

# L'effet de l'indemnisation sur le recours aux arrêts maladie : Évaluation d'une réforme des indemnités complémentaires (ANI de 2008)

Samuel Ménard (Insee)\*      Catherine Pollak (Drees) †

*Version préliminaire (novembre 2014) - Ne pas citer ‡*

## Résumé

Cet article évalue l'impact de la générosité de l'indemnisation sur le recours aux arrêts maladie, en analysant l'effet d'une réforme modifiant le niveau d'indemnisation complémentaire sur le recours aux arrêts maladie des salariés du privé en France.

Cette réforme, prévue par l'accord national interprofessionnel du 11 janvier 2008, étend 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 % du salaire à partir du 8ème jour d'arrêt, contre les 50 % du salaire journalier brut versé par l'assurance maladie sans condition d'ancienneté. Environ un quart des accords de branche prévoient des conditions d'ancienneté moins favorables que celles prévues par l'ANI.

L'analyse mobilise des données administratives regroupant les informations sur les carrières, la consommation médicale et les arrêts maladie d'un échantillon d'environ 250 000 bénéficiaires du régime général suivis de 2005 à 2010. Elles permettent d'identifier les salariés selon leur ancienneté et de former des groupes d'individus "traités" et "témoins" pour évaluer l'effet de la réforme à l'aide d'un estimateur en différence de différences. En raison de la simultanéité entre la réforme et le début de la crise économique, un examen minutieux des groupes de contrôle potentiels est mené afin de vérifier l'hypothèse de tendance commune du recours aux arrêts maladie.

Les résultats suggèrent que la réforme n'a pas eu d'effet sur le nombre et le volume des arrêts maladie, ni en 2009, ni en 2010. Si la réforme n'a pas eu d'effet au niveau global, car généralisant une pratique déjà répandue, elle n'a pas non plus eu d'impact significatif sur les comportements des bénéficiaires désormais éligibles aux indemnités complémentaires.

**Mots-clés** : arrêts maladie, aléa moral, évaluation de politique publique, différence de différences

**Codes JEL** : H51, I18, J22

---

\*samuel.menard@ensae-paristech.fr

†catherine.pollak@sante.gouv.fr (auteur correspondant)

‡Ce travail a été réalisé dans le cadre d'un stage à la Drees. Les points de vue et éventuelles erreurs contenues dans cet article relèvent de la seule responsabilité des auteurs et ne sauraient en aucun cas engager la Drees.

# 1 Introduction

## 1.1 Objectif

Cet article propose une évaluation des effets du niveau d'indemnisation sur les comportements de recours aux arrêts maladie. 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 globale 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 remplacements, dégressivité des indemnités, etc.). 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'objectif est ici d'évaluer l'impact de la réglementation en terme d'indemnisation sur le recours aux arrêts maladie en France, en analysant l'effet d'une réforme modifiant l'éligibilité aux indemnités complémentaires sur le recours aux arrêts maladie des salariés du secteur privé (réforme prévue par l'accord national interprofessionnel du 11 janvier 2008<sup>1</sup>). Cette analyse s'effectue à l'aide de données individuelles issues de sources administratives.

## 1.2 Contexte

Depuis 1978, la loi dite de mensualisation détermine le régime d'indemnisation des arrêts maladie pour les salariés du privés en France, qui s'articule en 3 piliers (**tableau 1**) :

- les indemnités journalières (IJ), représentant 50% du salaire journalier brut, versées par l'assurance maladie à l'ensemble des salariés à partir du 4ème jour d'arrêt<sup>2</sup> ;
- un complément obligatoire versé par l'entreprise à partir du 11ème 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 %, versées par une institution de prévoyance facultative.

On note l'application d'un régime local en Alsace-Moselle, où le salaire est intégralement maintenu, et ce dès le premier jour pour toute absence justifiée. Ce régime découle du passé historique de cette région annexée par l'Allemagne en 1870 et jusqu'à 1918.

L'article 5 de l'ANI, entré en vigueur suite à l'arrêté du 23 juillet 2008<sup>3</sup> a modifié les conditions d'application de cette loi en modifiant le volet complément obligatoire de la manière suivante :

- l'ancienneté nécessaire pour bénéficier de ce complément est passée de 3 ans à 1 an ;
- le délai de carence passe de 11 à 7 jours.

---

1. Dorénavant dénommé ANI

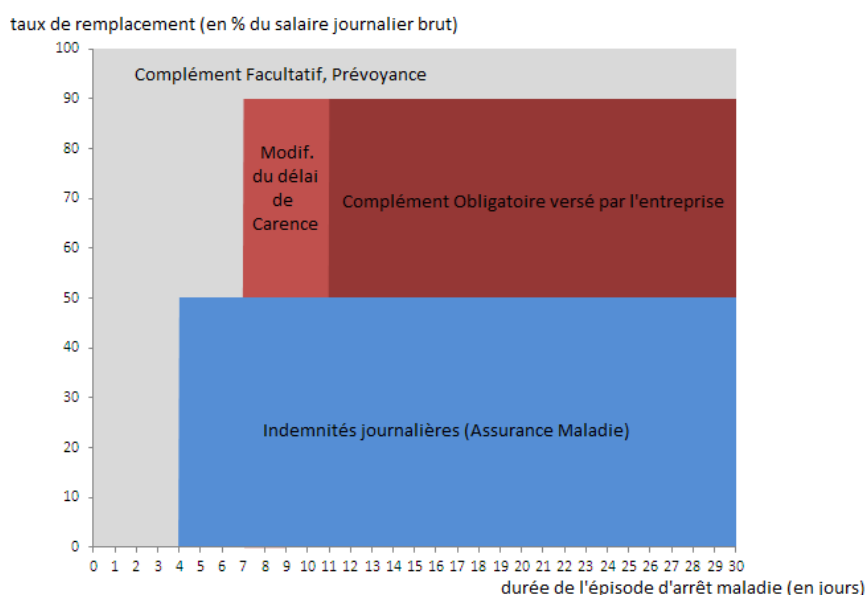
2. Avec certaines majorations possibles : au delà de 3 mois si augmentation générale des salaires ; 66 % si 3 enfants à charge au delà du 31ème jour

3. JORF n°0172 du 25 juillet 2008 page 11996 texte n° 94

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 [7] 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.

Ce cadre de réforme constitue donc ce l'on peut qualifier d'« expérience naturelle », le critère de sélection des bénéficiaires du dispositif étant difficilement manipulable<sup>4</sup>. L'impact du dispositif peut donc être estimé en utilisant ce critère 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.

TABLE 1 – Schéma d'indemnisation des épisodes d'arrêt maladie des salariés du privé<sup>a</sup>



a : Hors Alsace-Moselle - ayant plus d'un an d'ancienneté

Note de lecture : L'ANI de 2008 réforme le palier de l'indemnisation représenté en rouge sur le graphique. Ce complément auparavant obligatoire pour les salariés ayant au moins 3 ans d'ancienneté le devient pour les salariés ayant au moins 1 an d'ancienneté. La partie rouge clair est nouvellement créée par l'ANI et tous les salariés ayant plus d'un an d'ancienneté y sont désormais éligibles.

### 1.3 Revue de littérature

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'op-

4. On a pu observer après la mise de la loi de mensualisation de 1978 une réduction du turn-over ([6] Chemin et Wasmer, 2008). L'ajout de droits accessibles avec l'ancienneté est en effet une incitation à rester plus longtemps dans une même entreprise. Cependant, du fait de la moindre envergure de l'ANI, qui étend les droits dont la mise en place était un changement conséquent, cet aspect peut ici être négligé. Le droit est maintenant acquis plus rapidement, mais une mobilité implique tout de même potentiellement un abandon de ce droit pendant 1 an

portunité à court terme pour le salarié prenant la forme d'une diminution de revenus, et la générosité de l'indemnisation réduit ce coût ([1], 1981, [9]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 et/ou une plus longue durée des arrêts augmente la probabilité d'être au chômage par la suite ([12] Hesselius, 2007). 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 ([15] 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 présentisme, lui-même source de coûts indirects pour l'entreprise. La prise en compte des coûts associés au présentisme 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 ([4]Chatterji, Tilley, 2002).

La littérature empirique sur l'effet du niveau d'indemnisation sur les comportements de recours aux arrêts de travail présente des résultats contrastés. Au niveau international, la générosité du système explique en grande partie les fortes disparités de durées d'arrêts au niveau agrégé ([20] Osterkamp, Rohn, 2007). On compte ainsi 5 jours d'arrêts maladie par an et par salarié aux Etats-Unis où la générosité est qualifiée de faible, contre 20 jours pour la Suède et 26 pour la Pologne où 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 ([10] Frick, Malo, 2008), voire n'est significative que certaines années ([5] 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.).

En dehors de cette littérature comparative, certains travaux ont pu évaluer l'effet de réformes modifiant le niveau de générosité de l'indemnisation sur l'absentéisme pour maladie au sein d'un pays. En Allemagne, la réduction du taux d'indemnisation versés par l'entreprise de 100 % à 80 % pour les 6 premières semaines d'arrêt des employés du secteur privé en 1996, a induit une augmentation de la part des salariés ne prenant aucun arrêt, ainsi qu'une baisse de la durée moyenne des arrêts ([16] Karlsson, Ziebarth, 2010). En 1999, un retour à un taux de remboursement de 100 % aurait fait augmenter le taux d'absentéisme de 10 % ([17] Karlsson, Ziebarth, 2013). En Italie, l'analyse d'une réforme de 2008, réduisant le niveau d'indemnisation et augmentant simultanément l'intensité des contrôles, démontre l'effet des incitations économiques sur le comportement des salariés du public ([8] De Paola et al., 2009). Celle-ci montre cependant que la réduction des arrêts courts a été associée à une augmentation de la durée des arrêts longs. Un effet similaire a été constaté en Suède suite à une réduction de la générosité de l'indemnisation ([14] Johansson, Palme, 2005).

A ce jour, il n'existe que peu de travaux évaluant l'effet des incitations financières du système d'indemnisation français. A défaut de données sur le niveau d'indemnisation des arrêts maladie, les travaux français n'ont jusqu'alors estimé l'effet de l'aléa moral que de façon indirecte, soit à l'aide d'indices de générosité nationaux ([10] Frick, Malo, 2008), soit à travers des proxys portant sur le type d'emploi ([11] Grignon, Renaud, 2007) ou le salaire ([2] Ben Halima, Regaert, 2013). Seule la stratégie d'estimation de [6] 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 11ème 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. Les études actuellement en cours arrivent à des conclusions contrastées.

Une étude évaluant l'effet de l'indemnisation complémentaire prévue par la négociation collective conclut que le niveau de générosité est positivement corrélé à la durée des arrêts (Ben Halima et al., *mimeo*<sup>5</sup>). 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, et a donc un effet global de réduction de la durée totale d'arrêt ([19] Pollak, *mimeo*). De même, par comparaison, le régime plus généreux en Alsace-Moselle semble conduire à des arrêts plus fréquents mais moins longs, induisant une durée totale d'arrêt équivalente (Davezies, Toulemon, *mimeo*<sup>6</sup>).

## 2 Données

### 2.1 Hygie 2005-2010

Les données utilisées pour l'estimation empirique proviennent de la base de données Hygie<sup>7</sup> entre 2005 et 2010, couvrant ainsi la période avant et après la réforme. Cet échantillon est constitué à partir de la fusion de deux fichiers administratifs :

- les données d'assurance maladie (CNAMTS<sup>8</sup>);
- les données d'assurance vieillesse (CNAV<sup>9</sup>).

La base ainsi constituée contient des informations 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 conservé dans notre étude est constitué d'environ 250 000 salariés bénéficiaires du régime général (secteur privé) pour les années entre 2005 et 2010. Nous ne conservons 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 soient exclues les variations saisonnières d'état de santé.

Les arrêts comptabilisés sont les arrêts maladie indemnisés par l'assurance maladie (donc hors arrêts pour accident du travail, maladie professionnelle ou congé maternité). Les arrêts

---

5. Ben Halima, Hyafil-Solelhac, Koubi, Regaert, "Niveau d'indemnisation et durée des arrêts de travail pour maladie : Une approche basée sur les conventions collectives", Séminaire de recherche « Les arrêts de travail : prévention, couverture optimale, et conséquences sur les parcours professionnels » – 20 mai 2014, Paris

6. Davezies, Toulemon (2014), "The impact of increasing public reimbursement rates on various aspects of health expenditures. A natural experiment"

7. Dans la mythologie grecque, Hygie est la fille d'Asclépios (dieu de la médecine) et d'Epione (nymphé). Elle est la déesse de la santé, de la propreté, et de l'hygiène. Le mot « hygiène » vient d'ailleurs de son nom.

8. Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés

9. Caisse nationale d'assurance vieillesse

de trois jours ou moins sont donc exclus (sauf exceptions<sup>10</sup>). Les durées d'arrêt issues de ces fichiers administratifs peuvent donc différer de celles répertoriées par des données d'enquêtes, ce qui ne porte pas préjudice à notre étude, dont l'objet est d'évaluer l'effet de l'ANI qui porte sur les arrêts d'une durée supérieure à sept jours.

Les informations contenues dans Hygie 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 des groupes « non traités » et un groupe « potentiellement traité ». En tout état de cause, si parmi les individus « potentiellement traités », certains n'ont pas été traité du fait d'une couverture de branche ou d'entreprise déjà aussi favorable, le niveau d'indemnisation pour l'ensemble de ce groupe n'a pu qu'augmenter ; la loi ayant augmenté le seuil d'indemnisation minimal. Compte tenu de la complexité d'obtenir les informations complètes concernant chacun des piliers de l'indemnisation de manière proprement représentative, 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 d'évaluer l'effet d'une augmentation du niveau de couverture en l'absence de connaissance du niveau de la couverture. L'estimation de l'effet du traitement ne peut toutefois pas quantifier une élasticité au niveau d'indemnisation.

## 2.2 Identification des bénéficiaires

L'éligibilité aux indemnités complémentaires obligatoires définies par l'ANI dépend de l'ancienneté dans l'entreprise. Les données utilisées ne permettent pas d'observer directement cette variable. Il est donc nécessaire d'estimer l'ancienneté afin de déterminer l'appartenance des individus au groupe potentiellement traité ou à un groupe témoin.

L'ancienneté dans une entreprise est estimée en utilisant les numéros de SIRET<sup>11</sup> anonymisés des employeurs principaux et secondaires renseignés chaque année. Ces derniers sont fournis pour l'ensemble de la carrière des individus suivis. Compte tenu de la structure annualisée des données, et des changements de groupes d'ancienneté pouvant intervenir au cours d'une année (1er ou 3ème anniversaire dans l'entreprise, ou changement d'employeur), on estime les dates de changements de statut entre deux employeurs une année donnée à partir des salaires versés par chacun d'entre eux. Ceci permet de déterminer pour chaque année si l'on peut raisonnablement classer le salarié dans un groupe d'ancienneté.

Pour ce faire, on suppose d'abord la stabilité des salaires des individus d'un employeur à l'autre (hypothèse parfois forte, mais qui sera relâchée par la suite grâce à une marge de sécurité) et on considère le cas échéant les 2 emplois principaux chaque année<sup>12</sup>.

On note,

- $s1_n$  : 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  $n$ .

On détermine ensuite la part des revenus de l'année correspondant à l'employeur principal :  $r_n = \frac{s1_n}{s1_n + s2_n}$

10. Arrêts liés à une affection longue durée et arrêts successifs avec une interruption de moins de 48h.

11. Numéro d'identifiant d'établissement

12. 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 »

Aussi, on évalue la part des revenus obtenus l'année passée du même employeur :

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

Ainsi,  $\frac{p_{n-1}}{r_n}$  représente sous ces hypothèses la proportion de l'année  $n - 1$  dans l'emploi principal de l'année  $n$ , et permet de raccorder les durées précédentes pour estimer la date d'anniversaire, et donc de changement potentiel de groupe d'ancienneté.

On détermine ainsi, pour tous les individus ayant changé de statut au cours de l'année, le groupe principal, ainsi que la part de l'année passée dans ce groupe. Il est possible de constituer les différents groupes avec un critère plus ou moins fin. Les résultats de l'analyse sont présentés avec un seuil d'admission dans un groupe si l'individu y a passé plus de 80 % de l'année<sup>13</sup>. Dans de nombreux cas, la situation est déterminée immédiatement (grande ancienneté et un seul employeur), mais pour les courtes anciennetés, soit les individus qui nous intéressent plus particulièrement dans cette étude, les situations sont diverses. Le **tableau 2** présente des exemples où les règles édictées déterminent le groupe d'affectation de l'individu.

TABLE 2 – Affectation dans les groupes d'ancienneté : Exemples

Année	n-2	n-1	n	
Cas 1	Chô.	Entreprise A		
Cas 2	Entreprise B		Entreprise C	
Cas 3	Entreprise D	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 le 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 2 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

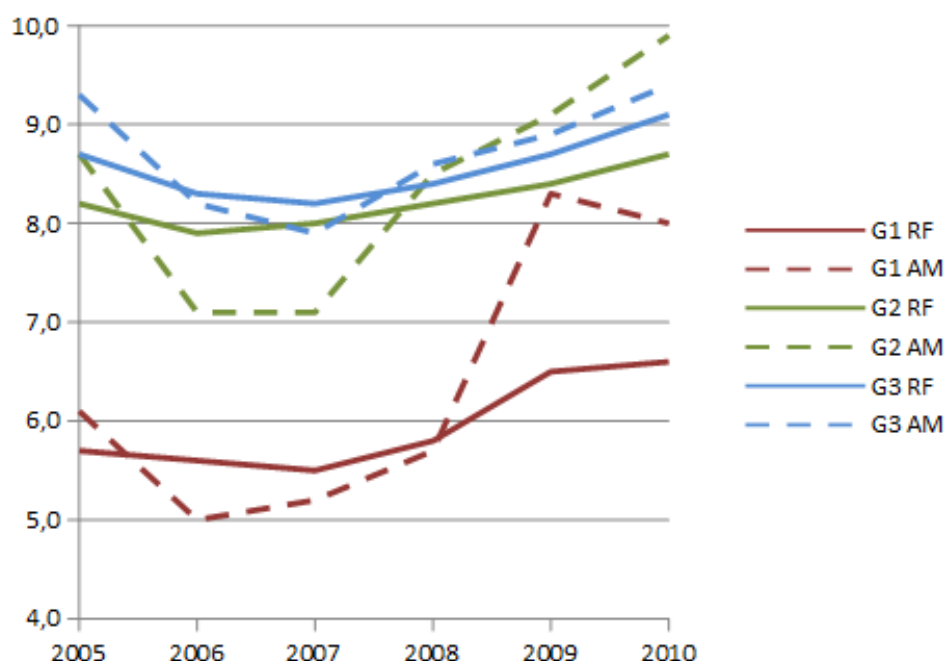
13. L'augmentation du seuil conduit à ne pas considérer une partie plus importante de l'échantillon dont l'ancienneté est considérée comme plus incertaine. Les résultats sont testés sur ces différents taux d'acceptation (90 %, 80 %, 70 % - voir effectifs des groupes selon ces taux en annexe : **tableau 9**), mais y sont très peu sensibles.

salaires perçus 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 2 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.

### 2.3 Évolution du recours aux arrêts maladie

TABLE 3 – Durée annuelle moyenne d'arrêts maladie par groupe



Pour l'ensemble des groupes de salariés considérés dans cette étude, 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 (**tableau 3**). Ces évolutions sont conformes aux résultats fournis par les données exhaustives de la caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (CNAMTS). Cette première analyse graphique fait apparaître des différences notables de recours aux arrêts maladie sur la période selon l'ancienneté et le



régime d'affiliation.

### Moins d'un an d'ancienneté

Le recours aux arrêts maladie apparaît de façon générale nettement moins élevé pour les salariés ayant moins d'un an d'ancienneté. La durée annuelle d'arrêt est d'environ 1,5 à 2 jours plus faible pour les salariés de moins d'un an d'ancienneté par rapport aux autres salariés, pour lesquels les différences sont globalement moindres (et non significatives). L'ancienneté dans l'entreprise combine plusieurs influences sur le salarié. D'une part, la législation du travail en France prévoit pour les salariés embauchés en contrats à durée indéterminée, l'application d'une période d'essai d'une durée maximale de 2 à 4 mois selon la catégorie professionnelle, renouvelable une fois, et pouvant atteindre jusqu'à 8 mois pour les cadres. Aussi, la durée des contrats de travail à durée déterminée est limitée dans le secteur privé à 18 mois, renouvellements compris. Ces dispositions du droit du travail induisent une différence de précarité entre les salariés selon leur ancienneté, et peuvent expliquer la moindre sinistralité des salariés les plus exposés aux risques de pénalités (non renouvellement de contrat par exemple)<sup>14</sup>. Comme nous l'avons énoncé précédemment, depuis 1978, l'ancienneté influence aussi le régime d'indemnisation des arrêts, régime qui a évolué en 2008, c'est l'objet de cette étude.

Ce groupe a connu une augmentation substantielle des arrêts maladie suite à la crise - contrairement à ce à quoi on aurait pu s'attendre dans l'hypothèse d'un "effet disciplinant du chômage" (qui qualifie le phénomène d'une corrélation négative entre insécurité de l'emploi et recours aux arrêts de travail), touchant avant tout les salariés ayant une faible ancienneté.

Cette croissance plus élevée de recours aux arrêts maladie peut toutefois s'expliquer par des effets de sélection dus à la crise : on constate dans le **tableau 11** que l'âge et le revenu des individus de ce groupe s'est accru nettement plus fortement que pour les autres groupes entre les 2 périodes (près de 1100 € annuels constants de plus que pour le groupe des traités - 2 RF entre 2006-2007 et 2009-2010 ).

En effet, on peut supposer que l'augmentation du chômage a eu un effet sur les embauches, et induit donc très rapidement une modification dans la structure de ce groupe par un effet de sélection. Les personnes en situation d'emploi précaire que l'on peut appeler les "outsiders" du marché de l'emploi, traditionnellement dans ce groupe, se retrouvent plus fréquemment au chômage en cas de contraction de la main d'oeuvre, et ce groupe contient une part croissante d'"insiders" disposant d'une meilleure employabilité, avec donc un profil plus âgé et mieux payé qu'en période de croissance.

### Un à 3 ans et plus de 3 ans d'ancienneté

Une première observation comparée du groupe des salariés traités (entre 1 et 3 ans d'ancienneté : 2 RF) par rapport au groupe des salariés de plus de 3 ans d'ancienneté (3 RF), non traité, ne laisse entrevoir aucune modification tendancielle visible sur l'évolution des arrêts maladie sur la période : les courbes sont quasiment parallèles.

Contrairement au groupe des moins de 1 an (1 RF), le groupe des plus de 3 ans (3 RF) est plus stable et moins soumis à une attrition par effet de sélection du fait de la hausse du

---

14. 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 nous ne calculons les arrêts maladie que pour des salariés en "année pleine", cet effet est ici a priori évacué

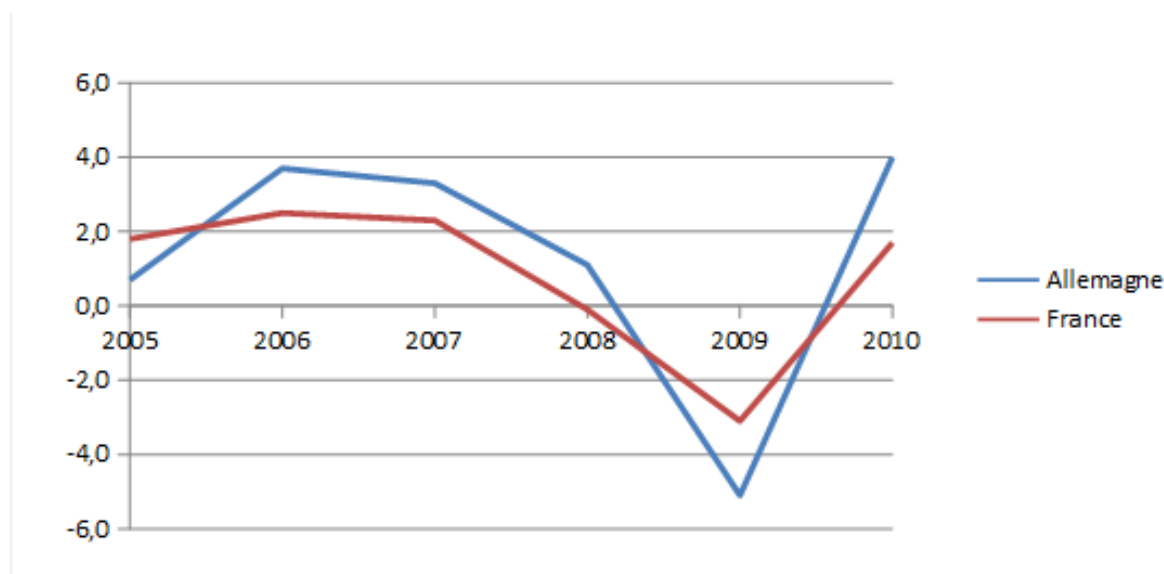
chômage (l'attrition semble donc d'autant plus forte que l'ancienneté est faible, le groupe 2 RF étant moins affecté par l'attrition que le groupe 1 RF mais davantage que le groupe 3 RF) (**tableau 11**). Aussi, on constate que les durées moyenne d'arrêt maladie selon l'ancienneté se stabilisent après la première année (**tableau 10**).

### Alsace Moselle

Le **tableau 3** montre aussi une période particulièrement heurtée en Alsace-Moselle au moment de la crise. Compte tenu de la taille réduite de l'échantillon en Alsace-Moselle, et de l'écart-type important des durées d'arrêt selon les individus, la largeur d'un intervalle de confiance à 95 % pour l'ensemble "Alsace-Moselle" varie de 1,5 à 4 jours, rendant les interprétations très délicates quand celles du "reste de la France" sont de 0,4 à 0,6 jours.

Néanmoins, ces évolutions brutes peuvent indiquer une augmentation plus nette du recours aux arrêts maladie suite à la crise dans ces départements que dans le reste de la France. Une explication possible est que la crise financière des *subprimes* débutée en 2007, dont les effets sur l'économie réelle et l'emploi se sont révélés au plus haut à partir de 2009, bien que planétaire, a pu affecter différemment les différentes zones géographiques, et cela même à un niveau infra-national. Ainsi, une première observation (**tableau 4**) du taux de croissance du PIB pour la France et l'Allemagne sur la période d'observation suggère que l'effet de la crise a été plus important en Allemagne, ainsi que la reprise plus vigoureuse.

TABLE 4 – Croissance annuelle du PIB en France et Allemagne (en %)



Aussi, l'Alsace et la Moselle formant l'unique zone frontalière avec l'Allemagne, son cycle économique risque fort d'être influencé par celui de l'Allemagne, nettement plus que les autres régions de France. L'observation des taux de chômage en France semble le confirmer (**tableau 5**).

En effet, la zone Alsace-Moselle, qui a généralement un taux de chômage plus faible que le reste du territoire, subit une hausse plus importante au déclenchement de la crise, la

TABLE 5 – Taux de chômage (en % de la population active)



différence de taux passant de près d'un demi point à moins d'un dixième de point, le chômage y a augmenté de 31 % entre 2008 et 2009, contre 23 % sur le reste du territoire.

Les évolutions brutes du recours aux arrêts maladie avant et après la crise suggèrent que la crise a pu affecter différemment les salariés selon leur ancienneté et selon leur régime d'appartenance. Contrairement à l'intuition, ce n'est pas un "effet disciplinant" qui semble prédominer, puisque le recours aux arrêts maladie semble augmenter d'autant plus que les groupes sont exposés à la crise (faible ancienneté et activité en Alsace Moselle). Deux explications peuvent être avancées. D'une part, la contraction de la main d'oeuvre a pu engendrer une intensification du travail davantage subie par les salariés les plus exposés au risque de chômage. D'autre part, elle a pu contribuer à ce que les salariés se maintenant en emploi soient davantage des "insiders" dont les comportements de recours aux arrêts maladie ressemblent à ceux des salariés plus protégés. Pour évaluer l'effet de l'ANI, il semble donc d'autant plus important de soigner le choix des groupes de contrôle et de contrôler évolutions de structure au sein de ces groupes, afin de prendre en compte les effets concomitants de la crise.

### 3 Stratégie empirique

#### 3.1 Un cadre d'expérience naturelle

Le changement législatif de l'ANI modifie le niveau d'indemnisation pour une partie des salariés seulement et 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. Il existe plusieurs groupes de salariés dont les droits d'indemnisation n'ont pas été affecté par la réforme (**tableau 6**); ces groupes pouvant constituer autant de groupes de contrôle potentiels à comparer avec le groupe traité (2 RF).

TABLE 6: Groupes de salariés selon le bénéfice du complément obligatoire employeur

Nom	Régime	Ancienneté	Avant	Après
1 AM	Alsace-Moselle	Moins de 1 an	Oui	Oui
2 AM	Alsace-Moselle	1 à 3 ans	Oui	Oui
3 AM	Alsace-Moselle	Plus de 3 ans	Oui	Oui
1 RF	Reste France	Moins de 1 an	Non	Non
2 RF	Reste France	1 à 3 ans	Non	Oui
3 RF	Reste France	Plus de 3 ans	Oui	Oui*

\* : le délai de carence pour la couverture entreprise passe de 11 à 7 jours

Afin de valider la démarche d'estimation en différence de différences, il s'agit d'identifier un groupe de contrôle qui permette de valider l'hypothèse de tendance commune des durées d'arrêts maladie. Pour ce faire, le groupe de contrôle doit partager avec le groupe traité les caractéristiques inobservables corrélées à l'évolution de la variable d'intérêt. Pour certains groupes, cette hypothèse risque de ne pas être valide du fait que la réforme est concomitante au début de la crise économique des *subprimes*.

Comme le suggère l'analyse descriptive, la crise a pu affecter différemment les salariés ayant une faible ancienneté et les salariés en Alsace Moselle. On privilégie par conséquent comme groupe de contrôle celui des salariés de plus de 3 ans d'ancienneté affiliés au même régime (3 RF). Certes, ce groupe a aussi bénéficié d'une modification du régime d'indemnisation versé par l'employeur lors de l'ANI, du fait de la réduction du délai de carence pour ce complément. Cette mesure s'applique néanmoins également au groupe traité, si bien qu'il existe bien une différence de traitement identifiable entre ces deux groupes. Cette différence est de taille puisqu'elle concerne l'éligibilité à l'ensemble du 2<sup>ème</sup> palier de l'indemnisation (**tableau 1**). La différence d'évolution du régime d'indemnisation entre ces deux groupes reste donc très importante, et l'hypothèse que ces deux groupes ne soient pas affectés différemment par la crise est ici plus vraisemblable.

## 3.2 Estimation

### 3.2.1 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>15</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.

La variable d'intérêt pour une analyse globale de la réforme est le nombre de jours d'arrêt annuels<sup>16</sup> que l'on note  $y$ .

15. compte tenu du calendrier de la réforme (annonce en janvier 2008, et application fin juillet), nous avons retiré l'année 2008 lors 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

16. hors épisodes d'une durée inférieure à 3 jours

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 ;
- b : (before) avant entrée en vigueur de la loi.

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 :

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

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

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

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

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

L'équation de régression est ensuite complétée avec l'ajout d'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.

### 3.2.2 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 remplacements passant de 50 % à 90 % au minimum), en observant la rupture entre ceux qui bénéficiaient déjà du dispositif, et ceux qui y entrent.

Afin de rapprocher un maximum 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 CDD<sup>17</sup> 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 particulièrement 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 11**).

---

17. Contrat à Durée Déterminée

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

### 3.2.3 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 plus probable 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 d'un éventuel biais, on peut observer l'effet du traitement que l'on obtient lorsque l'on compare les salariés traités avec des groupes plus affectés par la crise. On mobilise donc les deux groupes de contrôle suivants :

1 RF : Le groupe des salariés de moins de 1 an d'ancienneté (1 RF) ne bénéficie à aucun moment du complément obligatoire de la loi de mensualisation. Ce groupe présente donc l'avantage d'être parfaitement non traité. 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.

2 AM : En suivant la démarche adoptée par Chemin et Wasmer (2008[6]) 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 (AM). 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 11**). 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.

### 3.2.4 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 (comparaison 2 RF vs 3 RF ou 2 ANS RF vs 3 ANS RF). Elle ne nécessite pas non plus de faire l'hypothèse d'un choc de la crise similaire en France et en Alsace Moselle (motif de rejet de la comparaison entre 2 RF et 2 AM). On s'assure que l'écart entre les groupes 2 AM et 3 AM en Alsace-Moselle n'a pas été affecté par une réforme "placebo" intervenant en même temps que l'ANI (**tableau 18**).

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 ;
- b : (before) avant entrée en vigueur de la loi.

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 :

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

### 3.3 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 10**) 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 sur-représentation des bas salaires parmi les temps partiels, bas salaires qui sont nettement plus susceptibles à 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 (pour une étude consacrée aux différences liées au genre, voir ([18] Marbot et Pollak, 2014 *mimeo*)).

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 (traduisant ce qui est parfois qualifié d’"effet disciplinant du chômage"). 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 étant comptabilisé comme tel s’il a donné lieu à un trimestre de cotisation pour la retraite, soit une période minimale de chômage de cinquante jours. Cette mesure permet ainsi d’écarter les périodes de chômage courtes lors de transition entre deux emplois, et qui n’induiraient pas une sensibilité supplémentaire au risque de chômage. Cette variable n’apparaît descriptivement 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 réduit la durée d’arrêt. L’effet propre de cette variable est d’ailleurs plus élevé en période de crise.

Le salaire apparaît comme un très fort discriminant des durées d'arrêts dans les statistiques descriptives, ce qui sera confirmé par les estimations économétriques. En effet, comme le soulignait [1] 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. 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 ([13] Ilgen, Höllenback, 1977).

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 ;
- consultations de dentistes ;
- consultations de spécialistes ;
- consultations d'autres professionnels de santé ;
- médicaments remboursés.

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 dépenses liées aux hospitalisations sont exclues de l'analyse car les données ne contiennent pas les dépenses des hospitalisations dans le secteur public. 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 : entre 3,1 et 3,4 jours pour les salariés avec les dépenses les plus faibles (moins de 80 € par an) contre une moyenne entre 15,3 et 17,7 jours pour ceux du cinquième quintile (plus de 950 € par an environ).

## 4 Résultats

### 4.1 L'absence de changements de comportements attribuables à la réforme

Le **tableau 7** présente les estimations de l'effet du traitement suivant la méthode de différence de différences avec les groupes traités et de contrôle jugés valides dans la stratégie d'estimation :

- le groupe (2 RF) des salariés de 1 an à 3 ans d'ancienneté pour traités, et le groupe (3 RF) des salariés de plus de 3 ans d'ancienneté comme contrôle ;
  - SC : sans variables de contrôle ;
  - 2009 : pour l'année 2009 uniquement <sup>19</sup> ;
  - 2010 : pour l'année 2010 uniquement ;
- le groupe (2ANS RF) des salariés de 2 à 3 ans d'ancienneté comme traité, et le groupe (3ANS RF) des salariés de 3 à 4 ans d'ancienneté comme contrôle ;
  - SC : sans variables de contrôle ;
  - 2009 : pour l'année 2009 uniquement ;
  - 2010 : pour l'année 2010 uniquement.

Le coefficient d'évolution conjoncturelle (*after*) est significativement positif dans la plupart des cas, du fait de la tendance à l'augmentation de la durée d'arrêt sur la période (cf.

---

19. Avec pour chaque modèle, 2006-2007 comme années antérieures



TABLE 7 – Résultats : Estimateur DiD (groupes de contrôle préférés)

	2 RF vs. 3 RF			2ANS RF vs. 3ANS RF		
	SC	2009	2010	SC	2009	2010
after	0,60*** (0,09)	0,18 <sup>+</sup> (0,10)	0,35*** (0,11)	0,90** (0,32)	0,34 (0,36)	0,71 <sup>+</sup> (0,38)
treated	-0,29* (0,13)	0,05 (0,12)	0,08 (0,13)	0,19 (0,30)	0,21 (0,28)	0,21 (0,28)
T-effect	-0,03 (0,19)	0,10 (0,22)	0,35 (0,22)	-0,19 (0,42)	-0,09 (0,49)	-0,08 (0,51)
Temps complet		6,85*** (0,13)	6,89*** (0,13)		5,78*** (0,33)	5,67*** (0,33)
Sexe		1,32** (0,40)	1,32** (0,41)		3,02** (1,02)	3,96*** (1,05)
Episode chômage		-2,39*** (0,14)	-2,56*** (0,15)		-1,69*** (0,31)	-1,58*** (0,32)
Sal. Quint. 1		19,80*** (0,15)	20,25*** (0,15)		18,09*** (0,39)	18,33*** (0,41)
Sal. Quint. 2		3,00*** (0,14)	2,90*** (0,14)		2,72*** (0,37)	2,40*** (0,38)
Sal. Quint. 4		-1,94*** (0,13)	-1,92*** (0,13)		-1,95*** (0,36)	-1,90*** (0,37)
Sal. Quint. 5		-3,44*** (0,13)	-3,39*** (0,14)		-3,22*** (0,35)	-3,38*** (0,36)
Dep. Quint. 1		-3,31*** (0,14)	-3,32*** (0,14)		-3,11*** (0,37)	-3,01*** (0,38)
Dep. Quint. 2		-1,54*** (0,14)	-1,49*** (0,14)		-1,07** (0,36)	-1,21** (0,37)
Dep. Quint. 4		2,15*** (0,14)	2,21*** (0,14)		2,00*** (0,36)	2,08*** (0,37)
Dep. Quint. 5		9,02*** (0,14)	9,11*** (0,14)		9,50*** (0,36)	9,31*** (0,37)
Observations	635841	479681	478589	83151	63683	62656
Adjusted $R^2$	0,000	0,080	0,081	0,000	0,079	0,079

Standard errors in parentheses

<sup>+</sup>  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

**tableau 3).**

Le coefficient associé à la différence entre les groupes traités et de contrôle (*treated*) apparaît comme non significatif<sup>20</sup>, confirmant que la stratégie de recherche de groupes les plus comparables possible a bien opéré.

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, oscillant d'un côté et de l'autre de la valeur nulle, avec, pour le groupe considéré comme le plus fiable, une variance plus de 5 fois supérieure à sa valeur (0,51 pour un coefficient de -0,08 en 2010, et 0,49 pour un coefficient de -0,09 en 2009), tandis que l'ensemble des variables de contrôle ont des effets statistiquement très significatifs ( $p\text{-value} \leq 0,001$  pour chacune des variables).

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<sup>21</sup>, et chaque quintile de dépense de santé de l'année n-1<sup>22</sup>.

De même, les estimations menées sur des variables d'intérêt liées<sup>23</sup> confirment que le changement n'a eu un impact ni sur la probabilité de recourir à un arrêt, ni sur le nombre d'arrêts, et ni sur la durée des épisodes.

Suivant le niveau de salaire, on peut observer un effet significatif (à 10 %) pour le 3<sup>ème</sup> quintile. Globalement, on observe une courbe en cloche des valeurs des coefficients de l'effet de la réforme suivant le quintile, ces dernières sont cependant trop fragiles pour que l'on puisse les interpréter avec fiabilité (**tableau 14** en annexe). Il y a potentiellement des effets propres à certaines sous-populations, mais ceux-ci se compensent une fois ces populations regroupées.

## 4.2 Les effets simultanés de la crise

Afin de comprendre le sens d'un éventuel biais si le groupe traité et les salariés ayant une ancienneté supérieure avaient eu une réaction différente à la crise, l'effet du traitement est estimé sur les groupes de contrôle alternatifs, davantage exposés à la crise.

Le **tableau 17** présente les estimations des modèles avec comme groupe traité le groupe des salariés ayant entre 1 et 3 ans d'ancienneté (2 RF), et en groupe de contrôle :

- le groupe des salariés de moins de 1 an d'ancienneté (1 RF)
  - SC : sans variables de contrôle ;
  - 2009 : pour l'année 2009 uniquement ;
  - 2010 : pour l'année 2010 uniquement ;
- le groupe des salariés de 1 à 3 ans d'ancienneté bénéficiaires du régime d'Alsace-Moselle ;
  - SC : sans variables de contrôle ;
  - 2009 : pour l'année 2009 uniquement ;
  - 2010 : pour l'année 2010 uniquement ;

---

20. Sauf dans le premier modèle, sans variables de contrôle

21. **Tableau 12** en annexe

22. **Tableau 13** en annexe

23. Logit sur la prise d'arrêt, OLS sur la durée des épisodes d'arrêts maladie (**Tableau 15** en annexe.) et Poisson sur le nombre d'arrêts (**Tableau 16**).

Les coefficients associés à la variable *treated* confirment que les groupes des salariés de moins d'un an d'ancienneté prennent, toutes choses égales par ailleurs, moins de jours d'arrêts que ce soit avant et après (environ 3 jours d'écart) que le groupe des traités.

L'effet du traitement apparaît significativement négatif par rapport au moins de 1 an d'ancienneté, d'une manière peu cohérente : un effet négatif et significatif en 2009 puis un effet non significatif en 2010. Il est probable que la déformation de ce groupe pendant la crise constitue une source de biais dans l'évaluation du traitement. La valeur significative de  $-0,92^{***}$  en 2009 pouvant révéler un rattrapage de la structure du groupe des moins de un an d'ancienneté vers la structure du groupe des plus anciens. En effet, lors d'une augmentation du chômage, les premières suppressions d'emploi éloignent d'abord les plus précaires du marché du travail (non renouvellement de contrats d'intérim, de CDD par exemple), les profils se maintenant dans le ce groupe (1 RF) étant de plus en plus proches de leurs "aînés" et la différence caractérisant ces groupes (*treated*) captant en partie cet effet. En 2010, le chômage reste élevé mais n'augmente plus, ainsi, la structure peut revenir vers sa forme initiale : de nouveaux contrats précaires viennent remplacer des départs de salariés à contrats stables. Cette modification de la structure de l'emploi est constatée dans les enquêtes emplois de l'INSEE, avec un taux de CDI passant de 49,8 % en 2007, à 51,6 % en 2009, pour retomber à 49,2 % en 2010.

L'analyse avec le groupe de contrôle issu du régime Alsace-Moselle présente des résultats moins significatifs (c'est aussi le résultat d'effectifs plus réduits). Néanmoins, il ressort un effet négatif de l'appartenance à ce régime : *treated* valant plus de 1 jour, les bénéficiaires du régime Alsace-Moselle prennent, toutes choses égales par ailleurs, moins de jours d'arrêts que leurs homologues du reste de la France<sup>24</sup>. Ici aussi, bien que non significatifs, le coefficient associé à l'effet du traitement *T-effect* est plus élevé en valeur absolue l'année 2009, et moins l'année 2010, avec un signe négatif. Plutôt que de conclure qu'une meilleure indemnisation aurait un effet réducteur sur la durée des arrêts pris dans un premier temps, avant de s'estomper dans un second temps, ces valeurs peuvent s'interpréter comme la conséquence d'une plus forte amplitude de l'augmentation du chômage en Alsace-Moselle. La réduction de main d'oeuvre ayant pu induire une intensification du travail pour ceux restant en emploi, dont peut résulter une détérioration des conditions de travail, qui pourrait expliquer la hausse temporaire du nombre de jours pris par les salariés de cette zone par rapport à leurs homologues plus éloignés du Rhin.

Finalement, les effets trouvés avec des groupes de contrôle plus affectés par la crise, suggèrent que la crise a pu contribuer à accroître le recours aux arrêts maladie parmi les groupes les plus exposés. Des générations de loi placebo peuvent donner des résultats similaires<sup>25</sup> tant la période de crise a pu avoir des influences sur la structure des groupes de faible ancienneté (en termes de précarité de l'emploi notamment) et des répercussions sur l'intensité du travail.

La stratégie d'estimation en triples différences qui relâche l'hypothèse de tendance commune entre les groupes d'ancienneté donne toutefois des résultats similaires (tableau 8)<sup>26</sup>.

---

24. En décomposant la variable d'intérêt, on constate qu'ils prennent plus d'arrêts en nombre, mais que la durée moyenne des épisodes est plus courte

25. En comparant l'évolution des salariés de moins d'un an d'ancienneté du régime général, et ceux du régime Alsace-Moselle par exemple. Bien qu'aucun de ces groupes n'ait été concerné par un changement dans ses droits à indemnisation, les premiers ont une réaction de moindre consommation d'arrêts après la réforme fictive.

26. Les résultats des estimations sur des groupes d'ancienneté fins (2 ANS RF vs. 3 ANS vs. AM) doivent être interprétés avec prudence du fait de petites tailles d'échantillons pour le groupe de 2 à 3 ans d'ancienneté

L'effet du traitement ainsi mesuré apparaît négatif en 2009 et positif en 2010 mais toujours non significatif.

TABLE 8 – Résultats : Estimateur DiDiD

	2RF vs 3RF vs AM			2ANS RF vs 3ANS vs AM		
	SC	2009	2010	SC	2009	2010
DiDiD T-effect	-0,85 (0,94)	-0,57 (1,11)	0,40 (1,12)	-2,89 (2,23)	-0,78 (2,67)	-3,51 (2,63)
Rest of France	0,23 (0,29)	0,85** (0,28)	0,86** (0,28)	-1,67 (1,14)	-0,59 (1,08)	-0,60 (1,09)
After	1,13** (0,41)	0,60 (0,47)	0,75 (0,48)	-0,32 (1,66)	0,65 (1,95)	-1,38 (1,98)
2 Years Tenure	-0,65 (0,62)	-0,35 (0,59)	-0,31 (0,60)	-2,61 <sup>+</sup> (1,46)	-2,37 <sup>+</sup> (1,38)	-2,37 <sup>+</sup> (1,40)
Rest of France*after	-0,53 (0,42)	-0,42 (0,48)	-0,40 (0,49)	1,22 (1,69)	-0,30 (1,99)	2,09 (2,02)
Rest of France*2 Years Tenure	0,37 (0,64)	0,40 (0,60)	0,39 (0,61)	2,80 <sup>+</sup> (1,49)	2,58 <sup>+</sup> (1,41)	2,58 <sup>+</sup> (1,42)
2 Years Tenure*after	0,81 (0,93)	0,67 (1,08)	-0,05 (1,09)	2,70 (2,19)	0,69 (2,62)	3,44 (2,58)
Controls (X)	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Observations	665439	502094	500874	86326	66121	65163
Adjusted $R^2$	0,000	0,080	0,081	0,000	0,079	0,078

Standard errors in parentheses

<sup>+</sup>  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

## 5 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 (Hygie) regroupant les informations sur les carrières, la consommation médicale et la prise d'arrêts maladie des bénéficiaires, nous avons pu évaluer l'effet d'une modification du dispositif d'indemnisation de la maladie dans le 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. Ces résultats indiquent que cette meilleure indemnisation n'a pas augmenté l'aléa moral concernant les absences pour raison de santé, que ce soit sur le nombre d'arrêt pris ou la durée de

en Alsace-Moselle.

ces arrêts. 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 le changement induit par l'ANI.

Quand bien même l'assouplissement de l'éligibilité aux indemnités complémentaires a largement généralisé une pratique d'indemnisation déjà existante (une grande part des individus de 1 à 3 ans d'ancienneté bénéficiant déjà des niveaux de couvertures prévus par l'ANI), la présence d'un certain nombre d'individus traités est indéniable. Les changements potentiels intervenus pour ces derniers n'ont pas suffi à faire émerger un effet quelconque. En effet, le signe (négatif) ainsi que le niveau ( $1/5^{\text{ème}}$  de sa variance) de l'estimateur d'effet du traitement indique que le changement législatif porté par l'ANI n'a pas donné lieu à une réponse comportementale cohérente<sup>27</sup> et significative sur les réels bénéficiaires de cette réforme.

Si les résultats de cette étude suggèrent que l'effet de la réforme est nul, ils ne permettent pas pour autant conclure qu'il n'y a pas de lien entre générosité et recours aux arrêts maladie. Il est par exemple difficile d'anticiper l'effet qu'aurait une généralisation de la loi de mensualisation aux salariés de moins de 1 an d'ancienneté. 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 (c'était le cas pour près de 3 conventions collectives sur 4 parmi celles analysées par le CTIP) a pu avoir un effet réducteur sur la perception de l'extension de ces droits, et donc sur la réponse comportementale. L'appliquer à un groupe pour lequel ce droit serait globalement nouveau pourrait davantage modifier la perception des bénéficiaires supplémentaires et induire une réelle réponse, qu'elle soit positive ou négative. A l'inverse, 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 pour ces derniers pourrait avoir peu d'effet, surtout si le complément est à la charge de l'employeur<sup>28</sup>.

Par ailleurs, cette étude évalue un effet local du niveau de taux de remplacement d'une indemnisation à l'architecture complexe, comportant d'autres types d'incitations (délai de carence, dégressivité des taux de remplacement pour les arrêts longs). Ses résultats ne peuvent pas être généralisés à d'autres formes d'incitations financières. La complexité du système d'indemnisation dans le secteur privé le rend peu lisible pour les bénéficiaires non initiés du fait d'une organisation de l'indemnisation en trois piliers, soumis chacun à un délai de carence différent et fixant des taux de remplacement variables selon la durée des épisodes d'arrêt de l'ancienneté. Ainsi, il est possible que le rattrapage qu'a induit l'ANI ait eu un effet très limité dans la perception qu'avaient les salariés de leur couverture et que des réformes du régime d'indemnisation plus lisibles pour les bénéficiaires puissent produire des effets différents.

---

27. S'il peut exister des effets que nous n'avons pas observés sur certaines sous-populations, ils ne sont pas alignés, et se compensent au niveau global

28. 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

## Références

- [1] ALLEN, S. (1981), "An empirical model of work attendance", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 1, pp. 77-87
- [2] 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
- [3] BERTRAND, M., DUFLO, E. AND MULLAINATHAN, S. (2004), "How much should we trust differences-in-differences estimates?", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119 (Feb.), pp. 249-275
- [4] CHATTERJI M. AND TILLEY C.J. (2002), "Sickness, absenteeism, presenteeism, and sick pay", *Oxford Economic Papers*, 54, pp. 669-687.
- [5] 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
- [6] 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
- [7] 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"
- [8] DE PAOLA M., PUPO V., SCOPPA V. (2009), "Absenteeism in the Italian public sector : The effects of changes in sick leave compensation", *Università Della Calabria*, Working Paper No. 16
- [9] 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.
- [10] 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
- [11] GRIGNON, M. AND RENAUD, T. (2007), "Sickness and injury leave in France : Moral hazard or strain?", *Document de travail de l'IRDES*, No. 4
- [12] HESSELIUS, P. (2007), "Does sickness absence increase the risk of unemployment?", *The Journal of Socio-Economics*, 36, pp. 288-310
- [13] 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
- [14] JOHANSSON, P. AND PALME, M. (2005), "Moral hazard and sickness insurance", *Journal of Public Economics*, 89, pp. 1879–1890
- [15] JUDIESCH, M. AND LYNES, K. (1999), "Left behind? The impact of leaves of absence on managers' career success", *Academy of Management Journal*, 42 :6, pp. 641–651
- [16] 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
- [17] 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

- [18] MARBOT, C. AND POLLAK C. (2014), "Comprendre les différences entre hommes et femmes de recours aux arrêts de travail", *Communication aux JESF 2014, mimeo*
- [19] POLLAK, C. (2014), "L'effet du délai de carence sur le recours aux arrêts maladie des salariés du secteur privé", *mimeo*
- [20] 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

## 6 Annexes

TABLE 9: Effectifs des groupes selon le seuil (part d'année passée dans le groupe)

Groupe	2005	2006	2007	2008	2009	2010
<b>Taux 0.9</b>						
1 RF	44620	40502	36516	38893	30972	26265
1 AM	1580	1268	1160	1496	1065	869
2 RF	36728	37992	39733	36002	33052	32345
2 AM	1466	1582	1461	1236	1240	1232
3 RF	114795	117236	118940	120410	120275	120841
3 AM	5852	5869	5925	5994	5956	5820
<b>Taux 0.8</b>						
1 RF	47341	43839	39050	41604	32778	27770
1 AM	1680	1364	1261	1578	1137	915
2 RF	39422	40429	41586	37779	34392	33678
2 AM	1540	1652	1545	1300	1280	1289
3 RF	122806	124449	124390	126349	126352	126198
3 AM	6117	6110	6171	6264	6176	6053
<b>Taux 0.7</b>						
1 RF	50206	46184	41474	44235	34481	29430
1 AM	1765	1443	1351	1665	1191	965
2 RF	45710	46639	47473	43496	38919	37666
2 AM	1763	1913	1748	1488	1431	1431
3 RF	126699	128111	128058	130252	129852	129758
3 AM	6276	6277	6328	6433	6297	6183



TABLE 10: Durée annuelle moyenne d'arrêt selon les variables de contrôle

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 complet	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
Episode chômage <sup>a</sup>	Oui	7,4	7,3	7,4	8,4	8,5
	Non	7,6	7,7	7,9	8,2	8,6
Salaire <sup>b</sup>	Quintile 1	18,3	18,4	19,0	21,3	22,2
	Quintile 2	7,2	7,4	7,6	7,7	7,8
	Quintile 3	5,4	5,2	5,5	5,6	5,6
	Quintile 4	4,0	4,0	4,1	4,2	4,3
	Quintile 5	2,9	2,8	2,7	2,8	2,9
Dép. Santé <sup>b,c</sup>	Quintile 1	3,1	3,1	3,1	3,3	3,4
	Quintile 2	4,5	4,5	4,7	4,8	5,0
	Quintile 3	6,3	6,3	6,4	6,8	7,2
	Quintile 4	8,8	8,9	9,1	9,4	9,8
	Quintile 5	15,3	15,4	16,0	17,0	17,7
Ancienneté	moins de 1 an	6,0	6,1	6,3	7,0	7,1
	de 1 à 2 ans	8,8	8,6	8,6	8,9	9,1
	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 de chômage validé au cours des 5 années précédentes

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

c : Sommes des consommations médicales l'année (n-1), hors hospitalisation

TABLE 11: Caractéristiques des groupes

Groupe	Période	Age moyen	% Tps comp.	% Femmes	% Epi-sode chômage	Salaire moyen	Dép. santé moy.	Effectif
1 AM	avant	36,4	81,4	43,8	36,4	23978	577	2621
	après	39,9	76,7	50,4	29,0	25436	680	2052
	écart	3,5	-4,7	6,6	-7,4	1458	103	- 21,7 %
2 AM	avant	38,9	81,6	47,4	26,5	26316	674	3193
	après	41,2	80,2	47,1	26,1	27567	718	2566
	écart	2,3	-1,4	- 0,3	-0,4	1251	44	- 19,6 %
3 AM	avant	42,7	84,0	43,3	4,8	28707	738	11907
	après	43,8	84,2	43,5	4,7	29346	773	11932
	écart	1,1	0,2	0,2	-0,1	639	35	+0,2 %
1 RF	avant	36,5	81,2	42,3	35,1	25587	505	82666
	après	39,4	79,1	44,2	31,2	28350	553	60455
	écart	2,8	-2,0	1,8	-3,9	2763	48	- 26,8 %
2 RF	avant	38,9	82,7	43,7	26,6	28932	559	81758
	après	40,6	81,5	44,3	26,7	30597	581	67979
	écart	1,7	-1,2	0,6	0,1	1665	22	- 16,8 %
3 RF	avant	43,2	84,2	42,6	6,9	29918	637	240671
	après	44,2	83,9	43,1	5,7	30677	644	245433
	écart	1,0	-0,3	0,5	-1,2	759	7	+1,9 %
2ANS	avant	40,5	83,5	42,2	19,0	31367	627	24676
	après	41,7	82,6	42,6	19,3	32358	629	21510
	écart	1,2	-0,9	0,4	0,3	991	2	- 12,8 %
3ANS	avant	41,1	83,1	42,7	16,8	31448	606	18512
	après	42,4	82,6	43,8	14,7	32102	638	18453
	écart	1,3	-0,5	1,1	-2,1	654	32	-0,3 %
2RF-1RF		-1,1	0,8	-1,2	4,0	-1099	-26	
2RF-2AM		-0,6	0,2	0,9	0,5	413	-22	
2RF-3RF		0,7	-0,9	0,1	1,3	906	15	
2ANS RF-3ANS RF		-0,1	-0,4	-0,7	2,4	338	-30	

TABLE 12 – Modélisation sur sous-population (avec contrôles - coefs cachés)

	Homme	Femme	Tps Part.	Tps Comp.	Pas Chô.	Chô.
after	0,38 (0,36)	0,70 (0,53)	1,62* (0,79)	0,12 (0,33)	0,52 (0,33)	0,72 (0,82)
treated	0,15 (0,33)	0,28 (0,50)	-0,26 (0,75)	0,18 (0,30)	0,32 (0,31)	-0,24 (0,72)
T-effect	0,15 (0,47)	-0,38 (0,71)	0,00 (1,07)	0,01 (0,44)	-0,14 (0,44)	0,14 (1,05)
Observations	47570	35581	14148	69003	68484	14667
Adjusted $R^2$	0,081	0,073	0,042	0,099	0,078	0,066

Standard errors in parentheses

+  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

TABLE 13 – Modélisation sur les différents quintiles de dépense de santé (n-1)

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
after	0,51 (0,35)	-0,13 (0,42)	0,50 (0,53)	1,55* (0,67)	-0,07 (1,11)
treated	0,06 (0,33)	-0,11 (0,39)	-0,40 (0,49)	0,18 (0,63)	0,90 (1,03)
T-effect	-0,02 (0,47)	-0,21 (0,56)	0,89 (0,71)	-0,59 (0,90)	-0,40 (1,48)
Observations	16424	16658	16487	16686	16896
Adjusted $R^2$	0,024	0,048	0,052	0,058	0,087

Standard errors in parentheses

+  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

TABLE 14 – Modélisation sur les différents quintiles de salaire

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
after	2,05 (1,34)	-0,53 (0,57)	-0,42 (0,47)	0,21 (0,42)	0,35 (0,31)
treated	-0,41 (1,26)	-0,24 (0,53)	0,46 (0,46)	0,43 (0,38)	0,02 (0,28)
T-effect	-1,67 (1,78)	0,68 (0,77)	1,12 <sup>+</sup> (0,64)	0,12 (0,56)	-0,41 (0,41)
Observations	15006	15325	16464	16378	19978
Adjusted $R^2$	0,078	0,022	0,026	0,020	0,015

Standard errors in parentheses

+  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

TABLE 15 – Logit prise d’arrêt et OLS durée d’épisode - 2ANS RF vs. 3ANS RF

	Logit : prise			Reg : durée d’arrêt		
	SC	2009	2010	SC	2009	2010
after	0,11*** (0,02)	0,12*** (0,03)	0,07* (0,03)	0,25 (0,82)	-1,75+ (0,92)	0,30 (1,01)
treated	0,04 (0,02)	0,03 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,06 (0,78)	0,36 (0,75)	0,41 (0,76)
T-effect	-0,06+ (0,03)	-0,04 (0,04)	-0,05 (0,04)	0,30 (1,10)	0,65 (1,27)	-0,41 (1,32)
Temps complet		0,38*** (0,03)	0,43*** (0,03)		5,38*** (0,85)	3,80*** (0,88)
Sexe		0,53*** (0,09)	0,57*** (0,09)		3,19 (2,60)	5,22+ (2,69)
Episode chomage		0,01 (0,03)	0,02 (0,03)		-3,46*** (0,76)	-3,71*** (0,77)
Sal. Quint. 1		0,65*** (0,03)	0,67*** (0,03)		24,10*** (0,90)	24,54*** (0,93)
Sal. Quint. 2		0,28*** (0,03)	0,25*** (0,03)		3,65*** (0,93)	3,20*** (0,96)
Sal. Quint. 4		-0,33*** (0,03)	-0,31*** (0,03)		-1,52 (1,04)	-1,64 (1,07)
Sal. Quint. 5		-0,73*** (0,03)	-0,70*** (0,03)		-2,75* (1,12)	-3,44** (1,15)
Dep. Quint. 1		-0,75*** (0,04)	-0,70*** (0,04)		-0,03 (1,21)	0,84 (1,22)
Dep. Quint. 2		-0,26*** (0,03)	-0,27*** (0,03)		0,27 (1,03)	0,08 (1,06)
Dep. Quint. 4		0,24*** (0,03)	0,24*** (0,03)		1,75+ (0,91)	1,70+ (0,93)
Dep. Quint. 5		0,52*** (0,03)	0,53*** (0,03)		11,15*** (0,87)	10,39*** (0,90)
Observations	83151	63683	62656	26828	20371	19838
Adjusted $R^2$				-0,000	0,082	0,083

Standard errors in parentheses

+  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

TABLE 16 – Poisson nombre d'arrêts - 2ANS RF vs. 3ANS RF

	Poisson : nb d'arrêts		
	SC	2009	2010
after	0,04*** (0,00)	0,05*** (0,01)	0,02** (0,01)
treated	0,02** (0,01)	-0,00 (0,01)	0,00 (0,01)
T-effect	-0,01 (0,01)	0,02 (0,01)	0,00 (0,01)
Temps complet		0,37*** (0,01)	0,38*** (0,01)
Sexe		0,31*** (0,02)	0,34*** (0,02)
Episode chomage		-0,01 <sup>+</sup> (0,01)	-0,03*** (0,01)
Sal. Quint. 1		0,62*** (0,01)	0,63*** (0,01)
Sal. Quint. 2		0,22*** (0,01)	0,21*** (0,01)
Sal. Quint. 4		-0,28*** (0,01)	-0,26*** (0,01)
Sal. Quint. 5		-0,71*** (0,01)	-0,71*** (0,01)
Dep. Quint. 1		-0,66*** (0,01)	-0,66*** (0,01)
Dep. Quint. 2		-0,25*** (0,01)	-0,26*** (0,01)
Dep. Quint. 4		0,20*** (0,01)	0,20*** (0,01)
Dep. Quint. 5		0,44*** (0,01)	0,45*** (0,01)
Observations	635841	479681	478589

Standard errors in parentheses

<sup>+</sup>  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

TABLE 17 – Résultats : Estimateur DiD (autres groupes de contrôle)

	2 RF vs. 1 RF			2 RF vs. 2 AM		
	SC	2009	2010	SC	2009	2010
after	0,98*** (0,15)	1,19*** (0,17)	0,73*** (0,18)	1,95* (0,79)	1,38 (0,92)	0,97 (0,94)
treated	2,41*** (0,13)	3,01*** (0,13)	2,99*** (0,13)	0,60 (0,54)	1,26* (0,50)	1,28* (0,51)
T-effect	-0,40* (0,20)	-0,92*** (0,24)	-0,12 (0,25)	-1,37 <sup>+</sup> (0,80)	-1,08 (0,94)	-0,22 (0,96)
Temps complet		4,09*** (0,15)	4,07*** (0,15)		6,14*** (0,23)	6,06*** (0,23)
Sexe		1,72*** (0,44)	1,46** (0,46)		4,54*** (0,68)	3,60*** (0,70)
Episode chômage		-1,59*** (0,12)	-1,87*** (0,13)		-1,27*** (0,19)	-1,62*** (0,20)
Sal. Quint. 1		11,67*** (0,17)	11,76*** (0,18)		16,44*** (0,27)	17,08*** (0,28)
Sal. Quint. 2		1,94*** (0,18)	1,98*** (0,18)		2,09*** (0,26)	2,19*** (0,27)
Sal. Quint. 4		-1,62*** (0,18)	-1,81*** (0,19)		-1,86*** (0,26)	-1,93*** (0,27)
Sal. Quint. 5		-3,19*** (0,18)	-3,25*** (0,19)		-3,37*** (0,26)	-3,31*** (0,27)
Dep. Quint. 1		-2,93*** (0,17)	-3,17*** (0,17)		-3,29*** (0,25)	-3,47*** (0,26)
Dep. Quint. 2		-1,28*** (0,17)	-1,52*** (0,17)		-1,55*** (0,25)	-1,72*** (0,26)
Dep. Quint. 4		2,02*** (0,17)	2,09*** (0,18)		2,03*** (0,26)	2,21*** (0,26)
Dep. Quint. 5		7,61*** (0,18)	7,42*** (0,18)		8,09*** (0,26)	8,12*** (0,27)
Observations	292858	231459	225823	155496	120555	119892
Adjusted $R^2$	0,002	0,061	0,061	0,000	0,076	0,077

Standard errors in parentheses

<sup>+</sup>  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

TABLE 18 – Réforme Placebo en Alsace Moselle

	2 AM vs. 3AM	
	SC	2009-2010
After	1,13** (0,38)	0,61+ (0,37)
Treated (placebo)	-0,65 (0,59)	-0,50 (0,58)
T-effect(placebo)	0,81 (0,87)	0,34 (0,84)
Controls (X)	No	Yes
Observations	29598	29598
Adjusted $R^2$	0,000	0,089

Standard errors in parentheses

+  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$