaire de l'année  $n$  ;
- $E1_n$  : employeur principal de l'année  $n$  ;
- $E2_n$  : employeur secondaire de l'année  $n$ .

La part des revenus correspondant à l'employeur principal en  $n$  est :

$$r_n = \frac{s1_n}{s1_n + s2_n}$$

On évalue la part des revenus perçus par le même employeur en  $n - 1$  :

$$\text{Si } E1_n = E1_{n-1}, p_{n-1} = \frac{s1_{n-1}}{s1_n} \quad \text{et si } E1_n = E2_{n-1}, p_{n-1} = \frac{s2_{n-1}}{s1_n}$$

Ainsi,  $p_{n-1} \times r_n$  représente sous l'hypothèse de stabilité des revenus dans ce même emploi sur les deux années, la proportion de l'année  $n - 1$  dans l'emploi principal de l'année  $n$ .

Ceci permet d'estimer le moment d'un changement de situation et la durée passée dans un nouvel emploi, avec une "date d'anniversaire" permettant d'affecter chaque année les salariés à un groupe d'ancienneté jusqu'au prochain changement de situation. Enfin, on retient les salariés dans un groupe d'ancienneté seulement s'ils ont passé une proportion importante de l'année dans ce groupe. Il est possible de choisir un critère plus ou moins fin. Les résultats sont présentés avec un seuil d'admission dans un groupe si la durée de présence estimée dans le groupe est supérieure à 80 % de l'année.

<sup>12</sup> Les cas de salariés ayant plus de deux employeurs dans l'année sont marginaux : 4 % des individus avaient trois employeurs ou plus à l'année dans la base Hygie, cette proportion tombe à 1 % dans le cas des individus suivis, du fait de la sélection d'individus en « année pleine ».

## Exemples d'affectation à des groupes d'ancienneté

Dans de nombreux cas, la situation est déterminée immédiatement (grande ancienneté et un seul employeur), mais pour les individus ayant de courtes anciennetés qui nous intéressent particulièrement dans cette étude (étant donné que les salariés traités ont entre 1 et 3 ans d'ancienneté), les situations sont diverses. Quelques exemples où les règles édictées déterminent le groupe d'affectation de l'individu sont présentés ci-dessous.

Année	$n - 2$	$n - 1$	$n$	
Cas 1	Chô.	Entreprise A		
Cas 2	Entreprise B		Entreprise C	
Cas 3	Entreprise C	Chômage	Entreprise E	
Cas 4	Entreprise F			Ent. G

On observe la situation sur les quatre années précédentes (ici on ne représente que les deux précédentes pour des raisons de simplicité d'affichage) pour déterminer le groupe d'ancienneté de l'année  $n$  :

- Cas 1 : le salarié a un seul employeur l'année  $n$ . On retrouve cet employeur les années  $n - 1$  et  $n - 2$ , mais pas  $n - 3$ . On estime la durée passée dans l'entreprise A durant l'année  $n-2$  par ratio du salaire perçu de A en  $n - 2$  par rapport à celui de  $n - 1$ . Celui-ci dépasse 80 %, on considère donc que le salarié avait 2 ans d'ancienneté l'année  $n$  ;
- Cas 2 : le salarié a deux employeurs différents durant l'année  $n$ . L'entreprise C est répertoriée comme employeur principal. On estime la durée passée dans l'entreprise C durant l'année  $n$  par le ratio du salaire perçu de C sur l'ensemble des salaires de l'année  $n$  (B et C). Celui-ci dépasse 80 %, on néglige la part de l'année passée dans l'entreprise B quelle que soit son ancienneté. On ne retrouve pas l'employeur C l'année  $n - 1$ . On considère donc que le salarié avait moins d'un an d'ancienneté l'année  $n$  ;
- Cas 3 : le salarié a un seul employeur l'année  $n$ . On retrouve cet employeur l'année  $n - 1$  mais pas  $n - 2$ . On estime la durée passée dans l'entreprise E l'année  $n - 1$  par le ratio du salaire perçu de E (où E était employeur secondaire) en  $n - 1$  par rapport à celui de  $n$ . Celui-ci est entre 20 % et 80 %, l'employé est à cheval entre le groupe de moins d'un an d'ancienneté et le groupe de plus d'un an, nous ne sommes donc pas en mesure de classer le salarié dans un groupe d'ancienneté avec le critère de 80 % retenu. On ne retient pas les durées d'arrêt de ce salarié en  $n$  pour l'analyse ;
- Cas 4 : le salarié a deux employeurs différents durant l'année  $n$ . L'entreprise F est répertoriée comme employeur principal. On estime la durée passée dans l'entreprise F durant l'année  $n$  par le ratio du salaire perçu de F sur l'ensemble des salaires de l'année  $n$  (F et G). Celui-ci dépasse 80 %, on néglige la part de l'année passée dans l'entreprise G quelle que soit son ancienneté. On retrouve l'employeur F les années précédentes (supposons jusqu'à  $n - 4$ ). On place donc le salarié dans le groupe de plus de 3 ans d'ancienneté.

## Caractéristiques des groupes traités et de contrôle

TABLEAU 3

Caractéristiques des groupes avant (2006-2007) et après (2009-2010) la réforme

Groupe	Période	Age moyen	Temps complet	Femmes	Épisode chômage	Salaire moyen n-1	Dép. santé moy. n-1	Effectif
1AM	avant	36,4	81,40%	43,80%	36,40%	20489	330	2621
	après	39,9	76,70%	50,40%	29,00%	24453	411	2052
	écart	9,70%	-5,70%	15,30%	-20,30%	19,30%	24,60%	-21,70%
2AM	avant	38,9	81,60%	47,40%	26,50%	25500	382	3172
	après	41,2	80,30%	47,10%	26,20%	28371	392	2542
	écart	5,80%	-1,70%	-0,60%	-1,20%	11,30%	2,50%	-19,90%
3AM	avant	42,7	84,00%	43,30%	4,80%	27697	418	11907
	après	43,8	84,20%	43,50%	4,70%	30119	446	11932
	écart	2,60%	0,20%	0,50%	-2,80%	8,70%	6,80%	0,20%
1RF	avant	36,5	81,20%	42,30%	35,10%	21692	298	82668
	après	39,4	79,10%	44,20%	31,20%	27090	332	60459
	écart	7,80%	-2,50%	4,40%	-11,20%	24,90%	11,50%	-26,90%
2RF	avant	38,9	82,80%	43,70%	26,60%	27935	324	80832
	après	40,6	81,60%	44,30%	26,70%	31466	343	67434
	écart	4,20%	-1,50%	1,20%	0,50%	12,60%	6,10%	-16,60%
3RF	avant	43,2	84,20%	42,60%	6,90%	28793	374	240671
	après	44,2	83,90%	43,10%	5,70%	31391	391	245433
	écart	2,20%	-0,40%	1,30%	-17,50%	9,00%	4,30%	2,00%
2ANS	avant	40,5	83,50%	42,20%	19,00%	29804	360	24676
	après	41,7	82,60%	42,60%	19,30%	32882	376	21510
	écart	3,00%	-1,00%	1,00%	-1,50%	10,30%	4,50%	-12,80%
3ANS	avant	39,5	81,80%	44,70%	23,20%	27453	341	32760
	après	41,2	82,00%	45,30%	22,40%	30572	378	30818
	écart	4,40%	0,30%	1,30%	-3,60%	11,40%	11,00%	-5,90%
2RF-1RF		-3,6	1	-3,2	11,6	-12,2	-5,5	10,3
2RF-2AM		-1,6	0,2	1,8	1,7	1,4	3,6	3,3
2RF-3RF		2	-1,1	-0,2	18	3,6	1,7	-18,6
2ANS RF-3ANS RF		-1,4	-1,3	-0,3	5,1	-1	-6,5	-6,9

Source : Hygie 2005-2010

## Effectifs des groupes selon le seuil de calcul de l'ancienneté

Les estimations sont testées en utilisant différents seuils d'inclusion (90 %, 80 %, 70 %). L'augmentation du seuil conduit à ne pas considérer une partie plus importante de l'échantillon dont l'ancienneté est considérée comme plus incertaine (tableau 4). Les résultats y sont peu sensibles.

**TABEAU 4**

### Effectifs des groupes selon le seuil de calcul de l'ancienneté

Nom	Groupe	2005	2006	2007	2008	2009	2010
<b>Taux 0.9</b>							
1RF	< 1 an RF	44480	40390	36418	38782	30905	26241
2RF	1 à 3 ans RF	36617	37866	39617	35901	32988	32320
3RF	> 3 ans RF	110599	113135	115134	116767	116910	117211
1AM	< 1 an AM	1576	1265	1159	1490	1065	869
2AM	1 à 3 ans AM	1464	1580	1459	1234	1238	1231
3AM	> 3 ans AM	5668	5689	5737	5830	5856	5663
<b>Taux 0.8</b>							
1RF	< 1 an RF	47192	43721	38947	41491	32711	27748
2RF	1 à 3 ans RF	38699	39738	41094	37377	34065	33369
3RF	> 3 ans RF	118447	120178	120493	122631	122926	122507
1AM	< 1 an AM	1676	1361	1260	1572	1137	915
2AM	1 à 3 ans AM	1520	1636	1536	1282	1270	1272
3AM	> 3 ans AM	5931	5927	5980	6100	6035	5897
<b>Taux 0.7</b>							
1RF	< 1 an RF	50057	46063	41368	44119	34412	29411
2RF	1 à 3 ans RF	44982	45926	46794	42861	38492	37290
3RF	> 3 ans RF	122286	123766	124094	126507	126377	126035
1AM	< 1 an AM	1760	1440	1350	1659	1191	965
2AM	1 à 3 ans AM	1742	1891	1732	1473	1422	1419
3AM	> 3 ans AM	6092	6091	6134	6268	6147	6022

Note : Taux 0.9 = part de l'année passée dans le groupe d'ancienneté estimée à au moins 90 %

Source : Hygie 2005-2010

## Annexe 2. Statistiques descriptives

TABLEAU 5

Durée annuelle moyenne d'arrêt selon les caractéristiques des salariés

Variable	Modalité	2006	2007	2008	2009	2010
Age	jusqu'à 35 ans	6,3	6,4	6,7	7,0	7,1
	36 à 50 ans	7,0	7,2	7,3	7,6	7,9
	plus de 50 ans	11,0	10,6	10,6	11,1	11,0
Tps de travail	Complet	7,5	7,6	7,7	8,1	8,5
	Partiel	8,0	7,9	8,2	8,8	9,2
Sexe	Homme	6,3	6,3	6,4	6,9	7,2
	Femme	9,4	9,4	9,8	10,0	10,4
Épisode de chômage	Oui	7,4	7,3	7,4	8,4	8,5
	Non	7,6	7,7	7,9	8,2	8,6
Salaire en n-1 <sup>b,c</sup>	Quintile 1	9,8	10,1	10,5	12,0	12,6
	Quintile 2	9,3	9,0	9,5	9,7	10,2
	Quintile 3	7,8	8,0	8,1	8,1	8,4
	Quintile 4	6,7	6,6	6,6	6,9	7,2
	Quintile 5	4,4	4,3	4,3	4,4	4,5
Dépenses de santé en n-1 <sup>b,d</sup>	Quintile 1	3,0	3,0	3,0	3,2	3,4
	Quintile 2	4,6	4,5	4,6	4,9	5,0
	Quintile 3	6,0	6,0	6,1	6,4	6,9
	Quintile 4	8,2	8,3	8,7	8,9	9,1
	Quintile 5	16,2	16,3	16,7	17,8	18,6
Ancienneté	moins de 1 an	6,0	6,1	6,3	7,0	7,1
	de 1 à 2 ans	8,9	8,7	8,7	9,0	9,2
	de 2 à 3 ans	7,4	7,9	8,5	8,1	8,7
	de 3 à 4 ans	7,4	7,7	7,6	8,4	8,3
	plus de 4 ans	8,4	8,3	8,5	8,8	9,1

a : Présence d'au moins un trimestre validé au titre du chômage au cours des 5 années précédentes

b : Quintile 1 = les 20 % aux plus faibles valeurs ; quintile 5 = les 20 % aux plus fortes valeurs

c : Salaire annuel déplafonné

d : Somme des consommations médicales remboursées par l'assurance maladie obligatoire, hors hospitalisation

Champ : salariés du secteur privé ayant une année pleine dans l'emploi (4 trimestres cotisés au régime général, pas de période assimilée de chômage, ni d'ATMP, ni d'invalidité, ni de passage en retraite, ni de décès au cours de l'année)

Source : Hygie 2005-2010

## Annexe 3. Stratégie d'estimation

### Différence de différences

La méthode mobilisée est l'évaluation par différence de différences. On détermine donc le groupe des individus "traités" pour qui le régime de couverture des arrêts maladie évolue entre la période antérieure (2006-2007) et la période postérieure (2009-2010)<sup>13</sup> à la réforme. On compare ensuite l'évolution du comportement de prise d'arrêts maladie de ce groupe "traité", avec le groupe "témoin" non concerné par le changement d'indemnisation avant et après la réforme.

En notant,

- $T$  : l'individu appartient au groupe traité
- $N$  : l'individu appartient au groupe non-traité
- $a$  : (after) après l'entrée en vigueur de la loi (2009-2010)
- $b$  : (before) avant entrée en vigueur de la loi (2006-2007)
- $t$  : (time) les effets fixes annuels (référence 2006)
- $y$  : la variable d'intérêt caractérisant le recours aux arrêts maladie

L'estimateur en différence de différences (DiD) est identifié par :

$$\delta_1 = (y_{T,a} - y_{T,b}) - (y_{N,a} - y_{N,b})$$

On l'obtient avec la régression suivante :

$$y = \beta_0 + \delta_0 \times (t) + \beta_1 \times 1(T) + \delta_1 \times 1(a) \times 1(T) + u$$

Les coefficients estimés représentant les espérances des différents groupes comme suit :

$$\beta_0 = E(y_{N,b})$$

$$\delta_0 = E(y_{N,a} - y_{N,b})$$

$$\beta_1 = E(y_{T,b} - y_{N,b})$$

Pour analyser l'effet global de la réforme, la variable d'intérêt  $y$  est le nombre de jours d'arrêts annuels<sup>14</sup> et l'estimateur est obtenu par une régression en moindres carrés ordinaires (MCO). Pour analyser plus finement les changements de comportements, la même équation est utilisée pour estimer la probabilité d'avoir un arrêt dans l'année (à l'aide d'un modèle logit), le nombre d'arrêts dans l'année (modèle de poisson), et la probabilité d'avoir une durée d'arrêt dans chaque tranche correspondant à un seuil d'indemnisation (logits). Pour estimer l'effet de la réforme sur les durées des épisodes, on met en œuvre un modèle négatif binomial tronqué en zéro afin de tenir compte de la sur-dispersion des durées d'arrêt<sup>15</sup>.

Comme l'estimation est menée sur des données de panel (un même individu est susceptible d'être observé plusieurs années), on contrôle de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel<sup>16</sup>. Pour tester la robustesse des estimations au biais de données groupées (dans le cas où des chocs affecteraient l'ensemble des salariés d'une ancienneté donnée

<sup>13</sup> Compte tenu du calendrier de la réforme (annonce en janvier 2008, et application fin juillet), on retire l'année 2008 des estimations afin d'éviter de considérer une année sur laquelle les résultats risqueraient d'être à la fois perturbés par l'anticipation du fait de l'annonce et le caractère partiel du traitement sur l'année

<sup>14</sup> Hors épisodes d'une durée inférieure à 4 jours

<sup>15</sup> En effet, la sur-dispersion des arrêts pourrait biaiser l'effet moyen de la réforme puisque la moyenne est tirée à la hausse par une proportion faible d'individus aux arrêts très longs. Cette modélisation est préférée à la suppression des arrêts longs qui nécessiterait de faire l'hypothèse que ces arrêts ne sont aucunement affectés par la réforme. Or, d'autres travaux montrent qu'une baisse des taux de remplacement sur les arrêts de moins de 90 jours peut conduire à un prolongement des arrêts de plus de 90 jours (Johansson et Palme, 2005) ; des effets de l'ANI sur les arrêts longs ne sont donc pas à exclure. Plusieurs tests de robustesse sont menés (régressions par MCO, suppression des arrêts de plus de 90 jours, comparaison de l'effet estimé du taux de sortie des arrêts longs suite à la réforme chez les groupes traités et de contrôle dans des modèles de durée à hasard proportionnel), et conduisent à des résultats similaires.

<sup>16</sup> Notons que la stratégie d'estimation de cette étude ne peut pas être réalisée avec des effets fixes individuels puisque les individus transitent entre groupes traités et non traités dans le temps en gagnant en ancienneté.



au sein de certaines entreprises), on applique la méthode de *block bootstrap* en groupant les observations par entreprise (Bertrand *et al.*, 2004). Les écarts types ainsi obtenus sont quasiment identiques à la simple prise en compte de la corrélation des erreurs individuelles ; ce biais semble donc négligeable.

Cette stratégie d'estimation suppose de valider l'hypothèse de tendance commune des durées d'arrêts maladie entre les groupes traité et témoin. Pour évaluer l'effet de l'ANI qui intervient simultanément au début de la crise économique, il semble d'autant plus important de soigner le choix du groupe de contrôle. L'analyse descriptive indique que l'hypothèse que les salariés traités (1 à 3 ans d'ancienneté hors Alsace-Moselle) n'aient pas été affectés différemment par la crise que les salariés de plus de 3 ans d'ancienneté (hors Alsace-Moselle) est vraisemblable. En outre, on contrôle des évolutions de structure au sein de ces groupes en complétant la régression d'estimation par un vecteur de variables de contrôle (X), composé des variables observables influençant la prise d'arrêt, affinant les coefficients en conditionnant les espérances par X.

Enfin, on s'assure de la validité de l'hypothèse identifiante en contrôlant de l'évolution passée des arrêts maladie avant la réforme. Ceci consiste, dans un premier modèle, à mesurer l'effet du traitement après la réforme (2009-2010) par rapport au recours moyen aux arrêts maladie sur la période précédant la réforme (2006-2007). Afin de tester si la réforme a produit des effets différents à court terme (2009) et à moyen terme (2010), on complète l'estimation par des effets du traitement distincts pour chaque année  $t$ , soit :

$$y = \beta_0 + \delta_0 \times (t) + \beta_1 \times 1(T) + \delta_1 \times 1(t) \times 1(T) + u$$

Cette procédure permet de tester un éventuel effet placebo l'année où il n'y a pas eu de réforme (2007)<sup>17</sup>.

## Affinement au plus près de la réforme

Le choix du groupe des salariés ayant plus de 3 ans d'ancienneté (hors Alsace-Moselle) (3RF) permet de tester sur un large échantillon l'effet d'une partie de la réforme (taux de remplacement passant de 50 % à 90 % au minimum entre le 11e et le 37e jour, et à 66 % entre le 38e et le 67e jour), en observant la rupture entre ceux qui bénéficiaient déjà du dispositif, et ceux qui y entrent.

Afin de rapprocher autant que possible les caractéristiques des individus des groupes que l'on compare, on procède à un affinement à la fois du groupe traité, et du groupe de contrôle. En effet, le droit du travail français permettant le cumul de contrats à durée déterminée (CDD) jusqu'à 18 mois chez le même employeur dans le secteur privé, une partie des individus du groupe des salariés de 1 à 3 ans d'ancienneté peut être plus exposée à la crise du fait de la précarité de son statut (2 RF)<sup>18</sup>. De même, on peut raisonnablement penser que si la stabilité dans l'emploi sera vécue différemment pour un salarié avec 2 ans d'ancienneté, et un autre avec 10 ou 20 ans de poste chez un même employeur, ceci ne sera plus le cas pour des individus aux profils d'ancienneté nettement plus proches, à savoir :

- les salariés ayant entre 2 et 3 ans d'ancienneté (sous-groupe des traités) notés 2ANS RF ;
- les salariés ayant entre 3 et 4 ans d'ancienneté (sous-groupe des témoins) notés 3ANS RF ;

En restreignant l'analyse à ces deux sous-groupes aux profils particulièrement proches, on réduit au minimum l'hétérogénéité inobservable due à l'ancienneté et on rend plus crédible l'hypothèse de tendance commune. Pour les différences observables, considérer ce groupe réduit au minimum l'écart d'évolution selon l'âge et le revenu, en maintenant les autres à un niveau raisonnable (tableau 3).

## Comparaison à des groupes plus affectés par la crise

La mesure de l'effet du traitement risquerait d'être biaisée si ces deux groupes avaient caractéristiques inobservables évoluant différemment malgré toutes les précautions qui ont été prises pour les rendre les plus comparables possibles. Le

<sup>17</sup> La restriction à un cadre temporel plus court (sans 2006) ou son allongement (avec 2005, mais sans variables retardées de contrôle) ne modifie pas les résultats.

<sup>18</sup> Le type contrat (ex: CDD, CDI) n'est pas renseigné dans Hygie.

biais possible étant que les salariés d'une ancienneté plus faible (groupe traité 2ANS RF) aient davantage été affectés par la crise que le groupe témoin ayant une ancienneté supérieure. Afin de comprendre le sens de ce biais éventuel, on peut observer l'effet du traitement observé lorsque l'on compare les salariés traités avec des groupes plus affectés par la crise. On mobilise donc les deux groupes de contrôle suivants:

- les salariés ayant moins de 1 an d'ancienneté (1 RF) : ce groupe ne bénéficie à aucun moment du complément obligatoire de la loi de mensualisation, et est parfaitement non traité à partir du 8e jour d'arrêt. La sensibilité de ce groupe pris dans son ensemble à la crise semble avoir pu engendrer une réaction plus forte à la crise en terme de comportement de prise d'arrêt.
- les salariés ayant entre 1 et 3 ans d'ancienneté en Alsace-Moselle (2 AM): en suivant la démarche adoptée par Chemin et Wasmer (2008) pour l'évaluation de la mise en place de la loi de mensualisation en 1978, on peut également mobiliser comme groupe de contrôle les salariés en Alsace-Moselle. En effet, ces salariés sont tous soumis à un régime d'indemnisation plus généreux aussi bien avant qu'après la réforme puisqu'il prévoit un remplacement total dès le premier jour d'arrêt sans condition d'ancienneté. Au sein de ce régime, on choisit comme groupe de contrôle les salariés ayant entre 1 et 3 ans d'ancienneté (2 AM). On peut faire l'hypothèse que ce groupe partage avec le groupe traité des caractéristiques inobservables tout en n'étant pas affecté par la réforme. Les caractéristiques observables de ce groupe évoluent d'ailleurs de façon très semblable à celles des salariés traités (2 RF) (tableau 3). L'Alsace-Moselle ayant été davantage affectée dès le début de la crise économique, il est toutefois prudent de douter d'une tendance commune entre ces deux groupes au moment de la crise.

## Relâchement de l'hypothèse de tendance commune

Afin de relâcher l'hypothèse de tendance commune entre le groupe traité et le groupe témoin, une stratégie privilégiée consiste à exploiter l'évolution de la durée annuelle moyenne des arrêts maladie d'un groupe de contrôle supplémentaire n'étant pas affecté par la réforme en raison de critères d'éligibilité exogènes. L'appartenance au régime d'Alsace Moselle remplit cette condition. Une estimation par triples différences permet de contrôler de la sélection due à certaines caractéristiques inobservables propres à l'ancienneté (telles que la sécurité de l'emploi) et variables au cours du temps (notamment du fait de la crise). L'hypothèse de tendance commune est alors plus vraisemblable puisqu'elle porte désormais sur les variations entre les groupes (entre 1 et 3 ans d'ancienneté et plus de trois ans d'ancienneté), plutôt que sur les évolutions entre traités et non traités. En d'autres termes, on fait l'hypothèse que l'écart entre les groupes d'ancienneté aurait évolué de la même façon en Alsace Moselle et dans le reste de la France en l'absence de réforme. Cette hypothèse est plus souple que celle qui voudrait que les écarts entre les groupes d'ancienneté ne soient pas affectés par la crise. Elle ne nécessite pas non plus de faire l'hypothèse d'un choc de la crise similaire en France et en Alsace Moselle. On s'assure que l'écart entre les groupes de 1 à 3 ans et de plus de 3 ans d'ancienneté en Alsace-Moselle n'a pas été affecté par une réforme "placebo" intervenant en même temps que l'ANI.

On note alors,

- $T$  : l'individu a entre 1 et 3 ans d'ancienneté
- $N$  : l'individu a plus de 3 ans d'ancienneté
- $F$  : l'individu est affilié au régime commun
- $M$  : l'individu est affilié au régime d'Alsace Moselle
- $a$  : (after) après l'entrée en vigueur de la loi (2009-2010)
- $b$  : (before) avant entrée en vigueur de la loi (2006-2007)
- $t$  : (time) les effets fixes annuels (référence 2006)

L'estimateur en triple différences (DiDiD) est identifié par :

$$\delta_2 = [(y_{T,a,F} - y_{T,b,F}) - (y_{N,a,F} - y_{N,b,F})] - [(y_{T,a,M} - y_{T,b,M}) - (y_{N,a,M} - y_{N,b,M})]$$

Il est obtenu avec la régression suivante (MCO) :

$$y = \beta_0 + \delta_0 \times (t) + \beta_1 \times 1(T) + \beta_2 \times 1(F) + \beta_3 \times 1(a) \times 1(T) \\ + \beta_4 \times 1(a) \times 1(F) + \beta_5 \times 1(T) \times 1(F) + \delta_2 \times 1(a) \times 1(T) \times 1(F) + u$$

## Spécification du modèle

Pour prendre en compte les variations de structure au sein des groupes, on introduit dans l'estimation des variables observables constituant des déterminants pertinents du recours aux arrêts maladie dans la littérature. Ces variables constituent les variables de contrôle  $X$  de l'estimation.

Les statistiques descriptives (tableau 5) confirment que la durée d'arrêt annuelle totale est plus élevée à mesure que l'âge avance. La littérature théorique prédit un absentéisme plus faible quand l'emploi du temps est plus souple. Elle apparaît plus élevée pour les temps partiels que pour les temps complets dans les statistiques descriptives : ce résultat est la conséquence d'une surreprésentation des bas salaires parmi les temps partiels, bas salaires qui sont nettement plus susceptibles d'avoir des arrêts fréquents et longs. Les estimations économétriques confirment le fait qu'être à temps partiel réduit la durée moyenne annuelle d'arrêt. Le sexe est aussi déterminant de recours aux arrêts maladie, avec une durée moyenne d'arrêt de trois jours supérieure pour les femmes.

Un fait stylisé dans la littérature sur les arrêts de travail est que l'insécurité de l'emploi a un effet négatif sur le recours aux arrêts de travail. Cet effet est ici appréhendé à l'aide d'une variable "épisode chômage" valant 1 un si l'individu a connu un épisode de chômage au cours des cinq dernières années, zéro sinon. Un épisode de chômage est comptabilisé s'il a donné lieu à un trimestre de cotisation pour la retraite, et correspond donc à période minimale de chômage de cinquante jours. Cette mesure écarte les périodes de chômage de friction entre deux emplois qui n'induiraient pas une sensibilité supplémentaire au risque de chômage. Cette variable n'apparaît pas comme discriminante, mais comme pour le temps partiel, ceci s'explique par sa corrélation avec de plus bas niveaux de salaires. Toutes choses égales par ailleurs, le fait d'avoir vécu un épisode de chômage au cours des dernières années semble réduire la durée d'arrêt (voir aussi Barnay *et al.*, 2015).

Le salaire apparaît comme un fort discriminant des durées d'arrêts dans les statistiques descriptives, ce qui sera confirmé par les estimations économétriques. En effet, comme le soulignait Allen (1981), les pertes de revenus sont potentiellement plus élevées pour les arrêts des salariés du quintile supérieur quand l'indemnisation n'est pas complète. Si l'effet de substitution domine l'effet de revenu, ce coût d'opportunité plus élevé des absences pour les salariés les mieux rémunérés peut les inciter à moins s'absenter. Dans le cas d'une indemnisation totale, le salaire peut continuer à être négativement associé aux absences dans la mesure où il constitue un *proxy* de la satisfaction au travail, qui est un élément déterminant dans le comportement d'absentéisme (Ilgen, Höllenback, 1977). Pour éviter l'endogénéité entre le niveau de salaire et les arrêts maladie (le salaire est réduit lorsque les salariés ont des arrêts indemnisés), on contrôle du quintile de salaire en  $n - 1$ .

Bien évidemment, l'état de santé constitue une variable explicative centrale du nombre et la durée des arrêts. On l'approche par la dépense de santé de l'année précédente prise comme la somme des dépenses de consultations de généralistes, de dentistes, de spécialistes, d'autres professionnels de santé et des dépenses de médicaments. L'ensemble de ces dépenses sont sommées au sein d'une variable afin de prendre en compte la substituabilité entre les consultations chez les différentes spécialités, et entre les consultations et le recours aux médicaments. Les montants correspondent aux remboursements effectués par l'assurance maladie obligatoire, ce qui permet d'écarter les montants facturés au titre de dépassements d'honoraires qui risquent de refléter davantage des différences de pouvoir d'achat que d'état de santé. Les dépenses liées aux hospitalisations sont exclues de l'analyse car les données ne contiennent pas les dépenses des hospitalisations dans le secteur public. Ici encore, afin de limiter l'endogénéité de l'observation (il est nécessaire de consulter un médecin pour obtenir un arrêt de travail), on considère la dépense de l'année  $n - 1$  comme déterminant des arrêts pris dans l'année  $n$ . Comme attendu, la durée moyenne des arrêts varie substantiellement avec le quintile de dépense de santé retenu : autour de 3 jours pour les salariés avec les dépenses remboursées les plus faibles (moins de 45 euro par an) contre environ 17 jours pour ceux aux dépenses les plus élevées (remboursements supérieurs à 510 € par an) (tableau 5).

## Annexe 4. Résultats des estimations

TABLEAU 6

Résultats de l'estimateur en différence de différences (groupes de contrôle préférés)

	1 à 3 ans vs > 3 ans			2-3 ans vs 3-4 ans		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Traité</i>	-0,26* (0,13)	0,38** (0,13)	0,32+ (0,17)	0,18 (0,27)	0,04 (0,26)	-0,06 (0,39)
<i>T-effect</i>	-0,03 (0,19)	0,10 (0,19)		-0,19 (0,39)	0,08 (0,39)	
<i>T-effect 2007 (placebo)</i>			0,12 (0,22)			0,19 (0,59)
<i>T-effect 2009</i>			0,08 (0,25)			0,07 (0,58)
<i>T-effect 2010</i>			0,24 (0,26)			0,30 (0,60)
<i>Age</i>		-0,23*** (0,04)	-0,23*** (0,04)		-0,12 (0,11)	-0,12 (0,11)
<i>Temps complet</i>		1,98*** (0,14)	1,98*** (0,14)		1,88*** (0,34)	1,88*** (0,34)
<i>Femme</i>		4,21*** (0,42)	4,21*** (0,42)		4,71*** (1,03)	4,71*** (1,03)
<i>Épisode chômage</i>		-0,28* (0,14)	-0,27* (0,14)		0,14 (0,32)	0,14 (0,32)
<i>Salaire n-1 Q1</i>		4,57*** (0,18)	4,57*** (0,18)		4,47*** (0,47)	4,47*** (0,47)
<i>Salaire n-1 Q2</i>		1,57*** (0,12)	1,57*** (0,12)		1,34*** (0,34)	1,34*** (0,34)
<i>Salaire n-1 Q4</i>		-1,44*** (0,11)	-1,44** (0,11)		-2,24*** (0,31)	-2,24*** (0,31)
<i>Salaire n-1 Q5</i>		-4,12*** (0,11)	-4,12*** (0,11)		-3,97*** (0,29)	-3,97*** (0,29)
<i>Dep.santé n-1 Q1</i>		-2,98*** (0,09)	-2,98*** (0,09)		-2,84*** (0,22)	-2,84*** (0,22)
<i>Dep.santé n-1 Q2</i>		-1,37*** (0,09)	-1,37*** (0,09)		-1,20*** (0,23)	-1,20*** (0,23)
<i>Dep.santé n-1 Q4</i>		2,12*** (0,11)	2,12*** (0,11)		1,89*** (0,28)	1,89*** (0,28)
<i>Dep.santé n-1 Q5</i>		10,43*** (0,17)	10,43*** (0,17)		10,36*** (0,43)	10,36*** (0,43)
<i>Effets temporels</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Observations</i>	634370	634370	634370	83151	83151	83151
<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>	0,000	0,035	0,035	0,000	0,038	0,038

+p&lt;0,10, \*p&lt;0,05, \*\*p&lt;0,01, \*\*\*p&lt;0,001 - Écarts-types entre parenthèses - ajusté de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel

Variables de contrôle additionnelles (X): âge\*sexe, âge<sup>2</sup>

Source : Hygie 2005-2010

TABLEAU 7

## Résultats par sous-population

	1 à 3 ans vs > 3 ans					
	Hommes	Femmes	Tps Partiel	Tps Complet	Pas de chômage au cours des 5 dernières années	Chômage au cours des 5 dernières années
<i>Après ANI</i>	0,23* (0,12)	0,70*** (0,16)	1,11*** (0,25)	0,23* (0,10)	0,41*** (0,10)	0,51 (0,34)
<i>Traité</i>	-0,04 (0,15)	0,93*** (0,22)	0,35 (0,32)	0,36** (0,14)	0,24+ (0,14)	1,13*** (0,30)
<i>T-effect</i>	0,20 (0,23)	-0,06 (0,32)	-0,07 (0,46)	0,10 (0,20)	0,06 (0,21)	0,35 (0,47)
<i>Contrôles (X)</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Observations</i>	360898	273472	103873	530497	564207	70163
<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>	0,035	0,030	0,031	0,037	0,036	0,027

+p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001 - Écarts-types entre parenthèses – ajusté de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel

Inclut des effets temporels et variables de contrôle (X): temps de travail, épisode de chômage (au cours des 5 dernières années), salaire en n-1, dépenses de santé en n-1, sexe, âge, âge\*sexe, âge<sup>2</sup>

TABLEAU 8

## Résultats par quintile de dépenses de santé (en n-1)

	1 à 3 ans vs > 3 ans				
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
<i>Après ANI</i>	0,16 (0,11)	0,31* (0,13)	0,35* (0,15)	0,49** (0,19)	0,87* (0,34)
<i>Traité</i>	0,29+ (0,15)	0,41* (0,18)	0,12 (0,21)	0,15 (0,27)	1,03* (0,48)
<i>T-effect</i>	0,04 (0,23)	-0,11 (0,27)	0,65* (0,33)	0,16 (0,40)	-0,11 (0,71)
<i>Contrôles (X)</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Observations</i>	120400	126288	127416	129338	130928
<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>	0,005	0,007	0,009	0,008	0,018

+p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001 - Écarts-types entre parenthèses – ajusté de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel

Inclut des effets temporels et variables de contrôle (X): temps de travail, épisode de chômage (au cours des 5 dernières années), salaire en n-1, dépenses de santé en n-1, sexe, âge, âge\*sexe, âge<sup>2</sup>

TABLEAU 9

## Résultats par quintile de salaire (en n-1)

	1 à 3 ans vs > 3 ans				
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
<i>Après ANI</i>	0,87** (0,33)	0,73*** (0,20)	0,05 (0,13)	0,30+ (0,18)	0,01 (0,16)
<i>Traité</i>	1,07** (0,40)	1,02*** (0,27)	0,02 (0,26)	0,21 (0,26)	-0,31 (0,19)
<i>T-effect</i>	-0,39 (0,57)	-0,55 (0,40)	0,79* (0,39)	0,20 (0,38)	0,31 (0,20)
<i>Contrôles (X)</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Observations</i>	102733	131843	133738	133260	132796

	1 à 3 ans vs > 3 ans				
<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>	0,049	0,028	0,023	0,022	0,019

+p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001 - Écarts-types entre parenthèses - ajusté de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel  
Inclut des effets temporels et variables de contrôle (X): temps de travail, épisode de chômage (au cours des 5 dernières années), salaire en n-1, dépenses de santé en n-1, sexe, âge, âge\*sexe, âge<sup>2</sup>

TABLEAU 10

## Résultats sur la probabilité d'arrêt et le nombre d'épisodes par an

	1 à 3 ans vs > 3 ans					
	Probabilité d'arrêt (logit)			Nombre d'arrêts (poisson)		
	Odds ratio	Odds ratio	Odds ratio	Coef.	Coef.	Coef.
<i>Traité</i>	-0,01 -0,01	-0,01 -0,01	-0,04** (0,01)	0,02* (0,01)	0,02+ (0,01)	-0,01 (0,01)
<i>T-effect</i>	0,00 (0,01)	0,02 (0,01)		-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	
<i>T-effect 2007 (placebo)</i>			0,06** (0,02)			0,06*** (0,02)
<i>T-effect 2009</i>			0,06** (0,02)			0,05** (0,02)
<i>T-effect 2010</i>			0,04+ (0,02)			0,03 (0,02)
<i>Contrôles (X)</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>Effets temporels</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Observations</i>	634370	634370	634370	634370	634370	634370

+p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001 - Écarts-types entre parenthèses - ajusté de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel  
Inclut des effets temporels et variables de contrôle (X): temps de travail, épisode de chômage (au cours des 5 dernières années), salaire en n-1, dépenses de santé en n-1, sexe, âge, âge\*sexe, âge<sup>2</sup>

TABLEAU 11

## Résultats sur les durées des épisodes

	1 à 3 ans vs > 3 ans					
	[4-364]	[4-7]	[8-10]	[11-37]	[38-67]	[68-364]
	(Négatif binomial tronqué en zéro)	(logit)	(logit)	(logit)	(logit)	(logit)
<i>Traité</i>	0,04** (0,34)	-0,02 (0,02)	0,04+ (0,02)	-0,02 (0,02)	0,03 (0,03)	0,07* (0,03)
<i>T-effect</i>	0,00 (0,02)	-0,01 (0,02)	-0,05 (0,03)	0,03 (0,02)	0,04 (0,04)	-0,01 (0,04)
<i>Contrôles (X)</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Effets temporels</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
<i>Observations</i>	211783	211783	211783	211783	211783	211783

+p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001 - Écarts-types entre parenthèses - ajusté de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel  
Inclut des effets temporels et variables de contrôle (X): temps de travail, épisode de chômage (au cours des 5 dernières années), salaire en n-1, dépenses de santé en n-1, sexe, âge, âge\*sexe, âge<sup>2</sup>

## Annexe 4. Résultats des estimations

TABLEAU 12

## Résultats de l'estimateur en différence de différences (groupes de contrôle alternatifs)

	1 à 3 ans RF vs. < 1 an RF			1 à 3 ans RF vs. 1 à 3 ans AM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Traité	2,43*** (0,13)	2,49*** (0,13)	2,56*** (0,18)	0,59 (0,44)	1,51*** (0,44)	1,59** (0,61)
T-effect	-0,41* (0,21)	-0,39+ (0,20)		-1,33 (0,80)	-1,22 (0,79)	
T-effect 2007 (placebo)			-0,13 (0,25)			-0,17 (0,83)
T-effect 2009			-0,71* (0,28)			-1,47 (1,05)
T-effect 2010			-0,19 (0,30)			-0,94 (1,13)
Effets temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles (X)	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Observations	291393	291293	291293	153980	153980	153980
R <sup>2</sup> ajusté	0,002	0,032	0,032	0,000	0,034	0,034

+p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001 - Écarts-types entre parenthèses - ajusté de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel  
Inclut des effets temporels et variables de contrôle (X): temps de travail, épisode de chômage (au cours des 5 dernières années), salaire en n-1, dépenses de santé en n-1, sexe, âge, âge\*sexe, âge<sup>2</sup>

TABLEAU 13

## Résultats de l'estimateur en triples différences

	1-3 ans vs > 3 ans vs AM		2-3 ans vs 3-4 ans vs AM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DiDiD T-effect	-0,80 (0,93)	-0,53 (0,90)	-2,88 (2,13)	-2,06 (2,12)
Reste de la France	0,23 (0,30)	0,94** (0,29)	-1,65 (1,11)	-0,17 (1,10)
1-3 ans ancienneté	-0,63 (0,52)	-0,18 (0,51)	-2,61* (1,23)	-2,22+ (1,23)
Reste de la France*après ANI	-0,53 (0,41)	-0,53 (0,41)	1,22 (1,68)	0,27 (1,65)
Reste de la France*1-3 ans ancienneté	0,36 (0,53)	0,56 (0,52)	2,79* (1,26)	2,26+ (1,26)
1-3 ans ancienneté*après ANI	0,77 (0,91)	0,63 (0,88)	2,69 (2,09)	2,14 (2,08)
Contrôles	Non	Oui	Non	Oui
Effets temporels	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	663923	663923	86326	86326
R <sup>2</sup> ajusté	0,000	0,035	0,000	0,038

+p<0,10, \*p<0,05, \*\*p<0,01, \*\*\*p<0,001 - Écarts-types entre parenthèses - ajusté de la corrélation sérielle des erreurs au niveau individuel  
Inclut des effets temporels et variables de contrôle (X): temps de travail, épisode de chômage (au cours des 5 dernières années), salaire en n-1, dépenses de santé en n-1, sexe, âge, âge\*sexe, âge<sup>2</sup>

Note : Les résultats des estimations sur des groupes d'ancienneté fins (colonnes 3 et 4) doivent être interprétés avec prudence du fait de petites tailles d'échantillons pour le groupe de 2 à 3 ans d'ancienneté en Alsace-Moselle.



## Bibliographie

- Allen, S. (1981), "An empirical model of work attendance", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 1, pp. 77-87.
- Barnay T., Favrot J., Pollak C. (2015), "L'effet des arrêts maladie sur les trajectoires professionnelles", *Économie et Statistique*, n°475-476, pp.135-156..
- Ben Halima M.A., Hyafil-Solelhac V., Koubi M., Regaert C. (2015), « Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ? », *Document de travail de l'INSEE*, G 2015/05.
- Ben Halima M.A. and Regaert C. (2013), "Duration of sick leave, income and health insurance: Evidence from French linked employer-employee data", *Economics Bulletin*, 33(1), pp. 46-55.
- Bertrand M., Duflo E., Mullainathan S. (2004), "How much should we trust difference-in-differences estimates?", *The Quarterly Journal of Economics*, 119: 249-275.
- Chatterji M. and Tilley C.J. (2002), "Sickness, absenteeism, presenteeism, and sick pay", *Oxford Economic Papers*, 54, pp. 669-687.
- Chaupain-Guillot S. and Guillot O. (2009), "Les absences au travail en Europe : Quel impact du régime d'indemnisation maladie et de la législation de protection de l'emploi sur les comportements des salariés ?", *Travail et Emploi*, No. 120, pp. 17-31.
- Chemin M. and Wasmer E. (2008), "Regional Difference in Differences in France Using the German Annexation of Alsace Moselle in 1870-1918", *NBER International Seminar on Macroeconomics*, Vol. 5, No. 1, pp. 285-305.
- CTIP (2008), "Article 5 de l'ANI du 11 janvier 2008 sur la modernisation du marché du travail : Impact sur les conditions d'accès à l'indemnisation conventionnelle de la maladie dans les CCN"
- Davezies L., Toulemon L. (2015), "Does moving to a system with a more generous public health insurance increase medical care consumption?", *LIEPP Working Paper*, n°37.
- 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), pp. 337-360.
- Dione G. and Dustie B. (2007), "New Evidence on the Determinants of Absenteeism Using Linked Employer-Employee Data", *Industrial and Labor Relations Review*, 61(1), pp. 108-120.
- Frick B. and Malo M. (2008), "Labor market institutions and individual absenteeism in the European Union: The relative importance of sickness benefit system and employment protection legislation", *Industrial Relations*, 47 (4), pp. 505-529.
- Grignon M. and Renaud T. (2007), "Sickness and injury leave in France : Moral hazard or strain ?", *Document de travail de l'IRDES*, No. 4
- Henrekson M., Persson M. (2004), "The Effect on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System", *Journal of Labor Economics*, 22(1), pp. 87-113.
- Hesselius P. (2007), "Does sickness absence increase the risk of unemployment?", *The Journal of Socio-Economics*, 36, pp. 288-310.
- Ilgen D. R. and Höllenback J. H. (1977), "The role of job satisfaction in absence behavior", *Organizational Behavior and Human Performance*, Vol. 19, 1, pp. 148-161.
- Johansson P. and Palme M. (2005), "Moral hazard and sickness insurance", *Journal of Public Economics*, 89, pp. 1879-1890.
- Judiesch M. and Lyness K. (1999), "Left behind? The impact of leaves of absence on managers' career success", *Academy of Management Journal*, 42 : 6, pp. 641-651.
- Karlsson M. and Ziebarth N. (2010), "A natural experiment on sick pay cuts, sickness absence, and labor costs", *Journal of Public Economics*, 94, pp. 1108-1122.
- Karlsson M. and Ziebarth N., (2013), "The effect of expanding the generosity of the statutory sickness insurance system", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 29, pp. 208-230.
- Markussen S., Roed K., Rogeberg O.J., Gaure S. (2011), "The anatomy of absenteeism", *Journal of Health Economics*, 30, pp. 277-292.
- Pettersson-Lidbom P., Skogman Thoursie P. (2013), "Temporary Disability Insurance and Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment", *The Scandinavian Journal of Economics*, 115(2): 485-507.
- Pollak C. (2015), "L'effet du délai de carence sur le recours aux arrêts maladie des salariés du secteur privé", *Dossiers solidarité santé*, 58, Drees, janvier.

- Puhani P.A., Sonderhof K. (2010), "The effects of a sick pay reform on absence and on health-related outcomes", *Journal of Health Economics*, 29 (2), pp. 285-302.
- Osterkamp R. and Röhn O. (2007), "Being on Sick Leave: Possible Explanations for Differences of Sick-leave Days Across Countries", *CESifo Economic Studies* 53 (1), pp. 97-114.
- 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, pp. 166-174.



---

**DOSSIERS SOLIDARITÉ ET SANTÉ**

Directeur de la publication : Franck von Lennep

ISSN : 1958-587X

---